

# A influência do preço das *commodities* no IPCA: uma análise dinâmica por meio da curva de Phillips

## The influence of commodity prices in the IPCA: a dynamic analysis by the Phillips curve

Aniela Fagundes Carrara<sup>1</sup>

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

### Área Anpec 11 – Economia Agrícola e do Meio Ambiente

#### Resumo

Este estudo investiga como os choques de oferta, originados pelos preços das *commodities*, têm impactado na inflação brasileira. Para tanto, foi construída e estimada uma curva de Phillips, nos moldes da que faz parte 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 obtidos sugerem que a taxa de inflação brasileira tem um componente de indexação importante, mas é também influenciada pela expectativa que o mercado forma a seu respeito e pelo comportamento dos preços das *commodities*, que também exercem certo impacto na expectativa de inflação. Evidenciando, assim, que o impacto dos preços destes produtos primários na inflação do país, não deve ser desprezado.

**Palavras – chave:** preço das *commodities*, inflação, choques de oferta

**Classificação JEL:** Q02, Q11, E31

#### Abstract

This study investigates how supply shocks originated by commodity prices have impacted the Brazilian inflation. Thus, it was built and estimated a Phillips curve, similar to the part of the small semi-structural model used by the Central Bank of Brazil. The method of estimation used was the autoregression with Vector Error Correction (VEC) in its structural version. The results suggest that the Brazilian inflation rate is an important index component, but is also influenced by the expectation that the market way about him and the behavior of commodity prices, which also have some impact on inflation expectations. Demonstrating that the price impact of such primary products on inflation in the country, should not be neglected.

**Key - words:** commodity prices, inflation, supply shocks

**JEL Classification:** Q02, Q11, E31

### 1. Introdução

Nos últimos anos o tema inflação voltou a ganhar destaque no noticiário e nas discussões econômicas, já que desde 2010, mesmo estando a economia distante das elevadíssimas taxas de inflação que predominaram na década de 1980 até a implantação do Plano Real, as autoridades monetárias têm encontrado cada vez mais dificuldades em manter as taxas de crescimento dos preços em patamares aceitavelmente próximos à meta estipulada (BACEN, 2016).

Tal comportamento da inflação suscita debates e discussões que visam encontrar suas causas. Considerando toda a gama de variáveis que podem influenciar o nível de preços de um país, este trabalho dará enfoque aos choques de oferta, provocados pelos preços das *commodities*<sup>3</sup>, devido às evidências trazidas

---

<sup>1</sup> Doutora em Economia Aplicada pela ESALQ/USP e Pesquisadora do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada-CEPEA/USP. E-mail: anielacarrara@usp.br.

<sup>2</sup> 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: gscbarro@usp.br.

<sup>3</sup> Refere-se a *commodities* como aqueles produtos passíveis de estrita padronização, que são, em muitos casos, negociados em bolsas de mercadorias e futuros.

pela literatura especializada no tema e também pela posição de destaque que o Brasil ocupa na produção e na comercialização de tais bens, que segundo informações do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), mesmo com a queda de seus preços, tiveram uma participação de 45,6% no total exportado pelo país em 2015<sup>4</sup>.

Na literatura internacional existem diversos autores, tais como Browne e Cronin (2010), Ciner (2011), Mallick e Sousa (2013), dentre outros, que por meio de seus estudos para diferentes países e para diversos períodos de tempo, apontam que a variação na inflação que a maioria das economias apresenta no decorrer do tempo, é pelo menos em parte, devido aos choques de oferta, particularmente aos choques nos preços das *commodities*.

E até mesmo na literatura nacional, em que os estudos que relacionam o preço das *commodities* com a inflação são bem mais raros, pode-se citar Melo (2013) que ressalta que no Brasil, nos períodos mais recentes, a trajetória dos preços internacionais das *commodities* esta sendo acompanhada pelo aumento da inflação doméstica. E Moreira (2014), que ao analisar dados entre janeiro de 2005 e maio de 2013 para a economia brasileira, conclui que as autoridades monetárias do país têm motivos para se preocupar com a movimentação dos preços das *commodities*, já que seus testes mostram que quanto maior a volatilidade dos preços de tais bens primários, mais baixo é o nível do Produto Interno Bruto (PIB) e as expectativas de inflação se tornam mais elevadas.

Desta forma, o objetivo principal deste estudo é avaliar – no contexto do Regime de Metas de Inflação em vigor no Brasil - como os choques de oferta, mais especificamente os choques provenientes dos preços das *commodities*, têm impactado na inflação brasileira. Para tanto, será estimada uma curva de Phillips, 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, de modo a obter resultados que captam os efeitos dinâmicos da variável de interesse sobre a inflação.<sup>5</sup>

A motivação para tal estudo deriva do cenário econômico brasileiro recente e dos debates levantados pelos autores citados acima, que deixa clara a importância de se aprofundar a investigação teórica e empírica já existente, de modo a verificar como os choques de oferta, gerados pelos preços das *commodities*, interagem com a inflação brasileira.

O desenvolvimento deste trabalho visa suprir a falta de informações relacionadas à participação das oscilações nos preços dos bens primários aqui em questão, na determinação do nível de inflação do país. Existem muitos trabalhos que tratam dos choques de demanda que incidem na economia brasileira; já sobre os choques de oferta, principalmente daqueles relacionados às *commodities*, a quantidade não é a mesma.<sup>6</sup>

Este estudo está dividido em quatro seções, além desta introdução: na segunda seção é apresentada uma breve revisão bibliográfica a respeito da relação entre os choques de oferta e a inflação, com foco na existência desta, dentro da economia brasileira. 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 nos preços das *commodities* e a inflação**

A questão dos choques de oferta, provocados por oscilações nos preços das *commodities* e dos possíveis efeitos que eles acarretam para a inflação de um país, é um ponto de intenso debate entre aqueles

---

<sup>4</sup> Santos (2016) salienta que a participação hegemônica de produtos básicos na pauta exportadora brasileira, aliada à comparação internacional em termos de exportações líquidas, permitem classificar o Brasil como exportador de *commodities*.

<sup>5</sup> O período de tempo utilizado na estimação proposta por este artigo segue o período que a primeira autora utilizou para estimar os modelos da sua tese de doutorado, já que o presente estudo é parte de tal trabalho.

<sup>6</sup> Na literatura brasileira também existem trabalhos que dão destaque para os choques nos preços das *commodities*, porém, analisando seu impacto sobre outras variáveis econômicas, como o caso do estudo de Santos (2016) que analisa a influencia de tais choques nas exportações brasileiras. Ou que dão outro enfoque para a relação dos preços das *commodities* e da inflação, como o trabalho de Souza (2014) que busca verificar se a inclusão de fatores contidos nos índices de *commodities* melhora o desempenho preditivo de um modelo para inflação.

que acham que tais choques não devem ser motivo de preocupação por parte dos formuladores da política monetária, já que são passageiros e aqueles que defendem que os mesmos merecem atenção, uma vez que são responsáveis por pelo menos parte da inflação do país.

Na literatura internacional, pode-se citar Bacha e Fishlow (2011) como exemplos de autores que fazem parte deste último grupo, já que acreditam que a resposta à volatilidade dos preços das *commodities* é um problema que importa para a política econômica. Awokuse e Yang (2002) também seguem esta linha e vão mais longe na questão da importância dos preços das *commodities*, ao mostrarem que vários importantes formuladores de políticas defendem o uso dos preços de tais bens primários como um indicador da inflação, uma vez que um aumento destes preços pode indicar que a economia está crescendo muito rapidamente e, portanto, que a inflação tende a subir.

Também existem discussões a respeito de como um choque provocado pela variação dos preços das *commodities* pode influenciar a inflação de um país de maneira diferente acordo com o grau de desenvolvimento de sua economia. Gelos e Ustyugova (2012) são exemplos de pesquisadores que investigam este ponto e ao examinarem dados de economias avançadas<sup>7</sup> e em desenvolvimento no período de 2001 a 2011, encontram que os choques causados pelos preços das *commodities* têm efeitos mais fortes sobre a economia de países em desenvolvimento do que sobre economias avançadas, sendo a transmissão dos choques dos preços das *commodities* alimentares nas economias em desenvolvimento quatro vezes maior do que nas economias avançadas. Os autores também concluem que países cujos alimentos possuem grande peso na cesta do índice de preço ao consumidor e que fazem uso intensivo do petróleo, são mais propensos a enfrentar efeitos inflacionários mais fortes decorrentes de choques nos preços dos alimentos e combustíveis, como já era de se esperar.

Seguindo a mesma linha de argumentação, Rosengren (2011) ressalta que 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 destes, 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.

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.

Já na literatura nacional, apesar das pesquisas sobre o tema serem bem mais escassas, além dos estudos de Melo (2013) e Moreira (2014), já citados na introdução deste artigo, pode-se citar o trabalho de Moreira (2012), que por meio de dois modelos VAR bivariados, um calculado entre o IPCA e o preço das *commodities* e outro estimado entre o IPCA e o hiato do produto, encontra que para a economia brasileira, pelo menos no período de sua análise (janeiro de 2005 a junho de 2011), a mudança na taxa de inflação ao consumidor é basicamente determinada, com defasagem de tempo, pela flutuação dos preços das *commodities* e não pela dinâmica da atividade doméstica do país. Desta maneira, a hipótese de choques de demanda como a principal causa de alterações na taxa de inflação, é rejeitada pelo autor em favor da hipótese dos choques de oferta.

## **2.1 O preço das *commodities* e a inflação brasileira: primeiras evidências**

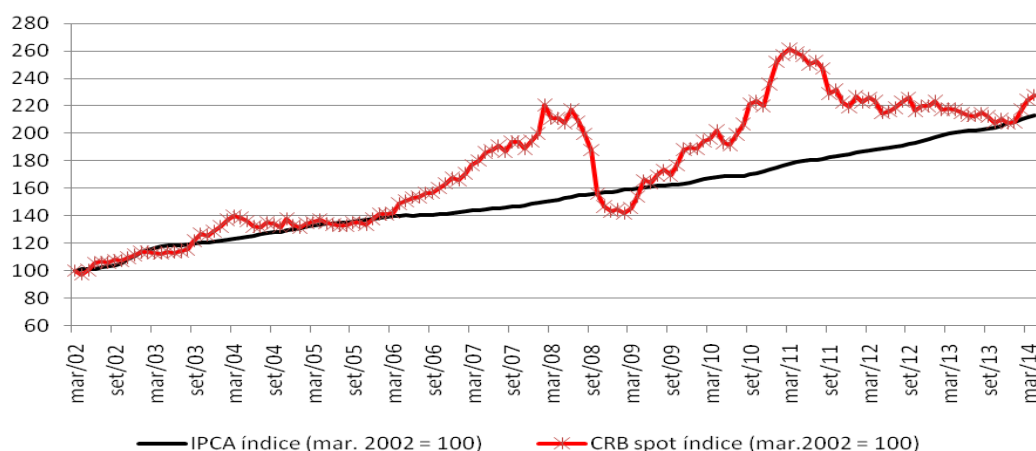
Um primeiro passo para iniciar a análise proposta por este estudo, é observar a trajetória dos preços das *commodities*, bem como a do índice de preços que mede a inflação brasileira. A figura 1 expõe a relação entre a evolução do índice oficial de inflação no Brasil (Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA) e a do índice *Commodity Research Bureau* spot (CBR spot)<sup>8</sup>.

<sup>7</sup> Segundo os autores, a classificação entre países avançados e países em desenvolvimento, segue a classificação do Fundo Monetário Internacional (FMI).

<sup>8</sup> O índice de preço CRB spot, 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

Percebe-se que há uma tendência positiva importante relacionando as duas variáveis, entre 2002 e 2014, sendo que o índice CRB apresenta uma variação maior, com picos de alta entre 2007/2008 e durante o ano de 2011, imprimindo ao longo do período analisado uma trajetória ascendente, que é seguida pelo IPCA.

Desta forma, a Figura 1 apresenta uma primeira evidência da relação entre os preços das *commodities* e a inflação brasileira, e assim corrobora o prosseguimento da investigação proposta, através de meios estatísticos robustos, que podem confirmar ou não a existência de tal ligação.



**Figura 1 - Comparação entre IPCA e CRB spot**

Fonte: IPEA e Thomson Reuters

## 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, 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). 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, relacionando diretamente a inflação de preços com o hiato do produto; ii) uma curva IS, que representa a demanda agregada; 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 e iv) uma regra de condução da política monetária similar à de Taylor, que torna possível a avaliação da relação entre a política fiscal e monetária.

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 choques de oferta, provocados pelos preços das *commodities*.

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, seja através da revisão dos parâmetros ou pela adoção de novas especificações para as equações (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. Tal variável já era tida como importante pelos autores que propuseram o modelo original – 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 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 através de modelos autorregressivos. A equação pode ser representada da seguinte forma:

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

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

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 Brasil<sup>9</sup>, 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

Baseado no modelo de Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) e em sua versão utilizada atualmente pelo Bacen, que incorpora as modificações necessárias para tornar tal modelo aderente à atual realidade econômica brasileira, especificada na equação (1), o presente trabalho irá estimar uma curva de Phillips com a seguinte formulação

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

<sup>9</sup> 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).

Nessa expressão,  $\pi$  é o índice de preços IPCA,  $crb$  é o índice de preço de *commodities* expresso em dólares, que representa o choque de oferta dentro da equação<sup>10</sup>,  $e$  é a taxa de câmbio nominal,  $expec$  é a expectativa atual da inflação futura (inflação do mês seguinte),  $h$  é o hiato do produto,  $prodtrab$  é uma medida da produtividade do trabalho,  $j$  é o número de defasagens consideradas para cada variável, e  $\varepsilon$  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 estipula uma meta para tal índice, que deve ser seguida pelo Banco Central. Além de ser amplamente utilizado como representação da inflação em grande parte da literatura que trata do assunto, tanto que Sachsida, Ribeiro e Santos (2009) citam o IPCA como a *proxy* padrão da inflação, para os trabalhos que estimam a curva de Phillips brasileira para períodos após a instituição do Regime de Metas.

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, pois esta pode trazer um maior ajuste, já que alguns estudos, como o de Ono (2014), apontam que 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.

### 3.2 Dados utilizados

Para a estimação da equação de Phillips foram utilizados dados mensais que vão de março de 2002 a abril de 2014<sup>11</sup>. Todas as variáveis foram transformadas em índice com o ano base em março de 2002. Conforme propõem Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), todas as variáveis (índices) foram expressas em logaritmos. A Tabela 1 apresenta uma descrição mais completa de todas as séries que integram a curva de Phillips proposta por este trabalho:

**Tabela 1- Descrição das variáveis utilizadas na curva de Phillips**

continua

VARIÁVEIS	REPRES.	DESCRIÇÃO
IPCA	$\pi$	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Fonte: IBGE-IPEADATA
CRB	$crb$	Índice de preços <i>Commodity Research Bureau</i> (CRB) <i>spot</i> em dólares. Fonte: Thomson Reuters.

<sup>10</sup> É importante ressaltar que o índice de preço de *commodities* CRB foi utilizado neste trabalho em detrimento do índice de preço de *commodities* IC-Br calculado pelo Banco Central do Brasil e de outros índices, como o fornecido pelo Fundo Monetário Internacional (FMI), com vistas a seguir a formulação da curva de Phillips que o Banco Central usa em suas análises.

<sup>11</sup> 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”, uma vez que a mesma estava disponível para o período entre 03/2002 e 04/2014, quando a coleta dos dados foi feita.

**Tabela 2- Descrição das variáveis utilizadas na curva de Phillips**

conclusão

VARIÁVEIS	REPRES.	DESCRIÇÃO
CÂMBIO	<i>e</i>	Taxa de câmbio - Livre - Dólar americano (venda) - Média de período - mensal - u.m.c./US\$. Série número: 3698. Fonte: Sistema de Séries temporais do Banco Central.
EXPECTATIVA DA INFLAÇÃO	<i>exp ec</i>	Expectativa no período presente para a inflação em t+1. Obtida através da média diária dos valores divulgados da pesquisa focus para cada mês. Fonte: Sistema de Expectativas do Banco Central.
HIATO DO PRODUTO	<i>h</i>	Para o cálculo do hiato, foi utilizada a seguinte fórmula: $\frac{(PIB_{real} - PIB_{potencial})}{PIB_{potencial}}$ <p>Em que para representar o PIB real foi utilizada a série PIB mensal - Valores correntes (R\$ milhões) - R\$ (milhões). Série nº 4380 do Bacen<sup>12</sup>. Fonte: Banco Central. E o PIB potencial foi estimado pelo filtro de Hodrick – Prescott<sup>13</sup>.</p>
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, Pesquisa Mensal de Emprego – PME (IBGE). <sup>14</sup> Fórmula utilizada: Prodtrab= PIB/horas trab.

Fonte: Elaborado pelos autores.

### 3.3 Método de estimação empregado

Os primeiros testes realizados foram o ADF (DICKEY e FULLER, 1981), o ADF-GLS (ELLIOT, ROTHENBERG e STOCK, 1996) e o KPSS (Kwiatkowski et al., 1992)<sup>15</sup>, que verificam a estacionariedade das séries. Estes dois últimos testes também foram realizados, pois são versões consideradas mais eficientes do teste ADF. De acordo com Hatanaka (1996), as mudanças implementadas por esses procedimentos, visam corrigir problemas de perda de poder e distorção de tamanho, observados em alguns casos, no teste original de Dickey e Fuller.

Após os testes 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 do Erro de Previsão e a Decomposição Histórica da Variância do Erro de Previsão. Para a

<sup>12</sup> O hiato do produto também foi calculado utilizando 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.

<sup>13</sup> Com o filtro Hodrick e Prescott ou simplesmente filtro HP o produto potencial é calculado a partir da minimização da soma do quadrado das diferenças entre a série efetiva e a sua tendência de longo prazo, sujeita à restrição de que a soma do quadrado das segundas diferenças da tendência deve ser zero. O peso desta última restrição, representada por “ $\lambda$ ”, pode variar, e o raciocínio é que quanto maior este peso, maior é a tendência que a derivada do filtro HP tem de se aproximar de uma reta. Em contraste, quanto menor o peso atribuído à “suavização” da tendência, mais esta se aproxima da série original. No caso deste trabalho o peso atribuído a suavização foi de 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).

<sup>14</sup> 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.

<sup>15</sup> Kwiatkowski et al. (1992) propõem um teste de raiz unitária que, ao contrário dos tradicionais, tem como hipótese nula a afirmação de que a série observada é estacionária, sendo esta pressuposição testada contra a hipótese alternativa de presença de raiz unitária. Seguindo a argumentação de Maddala e Kim (1998), pode-se considerar o teste KPSS como um teste confirmatório, que eleva a eficácia da análise e garante resultados mais robustos na verificação da ordem de integração das séries de tempo.

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 dos testes de raiz unitária: ADF-GLS e KPSS

Todos os testes foram realizados com as variáveis em logaritmo e o número de defasagens foi escolhido pelo critério de informação de Akaike modificado (MAIC), que a partir de um número definido como o máximo<sup>16</sup>, indica a defasagem mais adequada para a variável ser testada. A Tabela 2 traz os resultados obtidos.

**Tabela 2- Resultado dos testes ADF-GLS e KPSS**

Variável		Teste ADF (valores do teste) *	Teste ADF-GLS (valores do teste) **	Teste KPSS (valores do teste) ***
<b>ipca (l<math>\pi</math>)</b>	Constante	-0,046383	1,94301	2,95201
	Constante e tendência	-2,39359	-0,974781	0,268884
<b>crb (lcrb)</b>	Constante	-1,89724	0,248434	6,23307
	constante e tendência	-2,51088	-2,129	0,503181
<b>câmbio (le)</b>	Constante	-1,93623	-1,58907	0,819495
	constante e tendência	-0,439093	-1,99631	0,258317
<b>expectativa (lexpec)</b>	Constante	-1,30477	0,833868	1,08132
	constante e tendência	-4,31687	-1,38398	0,154434
<b>hiato (lh)</b>	Constante	-1,92023	-1,91685	0,316992
	constante e tendência	-2,08967	-2,05498	0,0794782
<b>Prod.do trabalho (lprodtrab)</b>	Constante	-1,09276	1,57592	7,31827
	constante e tendência	-0,998931	-4,33805	0,495302

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

\* Valores críticos com constante: -2,57 a 10%, -2,86 a 5% e -3,43 a 1%. Valores críticos com constante e tendência: -3,13 a 10%, -3,41 a 5% e -3,96 a 1% segundo Davidson e Mackinnon (1993).

\*\* 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)).

\*\*\* 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)).

<sup>16</sup> É importante salientar que o critério utilizado para definir a defasagem máxima ( $p_{\max}$ ) para as variáveis utilizadas neste estudo, foi o proposto por Schwert (1989), onde  $p_{\max} = \text{int} \left[ 12 * \left( \frac{T}{100} \right)^{1/4} \right]$ , sendo T o número de observações. Logo, como todas as séries aqui utilizadas possuem 146 observações, foi encontrado para as mesmas o máximo de 13 defasagens.



Por meio da Tabela 2 observa-se que algumas variáveis foram identificadas como estacionárias, a um nível de significância de 5%, por um dos testes realizados, este é o caso da variável *prodtrab* que foi considerada estacionária pelo teste ADF-GLS com constante e tendência, do hiato do produto que se apresentou estacionário para o teste KPSS com constante e tendência e somente com constante e também para o teste ADF-GLS com constante, além da expectativa de inflação que o teste ADF com constante e tendência apontou ser  $I(0)$ . Mas como todas as variáveis foram definidas por pelo menos dois testes como não estacionárias em nível, assim elas foram consideradas.

Para corrigir a presença da raiz unitária, encontrada por pelo menos dois dos testes realizados, 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, a equação (2) foi ajustada com as variáveis nas primeiras diferenças.

#### 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 proposta. 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 dois vetores, contra a hipótese alternativa de existirem mais de dois 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 erro, obtendo, assim, um Modelo Autorregressivo com Correção de Erros (VEC), que no caso deste trabalho será utilizado em sua versão estrutural.

**Tabela 3 - Resultado do teste de cointegração de Johansen**

Hipótese nula ( $H_0$ )	Hipótese alternativa	Estatística traço	Valores críticos a 5%*
$r=0$	$r>0$	146,073	94,15
$r=1$	$r>1$	85,671	68,52
<b><math>r=2</math></b>	<b><math>r&gt;2</math></b>	<b>46,845</b>	<b>47,21</b>
$r=3$	$r>3$	23,818	29,68
$r=4$	$r>4$	5,018	15,41
$r=5$	$r>5$	0,489	3,76

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

\*Valores críticos segundo Osterwald-Lenum (1992)

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

Primeiramente, foi definida a matriz de relação contemporânea, que considera as relações econômicas existentes entre as variáveis. A matriz foi estabelecida com base na seguinte sequência de variáveis: IPCA, CRB, câmbio, expectativa da inflação, hiato do produto e produtividade do trabalho. As restrições impostas foram as seguintes: o IPCA ficou em função da expectativa de inflação, 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.

A imposição destas restrições foi realizada de acordo com as relações econômicas que se pretende investigar e seguindo o resultado do Teste LR para sobreidentificação, que, com nove graus de liberdade e um valor calculado de 16,21, não rejeitou as restrições sobreidentificadas impostas ao modelo a um nível de 5% de significância.

Tais relações e seus coeficientes estimados estão na Tabela 4.

##### 4.3.1 Resultado da matriz de relação contemporânea

Antes de analisar os valores obtidos, é importante ressaltar, que devido aos resultados dos testes de raiz unitária, o modelo foi ajustado com as diferenças dos logaritmos das variáveis. Desta forma, todos os valores encontrados, que serão expostos a partir deste ponto até o final do trabalho, tratam das relações entre as variações dos componentes do modelo proposto<sup>17</sup>.

Pode-se perceber, ao avaliar os dados da Tabela 4, 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 índice CRB e a expectativa de inflação futura, que extrapola o nível de 10%.

Os coeficientes estimados da Tabela 4 indicam que um aumento de 1% sobre as expectativas de inflação para o próximo mês leva a um aumento contemporâneo de 0,28% do IPCA. Com relação ao índice de *commodities* CRB, um aumento de 1% nesta variável provoca um aumento contemporâneo de 0,004% na expectativa de inflação, uma queda de 0,53% no câmbio e de 0,28% na produtividade do trabalho. Um aumento de 1% no hiato do produto resulta em uma elevação contemporânea da expectativa de inflação de 0,011% e um aumento de 1% na produtividade do trabalho eleva contemporaneamente o hiato do produto em 1,01%. Estes coeficientes estimados dizem respeito apenas ao comportamento contemporâneo das variáveis sem considerar as suas interações ao longo do tempo. Esse aspecto é examinado a seguir.

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

Relações contemporâneas		Coeficientes estimados	Desvio Padrão	Estatística t <sup>18</sup>
De	Sobre			
Expectativa	IPCA	0,282	0,167	1,688
CRB	Câmbio	-0,536	0,086	-6,206
CRB	Expectativa	0,004	0,003	1,449
Hiato	Expectativa	0,011	0,003	3,446
Prod. Trab.	Hiato	1,012	0,017	60,623
CRB	Prod. Trab.	-0,283	0,073	-3,868

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

#### 4.3.2 Resultados da decomposição da variância do erro de previsão<sup>19</sup>

A decomposição foi calculada para 24 períodos (meses), mas será exposta, de maneira resumida por meio dos períodos 1-5, 9,12, 17 e 24, de modo a facilitar a apresentação, uma vez que nos períodos suprimidos não acontecem grandes variações.

Na decomposição da variância do IPCA, exibida pela Tabela 5, pode-se inferir que nos primeiros períodos, grande parte das variações do IPCA é explicada por ela mesma, porém com o passar dos meses o CRB e a produtividade do trabalho vão ganhando importância na explicação das mudanças de tal variável, tanto que no vigésimo quarto mês 32,75% das variações do IPCA são explicadas pelo CRB e pelo câmbio conjuntamente (deve-se somar os efeitos destas duas variáveis, já que o índice CRB foi inserido em dólares no modelo) e 29,2% pela produtividade do trabalho. Considerando os valores médios tem-se que a variável que mais influencia a variância do IPCA é ela mesma, explicando em média 42,75% de sua variação, seguida pelo CRB acrescido do câmbio que explica em média 26,03% das mudanças do IPCA, e pela produtividade do trabalho que explica em média 22,76% das alterações da variável aqui em questão. A expectativa presente da inflação para o próximo mês, também apresenta uma participação considerável na decomposição da

<sup>17</sup> Para simplificar a redação e evitar repetições, o termo “variação” será omitido na discussão dos resultados.

<sup>18</sup> 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).

<sup>19</sup> Nesta subseção será apresentada apenas a decomposição da variância do IPCA, que é central para a discussão do tema proposto pelo trabalho. Outros resultados do estudo encontram-se na tese de doutorado da primeira autora.

variância do IPCA, já que em média explica 8,15% das flutuações desta. Por fim, a variável hiato do produto é a que menos explica as variações do IPCA (em média 0,28%).

Com base nos resultados acima, observa-se que os choques de oferta, representados aqui pelo índice CRB somado ao câmbio e pela produtividade do trabalho, têm um peso maior na decomposição da variância do IPCA do que os choques do lado da demanda, representados pelo hiato do produto, o que está de acordo com os resultados de Moreira (2012), guardada as devidas diferenças entre os períodos analisados e as metodologias empregadas.

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

Períodos	Desvio-Padrão	IPCA	CRB	CÂMBIO	EXPEC	HIATO	PRODTRAB
1	0,002092	98,033	0,002	0	1,812	0,006	0,146
2	0,00277	79,913	2,047	4,914	13,038	0,004	0,004
3	0,003078	74,289	4,222	4,37	13,956	0,012	3,152
4	0,003321	66,653	7,405	4,266	13,683	0,052	7,941
5	0,003594	57,77	12,222	4,167	12,308	0,101	13,432
9	0,004487	37,236	23,835	4,588	8,098	0,312	25,93
12	0,004769	33,032	26,442	4,807	7,172	0,363	28,183
17	0,004906	31,27	27,587	4,925	6,777	0,386	29,054
24	0,004933	30,938	27,805	4,95	6,702	0,391	29,214

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

E assim, com base na importância de cada variável na explicação da variância do IPCA é que serão apresentadas as funções impulso resposta na próxima subseção, de modo a destacar aquelas que têm maior peso no IPCA.

#### 4.3.3 Resultado das funções impulso resposta<sup>20</sup>

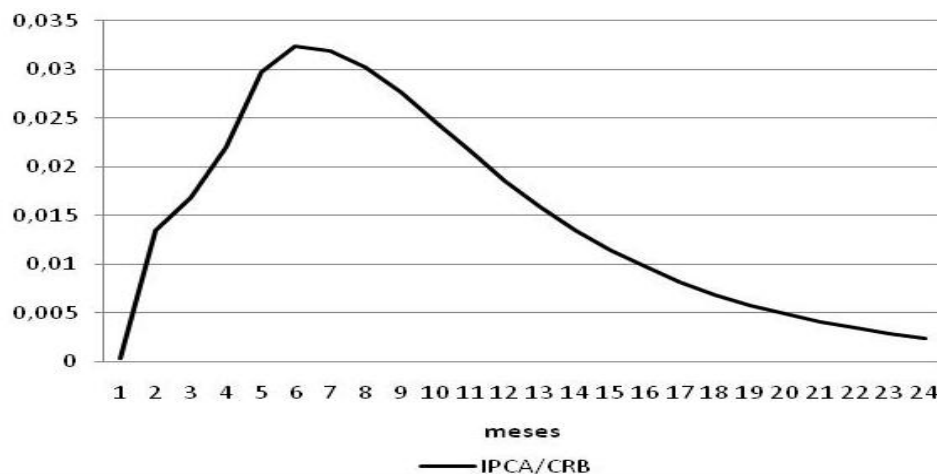
Nesta seção, serão apresentadas as respostas do IPCA aos choques exógenos e individuais das variáveis que, de acordo com a decomposição da variância exposta acima, são mais importantes para este índice de preço.

Uma das relações que mais interessam aqui é a resposta do IPCA a um choque no índice CRB, cuja trajetória é exposta pela Figura 2. Pode-se inferir que a ocorrência de um choque no índice de *commodities* CRB, provoca aumento do IPCA, que cresce período a período, até atingir seu pico no sétimo mês, quando um aumento de 1% no índice de *commodities* provoca uma elevação de 0,032% no IPCA. Após o período de pico, o impacto do choque no CRB vai se dissipando.

Um movimento semelhante, porém de menor valor, é produzido pela resposta da expectativa presente para a inflação do próximo mês a um choque no CRB, apresentado pela Figura 3. A expectativa presente de inflação, da mesma forma que o IPCA, reage ao choque, que chega ao seu patamar mais elevado no sexto

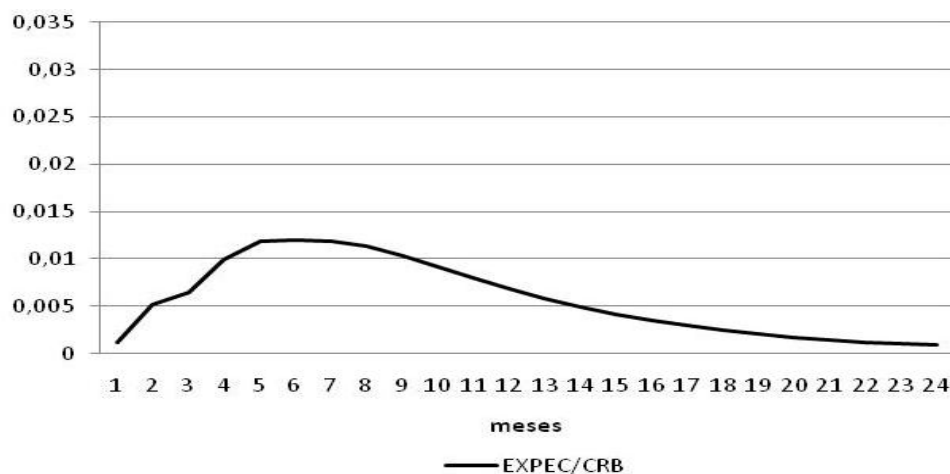
<sup>20</sup> Nesta subseção serão apresentadas apenas as funções impulso resposta que são centrais para a discussão do tema proposto pelo trabalho. Outros resultados do estudo encontram-se na tese de doutorado da primeira autora.

mês, quando provoca um aumento de 0,012% na expectativa para a inflação do próximo período (considerando que o choque positivo tenha sido de 1%).



**Figura 2- Função impulso resposta: Resposta do IPCA a um choque no CRB**

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

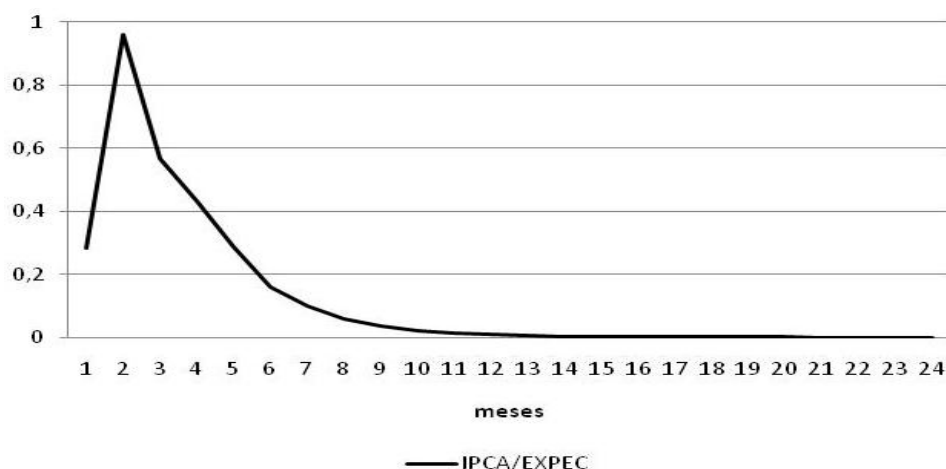


**Figura 3 - Função impulso resposta: Resposta da expectativa presente para a inflação no próximo mês a um choque no CRB**

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

Com as análises acima, é possível perceber que o impacto de variação no índice CRB é, de fato, maior no IPCA do que na expectativa que se tem no período presente para a inflação do próximo mês. Os resultados sugerem, portanto, que após um choque positivo nos preços medidos pelo CRB, a expectativa da inflação futura cresça por alguns períodos, alcançando um máximo, para que depois passe a diminuir, dissipando-se com o tempo. Esse padrão é seguido pela inflação corrente, que cresce, atinge um pico, de maneira mais lenta do que a expectativa e, a seguir, passa diminuir, diluindo o efeito do choque também ao longo do tempo.

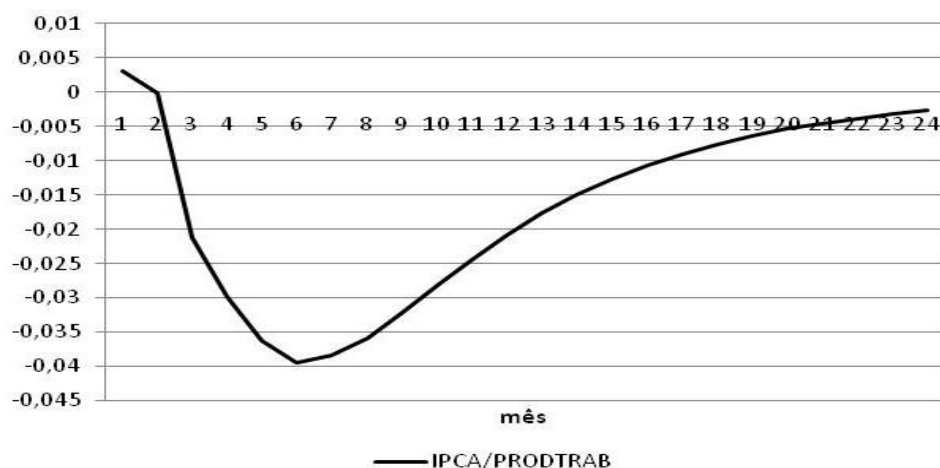
A Figura 4 apresenta a relação entre a expectativa presente de inflação para o próximo mês e a inflação. Nota-se que um aumento de 1% na expectativa para o mês seguinte leva a um aumento parecido na inflação já no segundo mês, quando se alcança praticamente uma relação de um para um, entre o choque e a resposta analisada. O que indica uma forte relação entre estas variáveis e sugere que todas as variações sofridas pelas expectativas de inflação, entre as quais pode-se incluir aquelas provocadas pelos preços das *commodities*, que foram mostradas na Figura 3, são repassadas para o IPCA.



**Figura 4 - Função impulso resposta: Resposta do IPCA a um choque na expectativa**

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

Considera-se agora a relação entre o IPCA e a produtividade do trabalho, a Figura 5 mostra que dada à ocorrência de um choque de, por exemplo, 1% na produtividade do trabalho, o IPCA no primeiro período apresenta um leve aumento, de um pouco mais de 0,003%, porém do segundo período em diante, tal índice de inflação imprime uma trajetória de queda que chega ao seu ponto máximo no sexto período, quando a resposta do IPCA alcança a marca de -0,039%. Após este pico o efeito do choque na produtividade do trabalho vai se dissipando lentamente, o que indica que um incremento na produtividade do trabalho, pode trazer um efeito pequeno, porém benéfico ao IPCA.



**Figura 2 - Função impulso resposta: Resposta do IPCA a um choque na produtividade do trabalho**

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

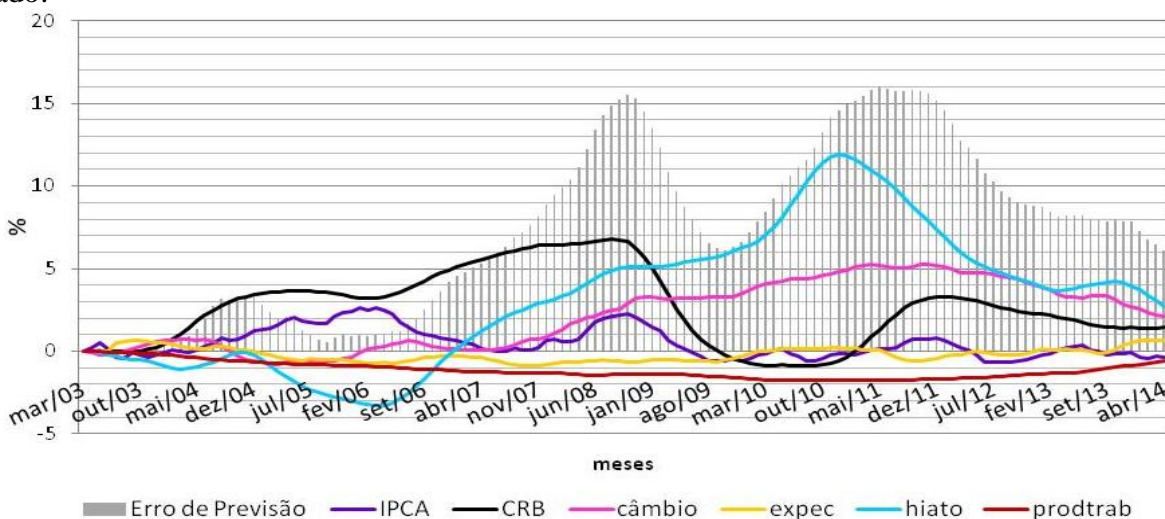
Logo, com a exposição dos resultados da decomposição da variância e das funções impulso resposta, obtidos por meio da estimação da equação proposta para a curva de Phillips, é possível perceber a influência que um choque de oferta, provocado pela variação dos preços das *commodities*, tem sobre o IPCA e sobre a expectativa presente de inflação para o mês seguinte, bem como a porcentagem da variação do índice de inflação, aqui em questão, que é explicada pelo índice de preço CRB. Também foi possível analisar o comportamento do IPCA perante choques nas principais variáveis que compõem a curva de oferta agregada aqui estudada.

#### 4.3.4 Decomposição histórica da variância do erro de previsão do IPCA

No contexto da avaliação realizada através da decomposição histórica, considera-se que dentro do período analisado, cada variável pode apresentar um comportamento distinto 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 o comportamento observado da variável dependente da equação da curva de Phillips, diga-se o IPCA, considerando o período utilizado no estudo.

De modo a obter uma análise mais abrangente do poder de previsão do modelo proposto, bem como dos choques que contribuíram para desviar os valores observados do IPCA dos seus valores previstos, a decomposição histórica foi calculada para três subperíodos diferentes: todos terminando em abril de 2014: (a) um, que considera o conjunto de informações anteriores ao “boom das *commodities*” que se inicia em março de 2003; (b) um subperíodo médio que começa em março de 2006, em meio ao “boom”; (c) um subperíodo menor que se inicia em março de 2008, antes do auge da crise financeira mundial. Em cada caso, a variância dos erros de previsão do IPCA é decomposta em relação aos choques não esperados nela e nas demais variáveis do modelo.

Por meio da Figura 6, é possível observar que quando a previsão do IPCA é feita em março de 2003 e se considera um período até abril de 2014, os valores observados do IPCA são maiores do que os previstos pelo modelo, desta forma, tem-se que os erros de previsão do IPCA são, na grande maioria das vezes, positivos. Através da Figura 6 pode-se inferir que até meados de 2006 as movimentações positivas não previstas do próprio IPCA e do CRB foram os principais responsáveis pelos erros de previsão do índice de preços aqui avaliado, já que contribuíram para manter tal variável mais elevada do que o previsto. Entre 2009 e 2006 aumentos não antecipados no índice CRB e no hiato do produto, foram respectivamente o primeiro e o segundo fatores que mais contribuíram para os erros de previsão, sendo que até o início de 2009, a elevação não esperada do índice CRB se manteve como a principal fonte da diferença entre o IPCA previsto e o observado.



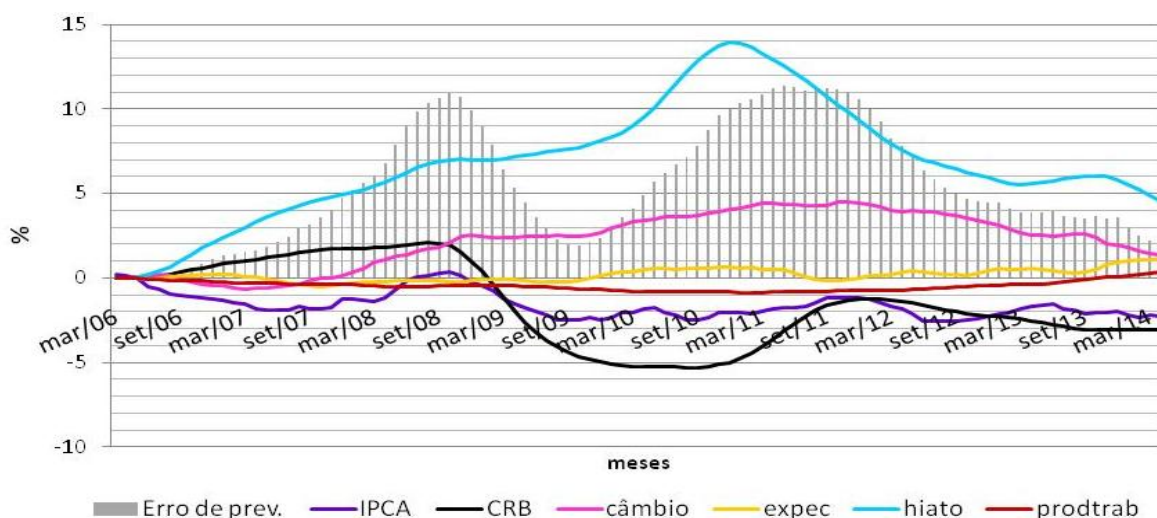
**Figura 3 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão do IPCA entre março de 2003 e abril de 2014**

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

Já a partir de 2009 o fator que mais contribuiu para que o IPCA crescesse acima do nível esperado foi a elevação não prevista do hiato do produto, que se tornou ainda maior. Esta elevação não esperada do hiato mostra que o produto real ficou maior do que o produto potencial, promovendo assim um aquecimento não antecipado da economia, que fez com que o IPCA observado ficasse maior do que o previsto pelo modelo. Ainda no período a partir de 2009, pode-se citar movimentos ascendentes inesperados no câmbio e no índice CRB, como fatores que respectivamente em segundo e terceiro lugar, em termos de importância, contribuíram para o erro de previsão do IPCA.

Considerando agora o período de previsão do IPCA a contar de março de 2006, pode-se verificar, por meio da Figura 7, que a exemplo do período anterior, os erros de previsão do IPCA também são predominantemente positivos, ou seja, os valores observados de tal índice de preço ficaram acima dos valores previstos pelo modelo, porém agora o erro observado foi um pouco menor do que o verificado no período anterior (média de erro de 5,4% contra uma média de 7,26%).

Durante todo o subperíodo aqui em questão, a variável que predominantemente foi a causa dos erros de previsão do IPCA, foi o hiato do produto que apresentou uma elevação não antecipada que perdurou durante todos os meses analisados. Um segundo choque, que contribuiu em menor proporção para o IPCA observado ficar maior do que o previsto foi o câmbio, que desde meados de 2008 imprimiu uma trajetória não esperada de alta. Ademais, ainda observa-se que entre março de 2009 e final de 2011 o índice CRB apresentou uma queda não esperada que contribuiu para que o IPCA observado deste período não ficasse mais elevado e, assim, fez com que os erros de previsão do IPCA durante estes meses ficassem um pouco menores do que os erros dos períodos imediatamente anteriores e posteriores.

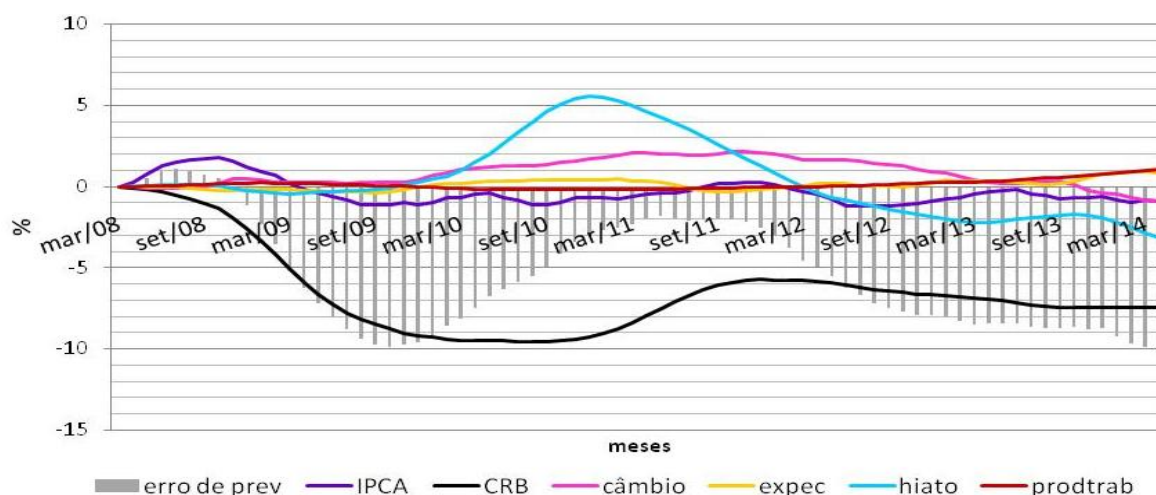


**Figura 4 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão do IPCA entre março de 2006 e abril de 2014**

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

Por fim, ao considerar a previsão feita em março de 2008 para o IPCA, verifica-se, por meio da Figura 8, que os erros de previsão são agora predominantemente negativos. É possível observar que a principal razão de tais erros negativos de previsão, foi uma queda não esperada no índice de preços CRB. Entre março de 2010 e março de 2012, ainda é possível perceber uma elevação não antecipada do hiato do produto, que contribuiu para que os erros (negativos) de previsão ficassem menores. Por fim, entre março de 2010 e março 2013 também é possível verificar uma pequena elevação não prevista do câmbio, que em menor proporção que o hiato, também conteve o valor do IPCA. Logo, pode-se argumentar que a queda não antecipada nos preços internacionais das *commodities*, devido à desaceleração da economia Chinesa, entre outros fatores, fez com que o IPCA ficasse abaixo do previsto com informações disponíveis até 2008.

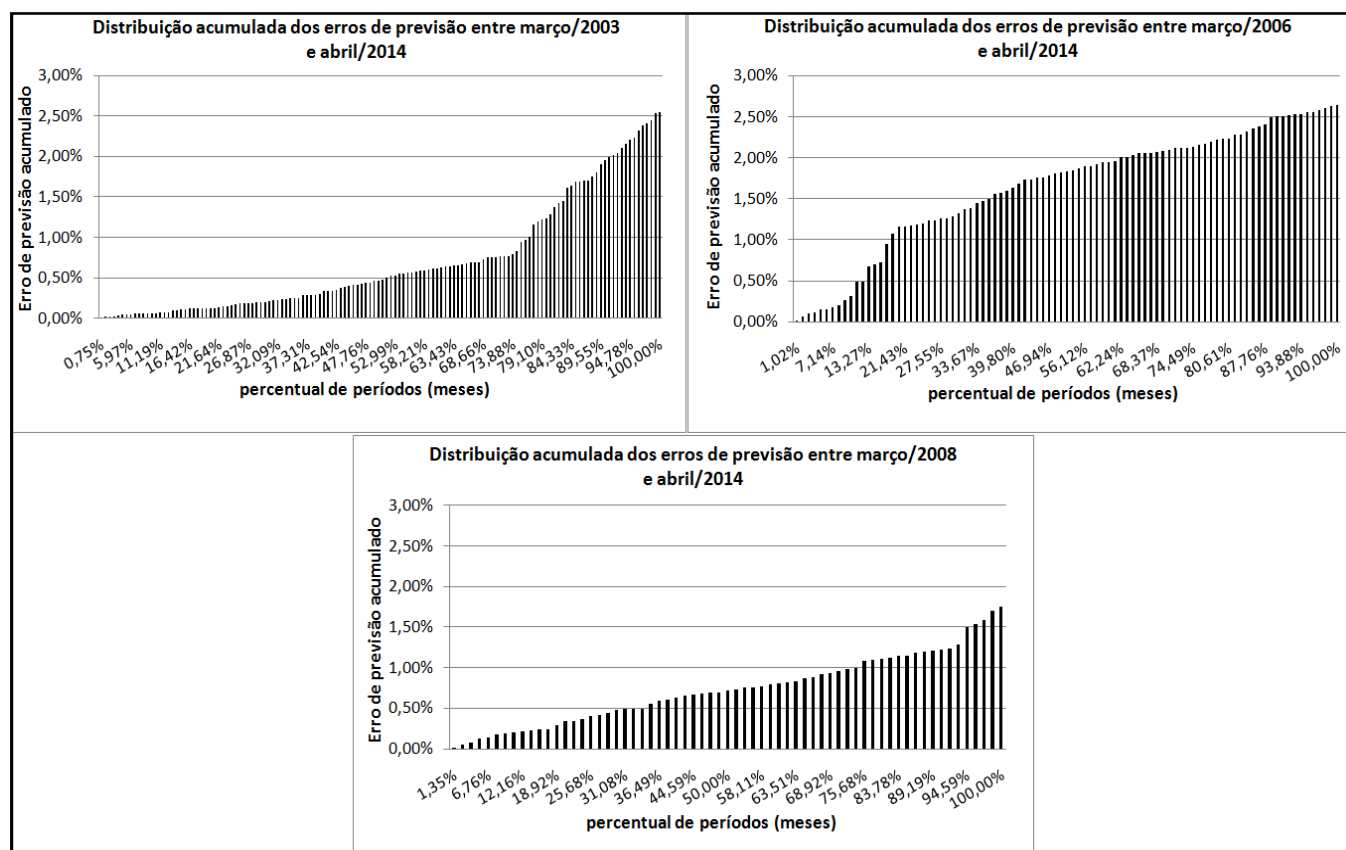
Após a avaliação da decomposição histórica do erro de previsão do IPCA, calculada para os três subperíodos definidos acima, foi possível observar certa influência do hiato do produto sobre o IPCA, relação esta que não havia sido captada pela decomposição da variância e pela função de impulso resposta. E pode-se concluir que as variáveis que mais contribuíram, por meio de choques não inesperados, para os erros de previsão do índice de preço aqui em questão, foram o hiato do produto, o índice CRB e em menor proporção o câmbio. Logo, pode-se inferir que movimentos inesperados nos preços das *commodities* também impactam a inflação.



**Figura 5 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão do IPCA entre março de 2008 e abril de 2014**

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

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. A Figura 9 traz as distribuições acumuladas dos erros de previsão de cada subperíodo analisado acima.



**Figura 9 - Distribuição acumulada dos erros de previsão do IPCA para os períodos analisados**

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



Através da Figura 9 é possível verificar que, para todos os cortes de tempo o erro de previsão é menor que 3% em 100% dos casos (meses considerados na amostra). Ou seja, pode-se dizer que independente dos subperíodos analisados, as variáveis que compõem a curva de Phillips explicam de forma muito satisfatória as variações do índice de preço aqui em questão, diga-se, explicam pelo menos 97% das variações do IPCA. O que indica uma boa qualidade do modelo utilizado.

## 5. Conclusão

Este trabalho objetivou avaliar como os choques de oferta, mais especificamente os choques provenientes dos preços das *commodities*, têm impactado na inflação brasileira. Para tanto, foi estimada uma função de oferta agregada, baseada na estrutura da curva de Phillips, que é parte integrante dos modelos semiestruturais de pequeno porte utilizados pelo Banco Central na avaliação das perspectivas de inflação. O método de estimação empregado foi o de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (VEC) na sua versão estrutural, que permite uma avaliação dinâmica das relações de interdependência entre as variáveis do modelo proposto e os dados utilizados incluíram o período que vai de março de 2002 a abril de 2014.

Através da estimação da curva de Phillips, foi possível depreender que o IPCA é pouco influenciável nos períodos iniciais da análise, evidenciando o caráter inercial ainda prevalecente no processo inflacionário brasileiro. Verificou-se que a expectativa da inflação impacta na inflação observada de forma relativamente rápida e intensa em termos de magnitude. Já os choques de oferta – tanto das *commodities* como da produtividade do trabalho e do câmbio – não impactam a inflação de imediato, mas sua relevância é crescente ao longo do tempo chegando a predominar sobre o efeito autorregressivo (indexação). Esses choques também se mostraram importantes para o comportamento da expectativa de inflação. Por sua vez, o hiato do produto não se mostrou relevante no contexto da curva de Phillips, porém a sua relação contemporânea com a expectativa de inflação se mostrou significativa.

No que tange ao desempenho da curva de Phillips aqui proposta, foi possível verificar que tal modelo produz uma boa previsão para o IPCA, considerando o período analisado, já que apenas 3% dos erros de previsões não são explicados pelas mudanças não antecipadas nas variáveis explicativas. Sendo que movimentações inesperadas no índice CRB, no hiato do produto e no câmbio (esta em menor proporção) foram os fatores que mais contribuíram para explicar o erro de previsão da curva de Phillips.

Considerando o conjunto de resultados, pode-se concluir, com base na estimação realizada por este trabalho, que a taxa de inflação brasileira tem um componente de indexação importante, mas é também influenciada - primeiramente pela expectativa que o mercado forma a seu respeito e, depois, pelo comportamento dos preços do lado da oferta, que também exercem certo impacto na expectativa de inflação. Os desvios da inflação em relação ao esperado se atribuem às variações não esperadas de choques de oferta (câmbio e *commodities*) e do hiato. E assim, as evidências sugerem que a relação entre os preços das *commodities* e a inflação brasileira existe, não é desprezível e atua no sentido de elevar o nível geral de preços da economia, logo não deve ser ignorada pelas políticas monetárias, que devem agir no sentido de conter os efeitos inflacionários diretos e indiretos (via difusão a outros setores) de tal relação.

## Referências Bibliográficas

AREOSA, W. D.; 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.; 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, jul./set. 2011.

AWOKUSE, T. O. ; YANG, J. The informational role of *commodity* prices in formulating monetary policy: a reexamination. **Economic Letters**, Lausanne, v.79, n. 2, p. 220 - 224, 2003.

BACHA, E. L.; FISHLOW, A. The recent commodity price boom and Latin American growth: more than new bottles for an old wine? In: OCAMPO, J. A.; ROS, J. (orgs). **The oxford handbook of latin American Economics**. New York: Oxford University Press, 2011. cap.16, p. 394 - 410.

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

BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN. Histórico de metas. 2016.

BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN. **Relatório de Inflação**. v.3,n.2, p.1-178, Brasília, Junho de 2001.2001.

\_\_\_\_\_. **Relatório de Inflação**.v.12, n.3, p.1-139, Brasília, setembro de 2010.2010.

\_\_\_\_\_.**Relatório de Inflação**, Brasília, v.13, n.1, p.1-147, março de 2011. 2011.

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

BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS (BIS) **Modelling aspects of the inflation process and the monetary transmission mechanism in emerging market countries**. Suíça: Monetary and Economic Departament, nov. 2001.

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. C. **Implementing inflation targetting in Brazil**. Brasília: Banco Central do Brasil, jul. 2000. 29 p. (Working Paper Series n.1).

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**. Suíça: Monetary and Economic Departament, nov. 2001.

BROWNE,F. ; CRONIN, D. Commodity prices, money and inflation. **Journal of Economics and Business**. v.62. p.331-345. 2010.

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

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

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

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

GELOS, G.; USTYUGOVA,Y. **Inflation Responses to commodity price shocks: How and why do countries differ?**, Washington: International Monetary Fund, set. 2012. 31 p. (IMF Working Paper n. 225).

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

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA ESTATÍSTICA- IBGE. 2014. Disponível em:< <http://www.ibge.gov.br/home/>>.

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

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

\_\_\_\_\_. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, Oxford, v. 59, n.6, 1991.

\_\_\_\_\_. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models**. Oxford: Oxford University Press.1995. 262p.

JOHANSEN, S. ; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with applications to demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v.52, n.2, p. 169 – 210, 1990.

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

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.

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.

MAZALI, A. A.; DIVINO, J. A. Real wage rigidity and the New Phillips curve: The Brazilian case. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.65, n.3,p.291-306, 2010.

MELO, A. C. Brazil's commodity price index.p 217-227. In: FISHER, I. **Statistical issues and activities in a changing environment**. IFC Bulletin, n. 36, Committee on Central Bank Statistics. Proceedings of the Sixth IFC Conference, Basel, Fev. 2013.

MENDONÇA, M. J. C.; SACHSIDA, A. MEDRANO, L. A. T. Inflação versus desemprego: novas evidências para o Brasil. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v.16, n.3, p. 475-500. 2012.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR – MDIC. Disponível em:< <http://www.mdic.gov.br/sitio/>>.

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**, Toronto, v.2, n.2, abr. 2012.

MOREIRA, R. R. *Commodities* prices volatility, expected inflation and GDP levels: an application for a net-exporting economy. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON APPLIED ECONOMICS, 2014. Grécia. **Anais eletronicos...** Grécia: ICOAE, 2014.

OLIVEIRA, L.; 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. Agosto. 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**, Boston, maio 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.

SACHSIDA, A.; RIBEIRO, M.; 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.

SANTOS, F. Respostas das exportações brasileiras a choques de *commodities*. Carta de Conjuntura. . Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA. Rio de Janeiro, 2016.

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**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, fev. 1987, (NBER Working Paper n.2146).

SOUZA, R. G. Análise da dinâmica entre preços das commodities e inflação no Brasil utilizando fatores comuns e previsões fora da amostra para o período de 2003:02 à 2014:02. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 42., 2014, Natal. **Anais...** Natal: ANPEC, 2014.

THOMSON REUTERS. Disponível em:< <http://thomsonreuters.com/en.html>>.

\_\_\_\_\_. Thomson Reuters/corecommodity CRB index. Calculation supplement. **Thomson Reuters**. Set. 2013.