

FERNANDA ISADORA MUNDIM GONÇALVES

Preço das commodities alimentícias e  
inflação: uma análise VAR para a economia  
brasileira

BELO HORIZONTE  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS

2011

FERNANDA ISADORA MUNDIM GONÇALVES

# Preço das commodities alimentícias e inflação: uma análise VAR para a economia brasileira

Monografia a ser apresentada ao Curso de Ciências  
Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais como  
parte dos requisitos do Programa de Educação Tutorial-PET

---

Orientador: Prof. Dr. Mauro Sayar Ferreira  
Universidade Federal de Minas Gerais.

BELO HORIZONTE  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS

2011

# SUMÁRIO

<b>INTRODUÇÃO .....</b>	<b>4</b>
<b>CAPÍTULO 2: PPC e Commodities Internacionais.....</b>	<b>6</b>
2.1. Paridade do Poder de Compra (PPC).....	6
2.1.1. Lei do preço único, PPC absoluta e PPC relativa .....	6
2.1.2. <i>Pass-through</i> da taxa de câmbio .....	8
2.2. O papel das commodities internacionais .....	11
2.2.1. Conjuntura internacional .....	13
2.2.2. Repasse para inflação.....	16
<b>CAPÍTULO 3: ARCABOUÇO ECONOMETRICO .....</b>	<b>21</b>
3.1. Determinantes da Inflação .....	21
3.1.1. Preço das commodities alimentícias .....	22
3.1.2. Taxa de Câmbio .....	23
3.1.3. Hiato do Produto .....	25
3.1.4. Taxa de Juros .....	26
3.2. Abordagem VAR .....	28
3.3. Testes realizados .....	29
<b>CAPÍTULO 4: ANÁLISE E DESDOBRAMENTO DOS RESULTADOS.....</b>	<b>31</b>
<b>CONCLUSÃO.....</b>	<b>39</b>
<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>40</b>
<b>APÊNDICE .....</b>	<b>42</b>
Testes de raiz unitária .....	42
Seleção de defasagem VAR .....	44
Testes dos resíduos .....	46
Resumo resultados.....	50

## INTRODUÇÃO

O recente *boom* dos preços internacionais das commodities é, muitas vezes, associado à volta das pressões inflacionárias em nível mundial, uma vez que, em geral, as mudanças nos níveis de preços mundiais vêm acompanhando lado a lado os movimentos dos preços internacionais das commodities. Entre os países emergentes e em desenvolvimento, as commodities alimentícias são as que mais representam um papel de relevância na determinação de suas taxas de inflação. Isso se deve ao fato de que, nesses países, a alimentação possui maior peso na cesta de consumo de referência, utilizada no cálculo dos índices de inflação. O presente trabalho, portanto, visa averiguar, empiricamente, como a inflação no Brasil responde aos choques nos preços internacionais das commodities alimentícias. Ademais, procura-se, por meio dessa análise, averiguar se os choques nos preços externos das commodities de alimentos estão associados às mudanças nas expectativas inflacionárias – que se traduzem em efeitos de segunda ordem, ou seja, em mudanças no núcleo da inflação.

Para responder, portanto, a pergunta aqui proposta – *Como a dinâmica inflacionária brasileira é afetada pelos preços internacionais das commodities alimentícias?* –, desenvolver-se-á, primeiramente, no Capítulo 2, uma revisão teórica acerca do repasse (*pass-through*) dos choques externos para a inflação doméstica. Tal revisão terá início na teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC), por meio da qual se pode afirmar que os choques na taxa de câmbio nominal e no preço dos produtos importados são acompanhados por movimentos internos dos preços de modo que a taxa de câmbio real seja convergente no longo prazo. Nesse capítulo, será feita, também, uma revisão da literatura empírica acerca do *pass-through* da taxa de câmbio. Por fim, o capítulo resume a recente trajetória dos preços das commodities internacionais e prevê uma revisão sobre o repasse dos preços das commodities para a inflação doméstica.

O Capítulo 3, dadas as considerações apresentadas no Capítulo 2, propõe-se a descrever a metodologia e as variáveis utilizadas no presente trabalho para se estudar as questões em análise. A partir dos dados do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) – geral e desagregado para alimentação –, do núcleo do IPCA por exclusão, da taxa de câmbio nominal, da taxa de juros SELIC (a Taxa Sistema Especial de Liquidação e de Custódia), da atividade econômica brasileira – hiato do produto – e dos preços internacionais das commodities alimentícias (medidos pelo índice

disponibilizado pelo FMI), constroem-se quatro modelos a partir da abordagem VAR (vetores autoregressivos). O objetivo do primeiro modelo é analisar a resposta do IPCA às mudanças nos preços internacionais das commodities de alimentos. A mesma análise é feita para o IPCA desagregado para a alimentação. Os dois modelos seguintes visam averiguar a existência de efeitos de segunda ordem desses choques de preços, estimando a resposta do núcleo de inflação às mudanças nos preços internacionais das commodities e a resposta do núcleo aos movimentos na inflação doméstica de alimentos.

Os resultados das estimações realizadas são apresentados no Capítulo 4, assim como algumas conclusões, que são reiteradas no capítulo seguinte. Tem-se que, para a economia brasileira, o IPCA responde positivamente ao choque de um desvio padrão no preço internacional das commodities alimentícias. A resposta também é positiva – e maior, como era de se esperar – no caso do IPCA desagregado para a alimentação. Os choques se dissipam, nos dois casos citados, em aproximadamente 10 meses. Ao se estimar o efeito do choque nos preços externos das commodities de alimentos no núcleo de inflação, não se encontra um resultado significativo, o que poderia levar à afirmação de que não há efeitos de segunda ordem na economia brasileira. Mudanças na inflação de alimentos doméstica, entretanto, causam uma resposta positiva e significativa no núcleo de inflação, de maneira que os efeitos de segunda ordem não podem ser desconsiderados, uma vez que o preço interno dos alimentos é, em grande parte, afetado pelos seus preços externos. Os formuladores de política monetária no Brasil, portanto, devem atentar para a existência de efeitos de segunda ordem no país, buscando alternativas que promovam a redução das pressões inflacionárias.

## CAPÍTULO 2: PPC e Commodities Internacionais

### 2.1. Paridade do Poder de Compra (PPC)

A teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC) diz respeito a como os níveis de preços de dois países interagem com a taxa de câmbio, ou, em termos dinâmicos, como os movimentos das taxas de câmbio entre as moedas de diferentes países são afetados pelas mudanças nos níveis de preços destes. Apresenta-se, a seguir, uma breve formalização teórica da PPC, visando contextualizar a teoria por detrás dos modelos empíricos que serão desenvolvimentos neste trabalho.

#### 2.1.1. Lei do preço único, PPC absoluta e PPC relativa

Uma discussão acerca da PPC perpassa, primeiramente, uma proposição relacionada, mas distinta, conhecida como Lei do Preço Único. De acordo com essa lei, em mercados com concorrência, livres de custos de transporte e barreiras oficiais ao comércio, bens idênticos vendidos em países diferentes devem possuir o mesmo preço de venda, quando expressos em termos da mesma moeda (KRUGMAN & OBSTFELD, 2007). Dessa maneira, caso o preço em dólar de um determinado produto em um país exceda o preço em dólar do mesmo produto em outro país, há incentivos à arbitragem, de modo que, no longo prazo, o preço em dólares do bem seja idêntico nos dois países.

Formalmente, Marçal *et al.* (2003) representam a Lei do Preço Único da seguinte maneira:

$$P_t^i = E_t P_t^{i*} \quad (1)$$

$P_t^i$  e  $P_t^{i*}$  são os preços do  $i$ -ésimo produto em dois países diferentes, medidos em suas respectivas moedas e  $E_t$  é a taxa de câmbio nominal, definida como sendo a quantidade de moeda local necessária para a compra de uma unidade da moeda estrangeira.

Em outras palavras, a Lei do Preço Único afirma que “bens idênticos devem ser comercializados aos mesmos preços relativos, independentemente de onde eles sejam vendidos.” (KRUGMAN & OBSTFELD, 2007, p.290) Tem-se, assim:

$$P_t^i / P_t^{i*} = E_t^i \quad (2)$$

A teoria da PPC, por sua vez, assume que a taxa de câmbio entre as moedas de dois países é igual à razão entre os níveis de preços desses países, sendo esses níveis

medidos em termos de preços nominais de uma cesta de mercadorias e serviços de referência. Assim, tem-se que, de acordo com as equações 3 e 4, todos os níveis de preços dos países são iguais quando medidos em termos da mesma moeda. (KRUGMAN & OBSTFELD, 2007)

$$P_t = E_t P_t^* \quad (3)$$

$$P_t/P_t^* = E_t \quad (4)$$

A diferença entre a teoria da PPC e a Lei do Preço Único, portanto, diz respeito ao fato de que a última se aplica aos bens individuais, enquanto a PPC se refere ao nível geral de preços, que mede os preços da cesta de consumo de referência.

A teoria até então exposta é conhecida como PPC absoluta. A PPC relativa, implicação imediata da PPC absoluta, traduz uma afirmação sobre níveis de preços e taxas de câmbio para uma afirmação sobre variações nos níveis de preços e nas taxas de câmbio. “Ela afirma que os preços e as taxas de câmbio variam de modo que se preserve a razão entre o poder de compra doméstico e o estrangeiro de cada moeda” (KRUGMAN & OBSTFELD, p. 291, 2007). Formalmente, tem-se

$$(E_t - E_{t-1})/E_{t-1} = \pi_t - \pi_t^* \quad (5)$$

Em que  $\pi_t$  e  $\pi_t^*$  são as taxas de inflação doméstica e estrangeira, respectivamente, e  $E_t$  é a taxa de câmbio nominal.

É importante ressaltar que a validade da PPC absoluta não é pré-requisito para a validade da PPC relativa, que, inclusive, pode ser definida somente para o intervalo temporal em que as mudanças no nível de preços e na taxa de câmbio acontecem. A PPC relativa possui outra implicação econômica: a partir dessa teoria, espera-se que a taxa real de câmbio – definida na equação 6 – siga um comportamento reversível na média, tal que movimentos que a afastem de sua trajetória de longo prazo – choques na taxa de câmbio nominal ou nos preços relativos entre os países – sejam de caráter transitório. (HOLLAND & PEREIRA, 1999) Assim, apreciações (depreciações) nominais da taxa de câmbio devem ser acompanhadas por queda (aumento) dos preços domésticos ou aumento (queda) dos preços externos, de modo a manter a taxa de câmbio real em seu nível de equilíbrio, no longo prazo.

$$Rer_t = (E_t P_t^*)/P_t \quad (6)$$

em que  $Rer_t$  é a taxa de câmbio real.

### 2.2.2. *Pass-through* da taxa de câmbio

Em uma economia aberta, a inflação doméstica pode ser afetada por choques externos, seja pelo mecanismo de ajuste de preços relativos ou pelos movimentos internacionais de oferta e demanda. Essas flutuações externas são refletidas na taxa de câmbio de cada país, sendo que o repasse (*pass-through*) de mudanças da taxa de câmbio para a inflação ressalta a sensibilidade dos preços de cada mercado em relação a tais choques.

De acordo com a literatura empírica (SOUZA *et al*, 2010; NOGUEIRA JR & LÉON-LEDESMA, 2010; CORREA & MINELLA, 2010; MCCARTHY, 2006; GAGNON & IHRIG, 2001; FRANKEL *et al*, 2005; MIHALJEK & KLAU, 2001; TAYLOR, 2000) sobre o *pass-through* da taxa de câmbio, esse coeficiente, na realidade, é menor do que a unidade. Essa constatação contraria a teoria da PPC, a partir da qual qualquer alteração na cotação da taxa de câmbio seria inteiramente transmitida para a variável preço, de modo a manter o câmbio real em seu valor de equilíbrio, no longo prazo. Assim, os agentes econômicos possuiriam o mesmo poder de compra em todos os países. Embora a validade da PPC seja questionada no ambiente econômico, em geral, atesta-se para a sua existência no longo prazo, quando o *pass-through* da taxa de câmbio seria igual a um. Há um consenso entre os economistas, contudo, de que, no curto prazo, esse repasse não é completo. (SOUZA *et al*, 2010)

O estudo sobre o *pass-through* da taxa de câmbio, portanto, perpassa a teoria do *pass-through* incompleto, segundo a qual a incompletude do *pass-through* está relacionada às barreiras à arbitragem. O debate acerca da origem dessas barreiras, em geral, associa-as aos modelos econômicos de rigidez de preços e de “*pricing-to-market*”. De acordo com a definição de Frankel *et al* (2005), o primeiro modelo diz respeito ao ajuste devagar dos preços ao longo do tempo, uma vez que estes são considerados rígidos no curto prazo. O comportamento econômico de “*pricing-to-market*”, por sua vez, dá origem a um modelo em que as firmas precificam seus produtos observando o mercado, ou seja, se a elasticidade-preço de sua demanda é muito alta, tende-se a não repassar mudanças na taxa de câmbio para os preços, mantendo o *market-share* da firma e ajustando as margens de lucro. Caso a demanda da firma seja inelástica, contudo, haverá repasse de mudanças cambiais para os preços, sem diminuição do *market-share*.

É importante ressaltar que a persistência e a magnitude de mudanças na taxa de câmbio também devem ser levadas em consideração ao se analisar o coeficiente de *pass-through*. Uma depreciação cambial permanente, por exemplo, leva a um repasse maior para os preços do que uma depreciação de caráter temporário. Do mesmo modo, uma maior depreciação cambial torna mais difícil a acomodação das margens de lucro em prol da manutenção do *market-share* das empresas.

Intimamente relacionada à persistência de mudanças na taxa de câmbio e à magnitude destas, está a própria volatilidade dessa taxa. De acordo com Correa & Minella (2010), deve-se supor que a probabilidade dos agentes econômicos considerarem mudanças na taxa de câmbio como permanentes é maior em períodos de baixa volatilidade cambial e menor em períodos de alta volatilidade. Dessa maneira, o coeficiente de *pass-through* seria maior em períodos de instabilidade cambial. Os autores elucidam, ainda, a possibilidade de esse coeficiente ser maior em períodos de *boom* econômico, hipótese corroborada pelos resultados obtidos a partir de uma estimação da curva de Phillips brasileira com limiar (*threshold*) para o repasse cambial.

Apresentadas algumas das características gerais a respeito do *pass-through* da taxa de câmbio, deve-se salientar que há diferenças entre a dinâmica desse coeficiente em países desenvolvidos e em países subdesenvolvidos. Consenso na literatura acerca do tema (MIHALJEK & KLAU, 2001; FRANKEL *et al*, 2005; MCCARTHY, 2006), o *pass-through* da taxa de câmbio é maior em países com menor renda do que em países mais ricos. De acordo com Taylor (2000), pode-se atribuir tal constatação ao fato de que países em desenvolvimento encontram-se em um ambiente econômico cuja inflação é maior e mais persistente. Países desenvolvidos, por sua vez, estão em um ambiente mais estável, de modo que a persistência da inflação será menor, diminuindo, assim, a meia-vida de possíveis mudanças nos custos de produção, acarretando um menor *pass-through* da taxa de câmbio.

McCarthy (2006), por sua vez, atesta para o fato de que, em termos microeconômicos, se as estratégias de precificação não são seguidas por firmas de mercados pequenos – existentes, em geral, em países subdesenvolvidos –, o comportamento de “*pricing-to-market*” será menos recorrente, de maneira que o *pass-through* será maior nessas economias. Frankel *et al* (2005), por fim, partindo da estimação de um modelo de correção de erro, corrobora a idéia de que países em desenvolvimento possuem, tradicionalmente, maiores coeficientes de *pass-through* da taxa de câmbio. Além disso, de acordo com os autores, a velocidade de ajuste dos

preços em resposta a mudança na taxa de câmbio é maior nesses países do que em países de renda mais elevada.

A literatura empírica sobre o coeficiente de *pass-through* da taxa de câmbio da economia brasileira é bastante condizente com a argumentação teórica acerca desse repasse. Souza *et al* (2010), utilizando um modelo de estado-espço, encontra, a partir de seus resultados, as seguintes conclusões: (1) os dados não atestam para a existência de um *pass-through* nulo ou completo da taxa de câmbio, corroborando a hipótese de que há, para a economia brasileira, um *pass-through* positivo, porém incompleto, para a inflação. No caso do *pass-through* para preços monitorados no Brasil, não há *pass-through* da taxa de câmbio, resultado este de acordo com o esperado. (2) a persistência da inflação não está variando na economia brasileira, indicando que mudanças no *pass-through* de longo prazo se devem a mudanças do mesmo no curto prazo. (3) encontraram-se evidências empíricas de que a variância das mudanças na taxa de câmbio causa um *pass-through* maior para a inflação. (4) as estimativas mostraram que os coeficientes de *pass-through* no curto e no longo prazo estão declinando ao longo do tempo.

Correa & Minella (2010), por sua vez, a partir da estimação da Curva de Phillips brasileira através de um modelo TAR (modelo de *threshold* autoregressivo), atesta o fato de que o coeficiente de *pass-through* da taxa de câmbio é maior quando a economia está crescendo e quando a volatilidade da taxa de câmbio é menor. Além disso, os resultados apontam evidências em favor das assimetrias nos efeitos das mudanças da taxa de câmbio sobre a inflação no curto prazo. A justificativa para essas assimetrias pode residir no fato de que a transmissão de apreciações cambiais, por exemplo, possui maiores defasagens temporais se comparadas às transmissões de depreciações no câmbio. As estimativas corroboram, também, a idéia de que altos custos associados ao ajuste de preços diminuem o *pass-through* da taxa de câmbio, com tendência à acomodação dos preços. Os autores atentam, também, para o declínio do coeficiente do *pass-through* na economia brasileira. Segundo eles, isso pode estar relacionado à adoção do regime de câmbio flexível pelo Brasil nos anos 1990. Com câmbio flexível, há maior volatilidade cambial, de modo que os agentes passam a encarar mudanças cambiais mais como transitórias do que como permanentes, tendendo a acomodar os preços.

Observa-se que os autores supracitados possuem resultados convergentes no que diz respeito ao declínio do coeficiente de *pass-through* ao longo das últimas décadas.

Essa queda não se aplica somente para o caso da economia brasileira, sendo observada em toda a economia mundial, a partir dos anos 1990. De acordo com McCarthy (2006), o declínio do *pass-through* está associado à desinflação ocorrida nesse período, estimulada em grande parte pelos esforços de política monetária antiinflacionária, entre elas a adoção do regime de metas de inflação em muitos países. Frankel *et al* (2005) também atesta para a redução do *pass-through* nas economias mundiais, atribuindo tal queda a um ambiente de menor inflação ou a um aumento dos custos do trabalho – essa segunda hipótese relacionada ao efeito Balassa-Samuelson, cuja explicação detalhada foge ao escopo deste trabalho.

Nogueira Jr & Léon-Ledesma (2010), buscando averiguar se a queda dos coeficientes de *pass-through* está mesmo associada a uma mudança no ambiente inflacionário dos anos 1990, constrói um modelo de estado-espço a fim de verificar não somente a correlação entre essas duas variáveis – inflação e coeficiente de *pass-through* –, mas também a causalidade entre elas. A estimação foi feita para doze países diferentes, entre emergentes e desenvolvidos, e somente em dois destes rejeitou-se a hipótese de que a inflação não causa mudanças no coeficiente de *pass-through* da taxa de câmbio. Dessa maneira, concluiu-se que menores taxas de inflação não necessariamente antecederam a queda dos coeficientes de *pass-through*.

## **2.2. O papel das commodities internacionais**

Como já mencionado, espera-se que, de acordo com a PPC, choques na taxa de câmbio nominal ou nos preços relativos entre os países sejam transitórios, de maneira que a taxa de câmbio real convirja para seu valor de equilíbrio, no longo prazo. (HOLLAND & PEREIRA, 1999) Os preços externos, assim, assumem papel de relevância na análise do comportamento inflacionário doméstico, uma vez que choques nestes tendem a ser repassados para a inflação interna, de modo que o câmbio real retorne para seu valor de longo prazo.

Os preços dos produtos importados – preços externos –, juntamente com a taxa de câmbio, portanto, são variáveis de grande interesse para a formulação de políticas monetárias, devido à sua influência nas flutuações domésticas da inflação. A literatura empírica acerca do repasse de mudanças nos preços dos produtos importados para a inflação doméstica (MCCARTHY, 2006; MIHALJEK & KLAU, 2001) aponta, em geral, para a existência de um *pass-through* relevante.

Mihaljek & Klau (2001), numa análise de causalidade em diversos países, encontra evidências de que o *pass-through* da taxa de câmbio deve ser analisado separadamente do *pass-through* do preço de produtos importados. De posse de tal conclusão, o autor conclui que choques na taxa de câmbio estão mais contemporaneamente correlacionados com a inflação do que os choques nos preços dos produtos importados. Há evidências, entretanto, de que ambos os choques têm uma relação de causalidade com a inflação doméstica. McCarthy (2006), contrariamente, encontra resultados que indicam que, em alguns pontos no tempo, os choques no preço dos importados tiveram papel de maior relevância na determinação da inflação doméstica – no período pós-Bretton Woods, por exemplo. Por meio de uma abordagem VAR, os resultados encontrados pelo autor corroboram a idéia de que o *pass-through* do preço dos importados é maior em países com maior participação das importações na demanda, assim como em países com maior persistência nas mudanças cambiais.

Vale a pena salientar que, para estimar o choque de preços dos produtos importados, McCarthy (2006) utilizou especificações das seguintes variáveis: preço corrente dos combustíveis na moeda local, identificando choques de oferta; hiato do produto, retirados os efeitos da oferta, para identificar choques de demanda; e taxa de câmbio, depois de retirados os efeitos contemporâneos de oferta e demanda. Além disso, o choque de oferta supracitado é dito não-correlacionado com mudanças na taxa de câmbio, mas apresenta alta correlação com os preços internacionais das commodities.

Dadas essas considerações, tem-se que uma das variáveis relacionadas aos preços dos produtos importados são os preços das commodities internacionais, que, em geral, possuem grande participação na pauta de importações de grande parte dos países. Dessa maneira, os preços das commodities são vistos como Proxy para os preços dos produtos importados, e sua dinâmica merece ser analisada de maneira mais crítica na determinação da inflação doméstica dos países. Deve-se salientar, ainda, que fatores internacionais, como o preço das commodities, estão no centro da discussão sobre o aumento global da inflação a partir dos anos 2000, o que aponta para a possibilidade de que fatores externos sejam protagonistas nesse processo. (CROWLEY, 2010)

### 2.2.1. Conjuntura internacional <sup>1</sup>

Após o primeiro *boom* nos preços das commodities internacionais nos anos 1970, estes tiveram trajetória decrescente a partir de 1990, até meados dos anos 2000. De acordo com o Fundo Monetário Internacional (FMI, 2008), “The oil prices more than doubled between December 2006 and mid-July 2008, although some of these gains have been reversed since, and food prices rose by more than 50 percent during this period”<sup>2</sup>. (FMI, 2008, p.84)

A origem desse rápido aumento do preço das commodities nos anos 2000 reside em três fatores principais, segundo análise do FMI (2008): i) o forte crescimento econômico global; ii) baixos estoques e baixa capacidade de reposição destes; iii) choques de oferta. No que diz respeito ao crescimento econômico mundial, tem-se que as commodities representam um papel relevante na atividade industrial global – com variações em seus preços em resposta ao crescimento industrial, especialmente nos preços de manufaturados como metais, matérias primas agrícolas e também combustíveis. Para as commodities alimentícias, por sua vez, deve-se analisar o papel da renda como determinante da demanda, uma vez que a aceleração do crescimento de países emergentes nos últimos anos está associada, em grande parte, às mudanças nos preços das commodities. Isso se deve ao fato de que, dada a decolagem na industrialização desses países, em especial os países do Sudeste Asiático, houve um crescimento da renda per capita para níveis que proporcionaram um aumento da demanda por consumo de itens de alimentação, o que ocasiona, concomitantemente, uma pressão inflacionária nesse setor. As razões para os baixos estoques, por sua vez, estão comumente associadas ao menor nível de investimento nesses setores, além de baixo crescimento da oferta nos últimos anos. Por fim, os choques de oferta dos anos 2000 estão relacionados, em geral, às plantações de trigo, milho, arroz, feijão e produtos relacionados que, devido aos problemas em suas coletas, contribuíram para a manutenção de altas pressões inflacionárias sobre o mercado de commodities. “Together, these commodities account for over 80 percent of the rise in the IMF’s food

---

<sup>1</sup> Como o presente trabalho visa analisar o papel das commodities alimentícias na determinação da inflação no Brasil, essa sessão foca na conjuntura internacional dessas commodities específicas.

<sup>2</sup> “Os preços dos combustíveis mais do que dobraram entre Dezembro de 2006 e meados de Julho de 2008, apesar de alguns desses ganhos já terem sido revertidos desde então, e os preços dos alimentos aumentaram em mais de 50% nesse período.” (Tradução nossa)

price index since early 2006, despite having a weight of only 40 percent”<sup>3</sup> (FMI, 2008, p. 97). O aumento do preço desses produtos alimentícios, além disso, é reforçado pelo aumento do consumo oriundo do rápido aumento da renda em países emergentes, como já mencionado.

É importante ressaltar, também, que o aumento dos preços das commodities internacionais também está associado a fatores relacionados à demanda. Entre eles, Krichene (2008) aponta para as políticas monetárias expansionistas adotadas pelos países, com queda das taxas de juros e aumento do crédito, que, juntamente com a depreciação do dólar, contribuíram para as pressões inflacionárias nos mercados de commodities.<sup>4</sup>

A trajetória crescente dos preços das commodities encontrou um ponto de inflexão na crise financeira de 2008, quando, juntamente com a recessão global, os preços caíram vertiginosamente. Os preços das commodities, no entanto, aumentaram significativamente nos primeiros estágios da recuperação, mesmo que o nível dos estoques fossem considerados altos até então. A explicação para essa rápida mudança de trajetória reside, em grande parte, na grande recuperação do Sudeste Asiático diante da crise financeira global, assim como na recuperação de outros países emergentes, que contribuíram para uma melhora nas condições financeiras internacionais. (FMI, 2011a)

Os preços das commodities retornaram rapidamente, portanto, aos altos níveis apresentados em 2008, no período pré-crise econômica. Além do forte crescimento nos mercados emergentes, a lenta resposta da oferta à alta da demanda pelas commodities – que não era esperada, e teve início em meados de 2010 – também contribuiu para as pressões inflacionárias nos mercados de commodities. Essa alta da demanda não antecipada acabou por reduzir os estoques de determinadas commodities, retroalimentando o aumento dos preços. Fatores climáticos também contribuíram para essa alta dos preços, em especial no que diz respeito às commodities alimentícias. (FMI, 2011a)

For food, the main special factor was weather-related supply shocks. Stronger-than-anticipated global demand for commodities has reduced inventories and caused a strong, sustained, and broad-based increase in prices. The overall IMF commodity price index rose by 32 percent from the middle of 2010 to February 2011—recuperating about three-

---

<sup>3</sup> “Juntas, essas commodities respondem por mais de 80% do aumento no índice de preços do FMI desde 2006, apesar de possuírem um peso no índice de apenas 40%” (Tradução nossa)

<sup>4</sup> Krichene (2008) aponta que, historicamente, uma depreciação do dólar, devido à falta de dólares no mercado, está associada ao aumento do preço das commodities. O detalhamento dos canais por meio dos quais essa transmissão ocorre não corresponde aos objetivos aqui propostos.

quarters of the 55 percent decline after the cyclical peak in July 2008 through early 2009. Food prices are within reach of their 2008 peaks. (FMI, 2011a, p.5)<sup>5</sup>

Economias baseadas em utilização de energia proveniente de commodities, como a economia chinesa e algumas economias avançadas, desempenham forte contribuição para o crescimento da demanda – e, concomitantemente, dos preços – dessas commodities energéticas. A financeirização dos mercados de commodities é também apontada como fator importante para o aumento do preço desses produtos. O papel dos mercados financeiros nos preços das commodities, porém, ainda é considerado ambíguo, e essa discussão teórica controversa foge ao escopo deste trabalho. (FMI, 2011a)

No que diz respeito às commodities alimentícias, fatores climáticos, como já mencionado, foram importantes para o mercado de alimentos, principalmente a partir da segunda metade de 2010. Em especial, condições climáticas adversas durante o ano de 2010 levaram a deficientes colheitas de trigo (Rússia, Ucrânia); arroz, borracha, algodão e vegetais locais (sul e sudeste da Ásia); milho (Estados Unidos); e açúcar (Índia). O fenômeno climático La Niña, um dos mais fortes dos últimos 50 anos, também contribuiu para a piora dessas condições, principalmente na Ásia. Enquanto fatores relacionados à oferta tiveram desempenho pífio durante os últimos anos, a demanda pelas principais culturas alimentares continuou alta, refletindo, ainda, o grande crescimento nas economias emergentes.

Emerging market economies, including China, account for 70 to 80 percent of demand growth during the past three years. One notable recent development has been the increasing presence of China as an importer in global grain markets, especially corn, after many years of self-sufficiency. (FMI, p. 38, 2011b)<sup>6</sup>

A demanda por biocombustíveis também é considerada um fator agravante para o aumento dos preços das commodities alimentícias, uma vez que também se recuperou

---

<sup>5</sup> “Para os alimentos, os fatores climáticos, que prejudicaram o abastecimento, foram os principais fatores. A demanda global por commodities, maior do que a esperada, reduziu os estoques e causou um aumento forte e sustentado em seus níveis de preços. O índice de preços geral do FMI de commodities subiu de 32 por cento a partir de meados de 2010 a fevereiro de 2011- recuperando cerca de três quartos da queda de 55 por cento entre Julho de 2008 e início de 2009. Os preços dos alimentos estão perto de seus níveis de 2008.” (Tradução nossa)

<sup>6</sup> “Economias emergentes, incluindo a China, respondem por 70 a 80% do crescimento da demanda nos últimos três anos. Um desenvolvimento recente notável é a crescente presença da China como uma importadora no mercado global de grãos, especialmente milho, depois de muitos anos de auto-suficiência.” (Tradução nossa)

mais rapidamente do que o esperado, com o etanol oriundo do milho, nos Estados Unidos, recuperando-se da falência generalizada de 2008-2009.

Choques de oferta são, em geral, temporários, permitindo uma recuperação dos mercados de commodities alimentícias e uma conseqüente moderação na trajetória ascendente de seus preços. Além disso, condições climáticas normais são previstas para os próximos anos, favorecendo a perspectiva de boas colheitas. Porém, baixos estoques demoram um pouco mais para se recuperarem, de maneira que os preços das commodities alimentícias provavelmente continuarão mais voláteis do que o normal. Projeções macroeconômicas corroboram a perspectiva de que a demanda continuará crescendo, o que implica riscos para o mercado de commodities alimentícias e seus preços.

“Commodity price risks remain tilted to the upside, however, with the possibility of supply shortfalls still being the main concern. Food price risks remain elevated because of low inventory buffers. Over the medium term, real commodity prices will likely need to stay high, or even rise further, to ensure additional supplies of higher-cost resources.” (FMI, p.32, 2011b)<sup>7</sup>

### **2.2.2. Repasse para inflação**

Depois dos anos 2000, a volta global das pressões inflacionárias pôde ser observada. Muitos fatores são apontados como causadores dessa tendência, como as políticas monetárias realizadas pelos países e suas conseqüências. As pressões inflacionárias ressurgiram, no entanto, de maneira uniforme ao redor do mundo, o que atenta para o fato de que fatores internacionais talvez tenham um papel de maior importância nesse processo. No que diz respeito aos preços das commodities internacionais, é difícil não notar que a volta global da inflação foi acompanhada pelo aumento destes. (CROWLEY, 2010) Torna-se, portanto, essencial analisar o repasse das mudanças nos preços das commodities internacionais para a inflação dos países, uma vez que estes aparentam estar relacionados com a recente tendência inflacionária global.

Em Relatório de Inflação de Junho de 2011, o Banco Central do Brasil (BCB) apresenta um boxe de análise da importância dos preços das *commodities* para a sincronia recente das taxas de inflação. De acordo com as estimações feitas, pode-se

---

<sup>7</sup> “Ainda existem riscos relativos aos preços das commodities, com a principal preocupação associada à possibilidade de falhas de abastecimento. Os riscos concernentes aos preços dos alimentos se mantêm devido à baixa dos estoques. No médio prazo, os preços reais das commodities provavelmente permanecerão altos, ou até mesmo aumentarão ainda mais, para garantir o abastecimento adicional de recursos de custo mais alto.” (Tradução nossa)

concluir que, na última década, a dinâmica dos preços das commodities esteve intimamente relacionada com as maiores taxas de inflação em nível global. Isso porque, segundo o BCB, nos dois períodos recentes de acirramento da inflação mundial – 2007/2008 e 2010/2011 –, há uma aparente mudança na tendência de longo prazo dos preços reais das commodities.

No que diz respeito à alta inflação no mercado de commodities alimentícias, esta assume papel crucial na economia de países emergentes. O peso da alimentação na cesta de consumo de referência é maior nesses países do que em países avançados, o que leva a um maior repasse de preços das commodities alimentícias internacionais para a inflação dos primeiros. (WALSH, 2011; FMI, 2011a; CATÃO & CHANG, 2010) A retomada da inflação, em especial nos países emergentes, portanto, coincidiu com uma alta internacional do preço dos alimentos, que continuam a ser uma das mais importantes fontes de risco para uma inflação elevada nesses países.

Em uma análise cross-section para os países do Oriente Médio, do Norte da África e da Ásia Central, Crowley (2010) encontra evidências de que os preços das commodities internacionais são significativos na determinação da inflação desses países. Para os preços das commodities energéticas, como os combustíveis, no entanto, tal resultado não é significativo. O autor conclui que os choques nas commodities não-energéticas possuem efeitos mais significativos nas taxas de inflação da região analisada como um todo, do que os choques nos preços dos combustíveis, por exemplo

Segundo literatura sobre o repasse de preços internacionais das commodities para a inflação (ZOLI, 2009; FERRUCCI *et al*, 2010; FMI, 2008, 2011a; CROWLEY, 2010), as mudanças nos preços das commodities podem resultar em efeitos de dois tipos. Os efeitos de primeira ordem são refletidos, em geral, no aumento da inflação devido ao peso que a alimentação possui no cálculo de seu índice. Esse aumento, contudo, pode ser temporário, devido à efemeridade dos fatores que causaram o choque nos preços das commodities. Dessa maneira, os efeitos de primeira ordem são, em geral, acomodados pela política monetária, ocorrendo posterior reversão para os valores de inflação observados antes do choque. Os efeitos de segunda ordem causados por choques nos preços das commodities, por sua vez, estão associados a mudanças nas expectativas de inflação, que acarretam pressões por salários mais altos, aumentando, portanto, a inflação subjacente. Na presença de efeitos de segunda ordem, não somente o índice de inflação geral sofre um aumento, mas também o núcleo da inflação em questão – que exclui do cálculo do índice, em geral, alimentos e outros itens cujos

preços são mais voláteis, além dos preços administrados. Nesses casos, mudanças nos preços das commodities internacionais podem necessitar de respostas na política monetária que visem uma menor transmissão dessas mudanças para a inflação doméstica. Os efeitos de segunda ordem tendem a ocorrer com maior frequência em países emergentes, devido ao maior peso da alimentação na cesta de consumo de referência e, também, à ausência de credibilidade de suas políticas monetárias.

Em FMI (2008), realiza-se dois exercícios econométricos para averiguar o potencial dos efeitos de segunda ordem em diversas economias. O primeiro exercício visa relacionar os choques nos preços das commodities internacionais ao núcleo da inflação dos países por meio de uma Curva de Phillips, controlando, portanto, pelo hiato do produto. Entre os resultados encontrados, tem-se que, em economias emergentes, cerca de metade do choque passado para a inflação doméstica de alimentos é repassado para o núcleo de inflação. Nas economias avançadas, por sua vez, menos de um quarto do choque é repassado para o núcleo. O outro exercício econométrico realizado busca averiguar relações entre as expectativas de inflação e o seu nível geral. Conclui-se, a partir desse modelo, que as expectativas de inflação são pouco ancoradas nos países emergentes, o que os deixa mais suscetíveis aos efeitos de segunda ordem.

Em análise para as principais economias emergentes e avançadas do mundo, Cecchetti & Moessner (2008) buscam averiguar se a inflação desses países está revertendo para o seu núcleo, e vice-versa. A ideia é que, caso a reversão da inflação para o núcleo ocorra e o contrário não seja observado, pode-se dizer que não há efeitos de segunda ordem causados pelo aumento do preço das commodities. Os autores não encontram, em geral, resultados significativos acerca da reversão da inflação para seu núcleo. Para os países em que tal reversão ocorre, o processo não acontece de maneira plena. Evidências sugerem, também, que o núcleo da inflação não reverte para o nível geral de inflação na maioria dos países em análise ou ocorre em proporções menores do que em períodos anteriores. Outras conclusões dos autores dizem respeito ao poder da inflação de commodities alimentícias para explicar a inflação geral, devido à maior persistência de seus choques, quando comparados aos choques nos preços das commodities não-alimentícias.

Zoli (2009), visando analisar, também, o papel da inflação no mercado de commodities na determinação da inflação doméstica, utiliza uma abordagem VAR e uma abordagem em painel para dezoito economias emergentes européias. A autora encontra evidências de que choques nos preços internacionais dos alimentos têm um

impacto significativo na inflação doméstica de alimentos em diversas economias emergentes. A análise VAR sugere que o núcleo da inflação responde de maneira significativa aos choques nos preços das commodities alimentícias, apontando, portanto, para a existência de efeitos de segunda ordem significativos na Europa Emergente. Entre as principais conclusões da autora, está a relevância da assimetria dos choques nos preços das commodities internacionais: esses preços têm impacto significativo na inflação doméstica, mas a resposta da inflação é assimétrica para choques positivos e negativos nos preços das commodities. Ferrucci *et al* (2010) também atentam para a existência de assimetrias e não linearidades no repasse de mudanças nos preços das commodities alimentícias para a inflação doméstica. Para os autores, a existência de não-linearidades está associada à dificuldade de se encontrar um *pass-through* significativo dos preços de alimentos para a inflação. Entre as razões apontadas pelos autores para a presença dessas não-linearidades, estão a existência de custos de menu, a assimetria de informações presente nos mercados e os comportamentos não-competitivos dos agentes.

Em FMI (2011b), realiza-se um exercício econométrico semelhante ao exercício de Zoli (2009): estima-se o repasse dos preços internacionais das commodities para a inflação de alimentos e de combustíveis (efeitos de primeira ordem) e, também, o repasse da inflação doméstica de alimentos e combustíveis para o núcleo da inflação (efeitos de segunda ordem). A estimação é feita para um grupo de dez países do Ocidente. Assim como em FMI (2008), encontra-se evidências de que mudanças nos preços internacionais das commodities têm impactos significativos na inflação doméstica dos países analisados – e nos seus subcomponentes de alimentação e combustíveis. Os impactos são maiores para países de renda menor e, em geral, possuem defasagens temporais. O repasse da inflação de alimentos e combustíveis para o núcleo da inflação também é considerado significativo para muitos países, sendo que o repasse da inflação de alimentos é maior.<sup>8</sup>

Combining these two effects, we find that—on average—the projected 24 percent average increase in global food prices this year could add 2½ percentage points to inflation in 2011, whereas the projected 36 percent increase in global fuel prices would add another 1½ percentage points. The impact of the global food price shock could be smaller this time around to the extent that local firms are able to

---

<sup>8</sup> Refletindo, novamente, o maior peso dos gêneros alimentícios na cesta de consumo de referência em muitos dos países em análise – em grande parte, emergentes.

absorb part of the price increase through reduced profit margins. (FMI, 2011b, p. 32)<sup>9</sup>

O Banco Central do Brasil (BCB), por sua vez, em Relatório de Inflação de Dezembro de 2010, estima o repasse dos preços das commodities para o IPCA por meio de uma metodologia VAR. Ao invés de utilizar um índice internacional dos preços das commodities, contudo, o BCB constrói o índice de Commodities Brasil (IC-Br), que visa identificar a parcela das variações de preços das commodities nos mercados internacionais que é relevante para a dinâmica da inflação doméstica. A trajetória recente do indicador ratifica a visão de que houve contribuição significativa, nos últimos meses, da elevação dos preços das *commodities* para a aceleração do IPCA. Os exercícios econométricos realizados pelo BCB também sugerem que o processo de repasse se esgota por volta do quinto mês.

---

<sup>9</sup> “Combinando estes dois efeitos, descobrimos que, em média, a projeção de 24 por cento de aumento médio dos preços globais de alimentos este ano poderia adicionar 2 ½ pontos percentuais para a inflação em 2011, enquanto que o aumento de 36% projetado para o preço do combustível global poderia adicionar outros 1 ½ pontos percentuais. O impacto do choque global dos preços dos alimentos poderia ser menor desta vez, na medida em que as empresas locais têm capacidade de absorver parte do aumento de preços, por meio de redução de suas margens de lucro.” (Tradução nossa)

## **CAPÍTULO 3: ARCABOUÇO ECONOMETRICO**

O presente capítulo, dadas as considerações teóricas do capítulo anterior, propõe-se a construir um modelo econométrico para analisar o repasse de mudanças nos preços das commodities alimentícias para a inflação brasileira. Os exercícios aqui realizados baseiam-se em dados mensais, de Janeiro de 1999 a Maio de 2011, período que corresponde à vigência do regime de metas de inflação no Brasil. Captar diferenças na dinâmica inflacionária brasileira entre o período pré-metas de inflação e o período pós-metas de inflação não corresponde ao objetivo deste trabalho, o que justifica a escolha do tempo de análise a partir do ano de 1999.

Os dados da inflação brasileira que serão aqui utilizados correspondem à série do IPCA (índice de preços ao consumidor amplo), divulgada pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). A escolha pelo IPCA baseia-se no fato de que os alimentos possuem um grande peso na cesta de consumo de referência em países emergentes, como o Brasil. (CATÃO & CHANG, 2010; CECCHETTI & MOESSNER, 2008; WALSH, 2011; ZOLI, 2009) Esses dados encontram-se em termos de variação percentual. Em análise a ser realizada a respeito da inflação de alimentos no Brasil, será utilizada a série desagregada do IPCA, correspondente à alimentação e bebidas. Esses dados também são apresentados em variação percentual. Por fim, os dados referentes ao núcleo da inflação são disponibilizados pelo IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada). O núcleo do IPCA por exclusão corresponde à taxa de inflação com a exclusão dos preços dos alimentos e dos preços administrados. Esses dados também estão em variação percentual. As três variáveis são consideradas estacionárias, e o resultado dos testes de raiz unitária para essas variáveis estão apresentados no Apêndice, nas tabelas 1 e 4.

### ***3.1. Determinantes da Inflação***

Mihaljek & Klau (2001) apontam alguns fatores como essenciais na determinação da inflação de países emergentes, tais como o hiato do produto, a quantidade de moeda em circulação, a taxa de câmbio, o nível dos salários, preço dos alimentos e preço dos combustíveis (que, como mencionado em capítulo anterior, podem ser vistos como proxies para o preço dos produtos importados, também determinantes da inflação). Segundo os autores, a taxa de câmbio e o preço dos produtos importados estão relacionados ao lado da oferta na determinação da inflação,

enquanto outros fatores como hiato do produto e a quantidade de moeda em circulação são vistos como determinantes do lado da demanda.

A partir de uma estimação do modelo utilizado por Gordon (1985), baseado em uma curva de Phillips aumentada, oriunda da combinação de uma inflação de salários com uma inflação de fixação de preços com mark-up, Mihaljek & Klau (2001) concluem que a oferta possui um papel preponderante no que diz respeito à dinâmica inflacionária de países emergentes. Isso se deve às grandes variações da taxa de câmbio nominal desses países; e, também, aos choques na agricultura, que os impactam mais fortemente devido ao maior peso de produtos agrários na cesta de consumo de seus habitantes. Embora sua estimação não tenha apresentado um papel preponderante da demanda na determinação da inflação nos países emergentes, os autores apontam a dificuldade de mensuração do produto potencial como essencial para esse resultado, de maneira que a demanda não é vista por eles como, de fato, irrelevante.

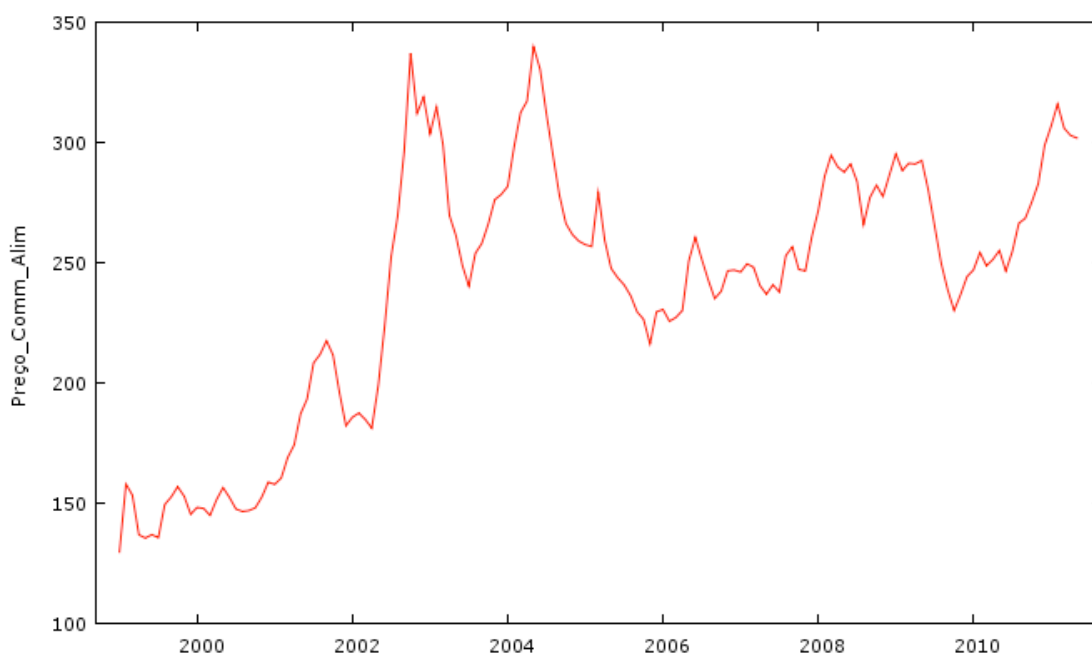
O exercício econométrico a ser realizado no presente trabalho visa captar como mudanças na oferta (choque nos preços das commodities alimentícias) são repassadas para a inflação de alimentos e para a inflação doméstica no Brasil – seja em seu nível geral ou em seu núcleo. Para tanto, foram utilizadas as seguintes variáveis para a determinação da inflação: preço das commodities alimentícias e taxa de câmbio nominal – representando choques do lado da oferta –; e taxa de juros e hiato do produto – representando, por sua vez, choques do lado da demanda. O período de tempo coberto pelas variáveis utilizadas é Janeiro de 1999 a Maio de 2011. A descrição das variáveis é feita a seguir.

### **3.1.1. Preço das commodities alimentícias**

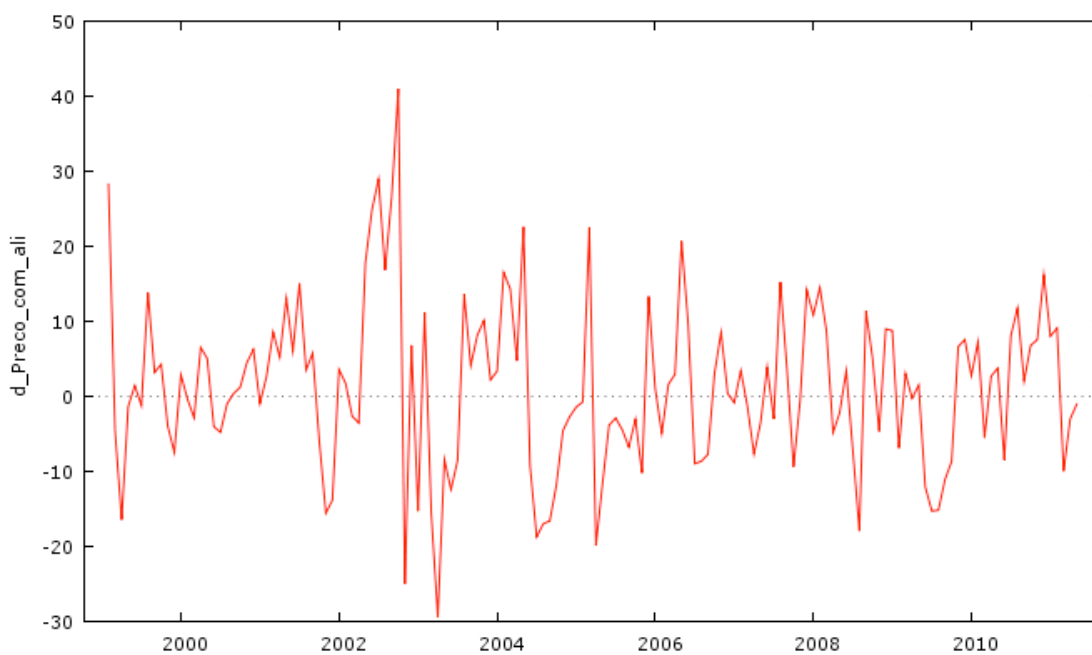
O Fundo Monetário Internacional (FMI) disponibiliza índices de preço das commodities, baseados nas commodities produzidas internacionalmente. A série aqui utilizada como Proxy para o preço dos produtos importados é o índice de preço desagregado para as commodities alimentícias, também disponibilizado pelo FMI. Esses índices, contudo, são construídos a partir do preço dessas commodities em dólares (US\$). Para obter o índice correspondente em reais (R\$), multiplicou-se a série original pela taxa de câmbio nominal vigente em cada período. Dessa maneira, pode-se averiguar como o preço em dólares das commodities alimentícias impacta a inflação

doméstica brasileira. Gráficos da série em R\$ em nível e da série em primeira diferença são apresentados a seguir, respectivamente:

**Gráfico 1**



**Gráfico 2**



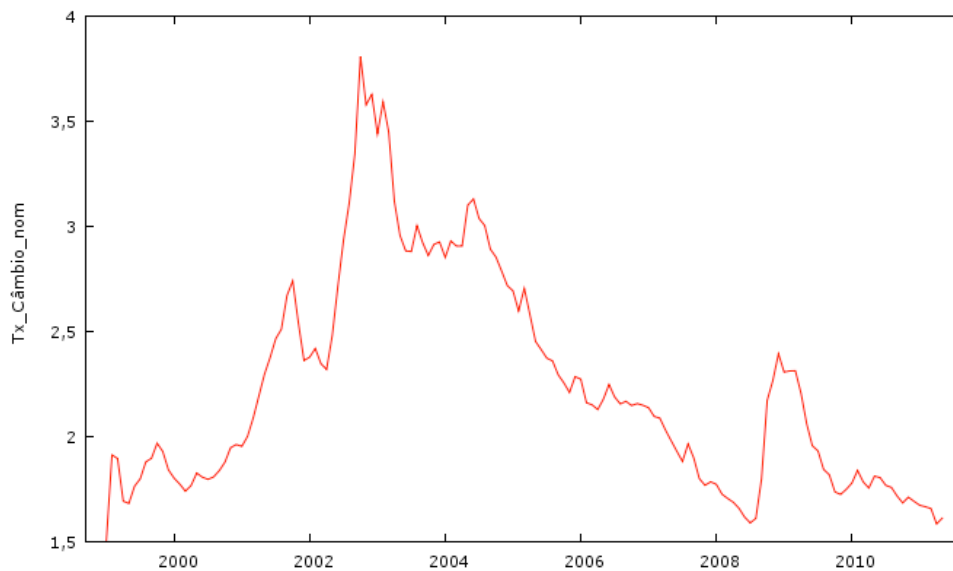
A variável em primeira diferença é considerada estacionária, com rejeição da presença de raiz unitária nos testes de Dickey-Fueller aumentado e KPSS. Os resultados desses testes são apresentados no Apêndice, na tabela 3.

### 3.1.2. Taxa de Câmbio

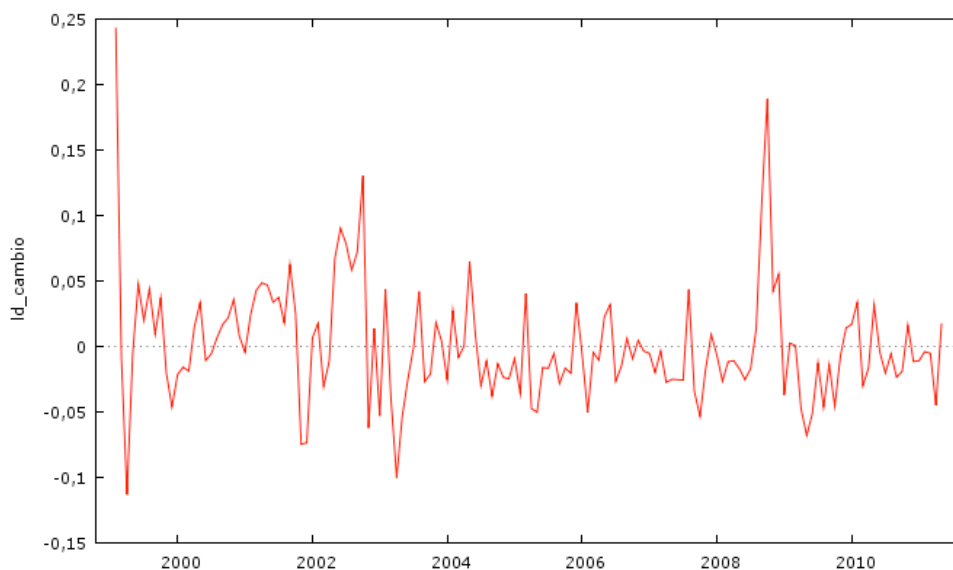
A taxa de câmbio utilizada na determinação da inflação é a taxa de câmbio nominal, que, como apresentado no primeiro capítulo, está intimamente ligada à relação estabelecida pela teoria da PPC. Espera-se que a inflação doméstica responda positivamente a choques positivos na taxa de câmbio nominal, de maneira a proporcionar uma taxa de câmbio real convergente no longo prazo. (HOLLAND & PEREIRA, 1999). A série de taxa de câmbio nominal a ser aqui utilizada é a série de taxa de câmbio R\$/US\$ comercial para compra, sendo que os dados representam as médias mensais de Janeiro de 1999 a Maio de 2011. Os dados foram retirados do Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil.

A seguir, são apresentados os gráficos da série original e da primeira diferença de seu logaritmo, respectivamente:

**Gráfico 3**



**Gráfico 4**



A série das primeiras diferenças dos logaritmos da taxa de câmbio é considerada estacionária, com rejeição da presença de raiz unitária nos testes de Dickey-Fueller aumentado e KPSS. Os resultados desses testes são apresentados no Apêndice, na tabela 3.

### **3.1.3. Hiato do Produto**

O hiato do produto é medido como a diferença entre o produto corrente real e o produto potencial corrente. Quando o produto corrente está acima de seu produto potencial (hiato do produto positivo), a economia está aquecida, situação que, caso prossiga, pode ocasionar pressões inflacionárias. Caso contrário, ou seja, com o produto corrente abaixo de seu nível potencial, as pressões inflacionárias são arrefecidas devido ao baixo dinamismo da economia.

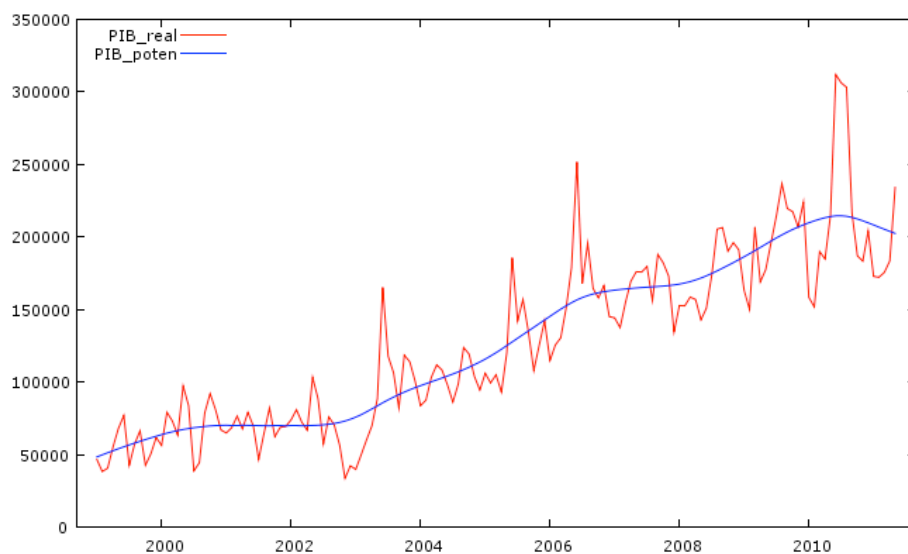
O produto potencial é uma variável de difícil mensuração, por ser uma variável mais teórica do que empírica. Klau & Mohanty (2001) apresentam duas abordagens para a construção de uma Proxy para o produto potencial. Uma delas baseia-se em técnicas de interpolação e a outra se baseia na utilização do Filtro de Hodrick Prescott (HP). Nesse trabalho, utiliza-se o Filtro HP<sup>10</sup> para a construção de uma série suavizada do produto, que será usada como uma Proxy para o produto potencial real.

Para a construção do produto potencial com base no filtro HP, utilizou-se os dados do PIB (produto interno bruto, em R\$ milhões) estimados mensalmente pelo Banco Central do Brasil, em série disponibilizada em seu Sistema Gerenciador de Séries Temporais. Essa série, inicialmente em valores nominais, foi deflacionada pelo IPCA (2004=100). A série suavizada pelo filtro HP e a série original são apresentadas a seguir:

---

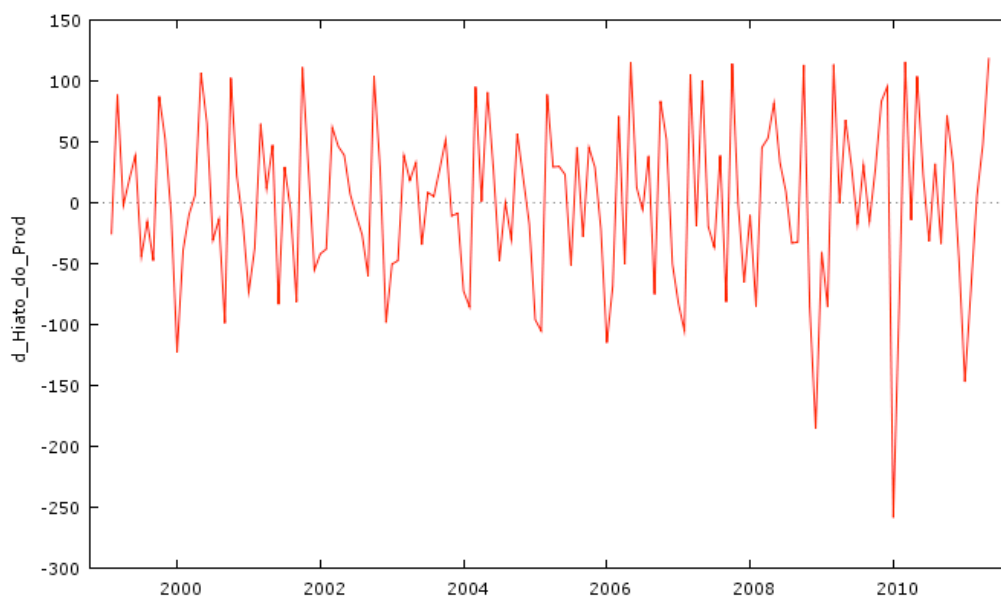
<sup>10</sup> O parâmetro de suavização ( $\lambda$ ) utilizado no filtro HP foi 1600.

**Gráfico 5**



Em seguida, calculou-se o hiato do produto conforme definição feita acima (a diferença entre produto corrente real e produto potencial real), e tirou-se sua primeira diferença. A série obtida está representada abaixo:

**Gráfico 6**



A série do hiato do produto em primeira diferença é considerada estacionária, com rejeição da presença de raiz unitária nos testes de Dickey-Fueller aumentado, ADF-GLF e KPSS. Os resultados desses testes são apresentados no Apêndice, na tabela 2.

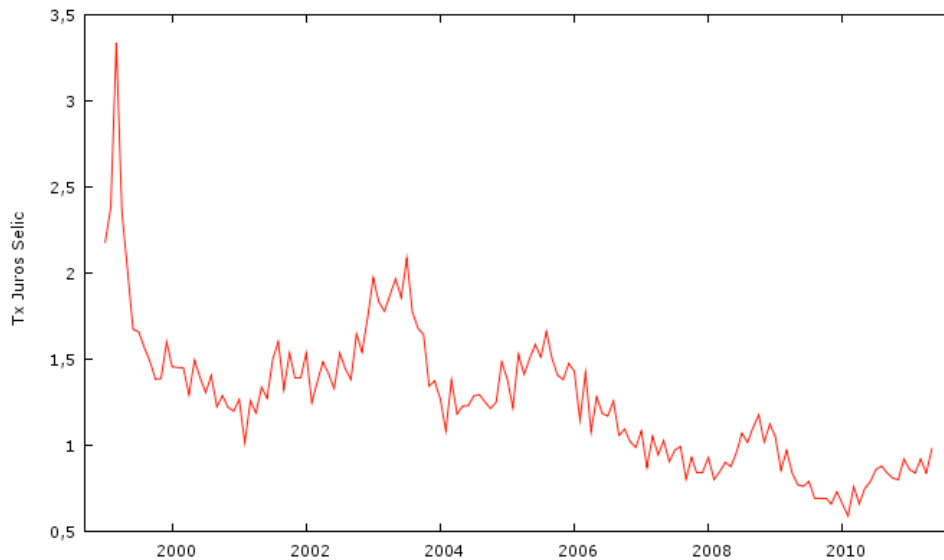
### 3.1.4. Taxa de Juros

A taxa de juros nominal é uma variável de demanda comumente utilizada em modelos de determinação da inflação (BCB, 2010, 2011; ZOLI, 2009). Além disso, a

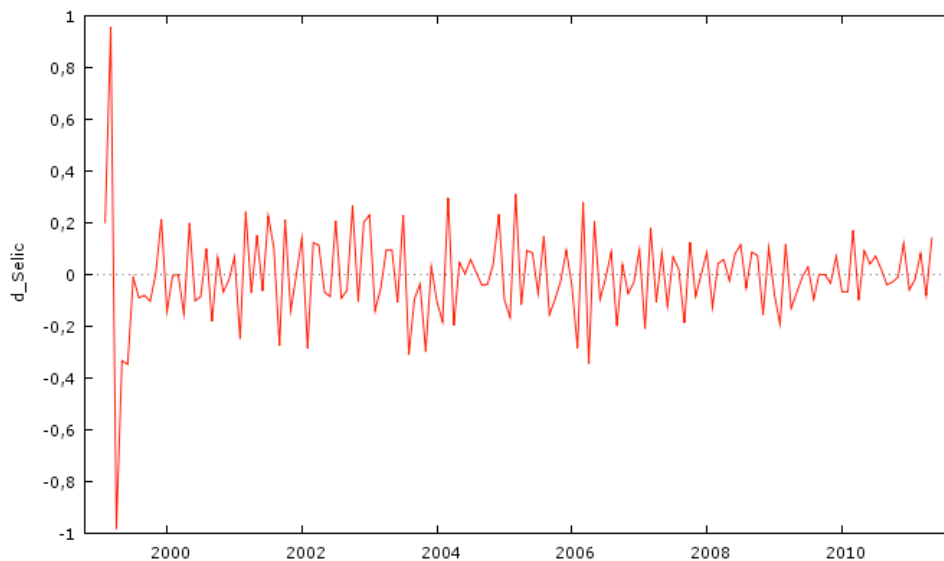
taxa de juros é considerada um instrumento de política monetária, respondendo positivamente às pressões inflacionárias, visando diminuir a demanda agregada e, conseqüentemente, a taxa de inflação.

A taxa de juros utilizada na análise econométrica desse trabalho é a SELIC (a Taxa Sistema Especial de Liquidação e de Custódia), por ser a taxa básica de juros da economia brasileira, além de ser utilizada em modelos do Banco Central do Brasil. (BCB, 2010, 2011) Utiliza-se, portanto, a série de dados da taxa Overnight/Selic, disponibilizada pelo Banco Central, que é a média mensal dos juros que o governo paga aos bancos que lhe emprestaram dinheiro. A série original e em primeira diferença são apresentadas a seguir, respectivamente:

**Gráfico 7**



**Gráfico 8**



A série da SELIC em primeira diferença é considerada estacionária, com rejeição da presença de raiz unitária nos testes de Dickey-Fueller aumentado e KPSS. Os resultados desses testes são apresentados no Apêndice, na tabela 2.

### **3.2. Abordagem VAR**

Assim como Zoli (2009), Ferrucci *et al* (2010) e BCB (2010), o repasse de mudanças nos preços das commodities alimentícias para a inflação brasileira será estimado a partir de um modelo VAR (vetores autoregressivos). Quatro modelos VAR diferentes serão estimados. O primeiro inclui as seguintes variáveis: IPCA amplo, diferença dos logaritmos da taxa de câmbio, primeira diferença da taxa de juros SELIC, primeira diferença do índice de commodities desagregado para alimentos e primeira diferença do hiato do produto. O segundo e o terceiro modelo incluem o IPCA desagregado para a alimentação e o núcleo do IPCA por exclusão, respectivamente. O quarto modelo, por sua vez, inclui o IPCA desagregado para a alimentação, a primeira diferença da SELIC, a primeira diferença do hiato do produto, a diferença dos logaritmos da taxa de câmbio e o núcleo do IPCA por exclusão.

O primeiro modelo busca captar como o IPCA responde a choques nos preços das commodities alimentícias internacionais. Para uma análise mais setorial, o segundo modelo visa averiguar como os preços dos alimentos<sup>11</sup> no Brasil respondem às mudanças de seus preços internacionais. O terceiro e o quarto modelos, por sua vez, procuram captar possíveis efeitos de segunda ordem das mudanças nos preços internacionais das commodities, averiguando se o núcleo da inflação responde significativamente aos choques desses preços – no modelo 3 – e se o núcleo responde a mudanças na inflação de alimentos doméstica – modelo 4.

A escolha da ordem de defasagem do VAR é feita por meio dos critérios de informação padrão, AIC (Critério de Akaike), BIC (Critério Bayesiano) e HQC (Critério de Hannah-Quinn). Para os três primeiros modelos em questão, BIC e HQC apontaram para o VAR (1) como o melhor modelo, de modo que essa ordem de defasagem foi escolhida. Para o modelo 4, no entanto, os critérios AIC e HQC apontaram para o VAR (2) como o melhor modelo. A apresentação dos resultados da

---

<sup>11</sup> Como já mencionado, a desagregação do IPCA para alimentos disponibilizada pelo IBGE é feita agrupando-se alimentação e bebidas, o que, na prática, não acarretará diferenças significativas no modelo. Continuaremos a tratar essa desagregação como específica para alimentos.

seleção de defasagem é feita no Apêndice, nas tabelas 5 a 8. O modelo VAR na forma reduzida pode ser representado, formalmente, portanto, da seguinte maneira:

$$Y_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + E_t, \text{ para os modelos 1, 2 e 3.}$$

$$Y_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + E_t, \text{ para o modelo 4.}$$

Onde  $Y_t$  é um vetor (5X1) de variáveis endógenas,  $A_0$  é um vetor (5X1) de interceptos,  $A_1$  e  $A_2$  são as matrizes (5X5) dos coeficientes autoregressivos de cada variável endógena, e  $E_t$  é o vetor (5X1) dos resíduos ruído branco do modelo.

Para os modelos 1 e 2, foram incluídas, como variáveis exógenas ao modelo, as defasagens de ordem 12 do IPCA (ou IPCA de alimentos) e da primeira diferença do hiato do produto, para filtrar possíveis sazonalidades presentes nessas séries. No caso do modelo três, não se incluiu a defasagem 12 do núcleo do IPCA, por se considerar que, com a exclusão do índice dos alimentos cujos preços são mais voláteis, toda a sazonalidade possível já teria sido eliminada. No modelo 4, por fim, incluiu-se as defasagens de ordem 12 do IPCA de alimentos e da primeira diferença do hiato do produto, e não se incluiu a defasagem 12 do núcleo do IPCA. Os modelos foram estimados utilizando-se erros padrões robustos (HAC).

### **3.3. Testes realizados**

Os três modelos foram testados quanto à presença de autocorrelação residual, de efeito ARCH, e de normalidade de seus resíduos. Os testes utilizados foram o teste de Ljung Box, para autocorrelação, Dornik-Hansen, para a normalidade, e o teste de multiplicador de Lagrange para a heteroscedasticidade condicional. O teste de multiplicador de Lagrange foi feito considerando-se 12 defasagens. O resultado dos testes é apresentado no apêndice, nas tabelas 9 a 12.

Para o modelo 1, não se rejeita a hipótese de ausência de autocorrelação residual para três das equações do modelo, sendo que, para duas delas, essa hipótese não é rejeitada ao nível de significância de 1%. Dessa maneira, pode-se considerar que os resíduos do modelo não são autocorrelacionados. Quanto à normalidade, tem-se que os resíduos são considerados não-normais. O teste acerca da presença de heteroscedasticidade condicional, por sua vez, aponta a presença de efeito ARCH em

somente duas das equações do modelo, motivo pelo qual o efeito é desprezado nesse trabalho.

Para o modelo 2, a hipótese de ausência de autocorrelação nos resíduos não é rejeitada em quatro das cinco equações, sendo que, onde ela é rejeitada, isso não ocorre ao nível de 1% de significância. Os resíduos do modelo, portanto, são considerados não autocorrelacionados. Rejeita-se, assim como no modelo 1, a hipótese de normalidade dos resíduos. A hipótese de ausência de heteroscedasticidade condicional é rejeitada somente em uma equação do modelo, de modo que, novamente, iremos desprezar esse efeito no trabalho.

Para o modelo 3, por sua vez, não se rejeita a hipótese de ausência de autocorrelação residual, de maneira que seus resíduos são considerados não autocorrelacionados. A hipótese de normalidade dos resíduos é, também, rejeitada. Quanto à presença de heteroscedasticidade condicional, tem-se que, em três das equações do modelo, ela está presente de maneira significativa. Por simplicidade, o efeito será novamente ignorado.

No modelo 4, por fim, não se rejeita a ausência de autocorrelação residual em quatro das cinco equações, sendo que, na equação em que a hipótese nula é rejeitada, isso não ocorre ao nível de 5% de significância. Os resíduos desse modelo são considerados não-normais e existe heteroscedasticidade condicional, que será ignorada, novamente, por efeitos de simplicidade.

O resumo dos resultados dos quatro modelos, bem como o valor estimado para cada coeficiente em sua forma reduzida e as estatísticas-resumo, são apresentados no Apêndice, nas tabelas 13 a 16.

## **CAPÍTULO 4: ANÁLISE E DESDOBRAMENTO DOS RESULTADOS**

As funções de resposta ao impulso, que nos permitirão analisar o repasse dos preços das commodities internacionais para a inflação no Brasil, foram construídas com base na Decomposição de Cholesky, a partir do seguinte ordenamento: preço internacional das commodities alimentícias, hiato do produto, inflação (IPCA, IPCA de alimentos e Núcleo do IPCA, para os modelos 1, 2 e 3, respectivamente), taxa de juros SELIC e taxa de câmbio nominal. A escolha do ordenamento foi feita de acordo com o ordenamento proposto por Zoli (2009) e de acordo com a teoria econômica.<sup>12</sup> Para o modelo 4, o seguinte ordenamento foi proposto: hiato do produto, IPCA de alimentos, núcleo do IPCA, taxa de juros SELIC e taxa de câmbio nominal. A decomposição da variância de previsão para os quatro modelos é feita a partir dos mesmos ordenamentos.

A partir da análise de decomposição da variância de previsão do IPCA (Tabela 17), tem-se que os preços internacionais das commodities alimentícias são determinantes significativos de mudanças no IPCA, explicando, em média, cerca de 7% da variação do IPCA, num horizonte de previsão de 12 meses. A taxa de câmbio nominal, por sua vez, explica somente 2%, aproximadamente, das variações no IPCA, também num horizonte de previsão de 12 meses. A taxa SELIC também explica cerca de 2% dessas variações, sendo que o hiato do produto é pouco significativo nessa análise. O principal fator explicativo de variações no IPCA continua a ser suas defasagens, ressaltando o poder da inflação inercial.

A função de resposta do IPCA a um choque de um desvio padrão nos preços internacionais das commodities alimentícias é apresentada no Gráfico 9. Observa-se que, no primeiro mês, o IPCA responde negativamente a esse choque. Essa resposta, porém, não é significativa ao intervalo de confiança de 95%. A resposta é significativa nos meses seguintes, dissipando-se por volta do décimo mês. Esse resultado traz

---

<sup>12</sup> Os preços das commodities internacionais são considerados a variável mais exógena, visto que o Brasil, por ser uma economia aberta pequena, não é capaz de influenciar a determinação desses preços. A determinação da taxa de juros SELIC, feita pelo Banco Central do Brasil, leva em conta o nível de inflação da economia e outras variáveis, como o nível de atividade da economia (medido pelo hiato do produto). Um hiato do produto positivo, por sua vez, normalmente antecede maiores taxas de inflação. A determinação da SELIC, por fim, acaba por influenciar as mudanças na taxa de câmbio nominal, uma vez que maiores taxas de juros são responsáveis por maior atração de capitais ao país, e, concomitantemente, taxas de câmbio mais apreciadas.

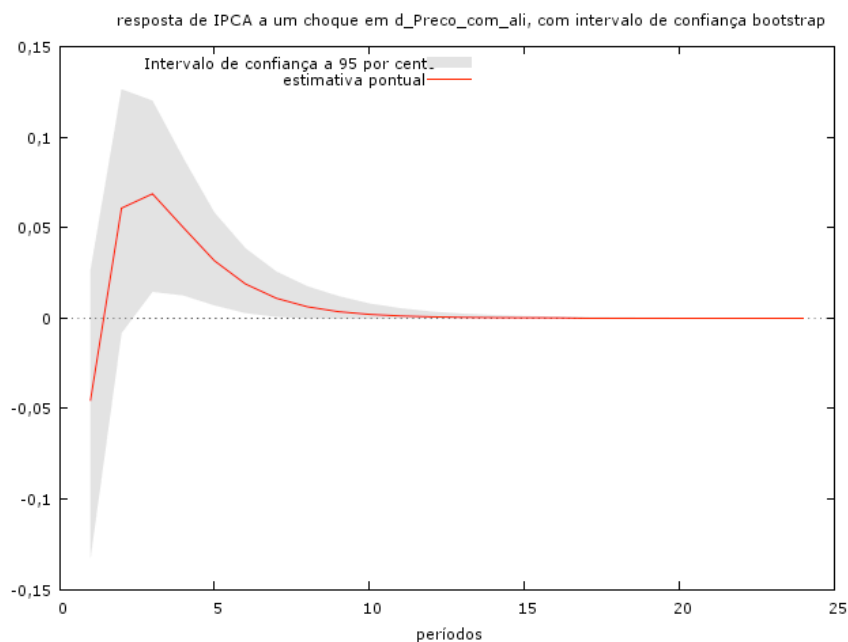
evidências da presença de efeitos de primeira ordem das mudanças nos preços das commodities alimentícias, como era esperado anteriormente.

**Tabela 17**

Decomposição da Variância de Previsão para IPCA (modelo 1)						
Período	erro padrão	d_Precio_com_ali	Id_cambio	d_Hiato_do_Prod	d_Selic	IPCA
1	0,300016	2,2954	0	0,0322	0	97,6723
2	0,364674	4,3234	1,2344	0,1138	0,8181	93,5103
3	0,390302	6,865	1,6901	0,1058	1,2694	90,0697
4	0,399627	8,109	1,802	0,1182	1,3995	88,5712
5	0,402847	8,5968	1,8284	0,1289	1,443	88,003
6	0,403907	8,7687	1,834	0,1336	1,4557	87,808
7	0,40425	8,8261	1,8353	0,1353	1,4598	87,7435
8	0,404359	8,8448	1,8355	0,136	1,461	87,7228
9	0,404394	8,8507	1,8356	0,1362	1,4614	87,7161
10	0,404405	8,8526	1,8356	0,1362	1,4615	87,714
11	0,404409	8,8532	1,8356	0,1362	1,4615	87,7134
12	0,40441	8,8534	1,8356	0,1363	1,4615	87,7132

Fonte: elaboração própria

**Gráfico 9**



Os preços internacionais das commodities alimentícias, como esperado, são mais significativos na determinação do IPCA desagregado para alimentação do que para o IPCA total. Pela análise de decomposição da variância de previsão (Tabela 18), tem-se que os preços internacionais das commodities alimentícias explicam, em média, 16% da variação do IPCA desagregado, num horizonte de previsão de 12 meses. Poderia se esperar que essa percentagem fosse maior, mas deve-se salientar que a série do IPCA

aqui utilizada também incorpora os preços de algumas bebidas, motivo que pode afetar essa determinação dos preços das commodities alimentícias. Além disso, possivelmente os próprios preços dos alimentos produzidos no Brasil têm seu papel na determinação da inflação de alimentos doméstica. A taxa de câmbio nominal e o hiato do produto explicam menos de 1% das variações no IPCA de alimentos, também num horizonte de previsão de 12 meses. A taxa SELIC, por sua vez, explica cerca de 2% dessa variação, em média. O principal fator explicativo das mudanças no IPCA de alimentos, é, também, seus valores defasados.

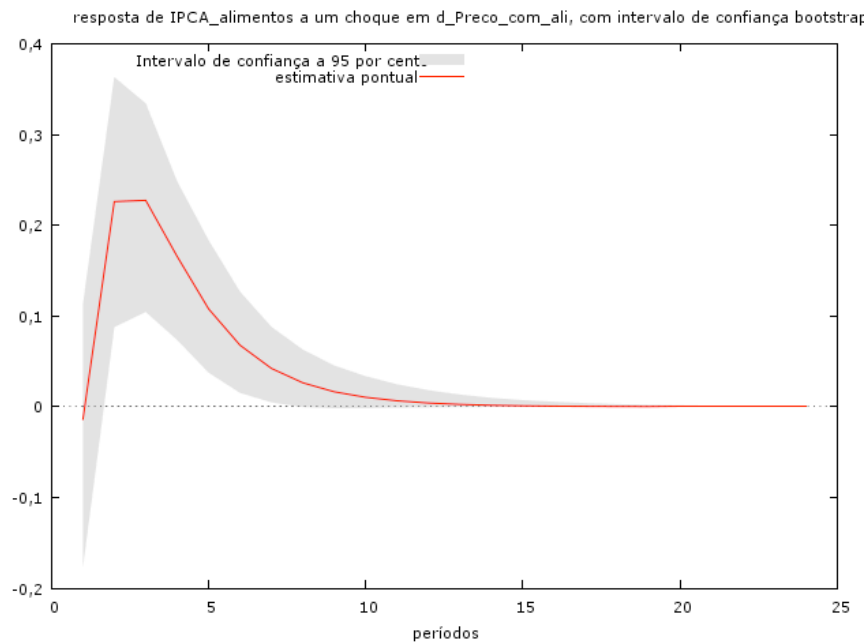
A função de resposta do IPCA de alimentos a um choque de um desvio padrão nos preços internacionais das commodities alimentícias é apresentada no Gráfico 10. Observa-se que, no primeiro mês, o IPCA de alimentos praticamente não responde a esse choque. A resposta do IPCA de alimentos é maior do que a resposta do IPCA total, como pode ser analisado visualmente pelos gráficos 9 e 10, e, também, pela tabela 20. Esperava-se esse resultado, uma vez que a alimentação possui um peso menor do que um no cálculo do índice do IPCA. A resposta do IPCA de alimentos, assim como do IPCA, dissipa-se num horizonte temporal de aproximadamente 10 meses. Os resultados encontrados são robustos ao intervalo de confiança de 95%.

**Tabela 18**

Decomposição da Variância de Previsão para IPCA_alimentação (modelo 2)						
Período	erro padrão	d_Precos_com_ali	ld_cambio	d_Hiato_do_Prod	d_Selic	IPCA_alime
1	0,599353	0,0533	0	0,9676	0	98,9792
2	0,765473	8,7488	0,2775	0,9268	1,3872	88,6598
3	0,839966	14,5936	0,2509	0,7778	1,7697	82,608
4	0,871076	17,1803	0,2344	0,729	1,8959	79,9604
5	0,883334	18,1989	0,2346	0,7151	1,9302	78,9211
6	0,888101	18,5872	0,2374	0,7109	1,942	78,5226
7	0,889953	18,7351	0,2392	0,7093	1,9459	78,3705
8	0,890678	18,792	0,2401	0,7086	1,9474	78,3118
9	0,890964	18,8142	0,2405	0,7084	1,948	78,2889
10	0,891077	18,823	0,2406	0,7083	1,9482	78,2799
11	0,891122	18,8264	0,2407	0,7082	1,9483	78,2763
12	0,891139	18,8278	0,2407	0,7082	1,9484	78,2749

Fonte: elaboração própria

**Gráfico 10**



A significância dos resultados até então apresentados corrobora a hipótese de existência de efeitos de primeira ordem de mudanças nos preços internacionais das commodities alimentícias na inflação brasileira. Os efeitos de primeira ordem, em geral, são encontrados na literatura empírica (BCB, 2010, 2011; FERRUCCI *et al*, 2010; FMI, 2008, 2011a, 2011b; ZOLI, 2009) e representam basicamente um consenso: como os alimentos possuem um peso no cálculo do índice geral de inflação, espera-se que mudanças nos primeiros reflitam-se em mudanças inflacionárias nos índices gerais e desagregados para a alimentação. Como apresentado no presente trabalho, esses efeitos aparentam se dissipar num horizonte de 10 meses. A questão mais importante, no entanto, é quanto o núcleo de inflação responde a mudanças nos preços internacionais das commodities alimentícias, seja direta ou indiretamente. Em outras palavras, deve-se averiguar a presença de efeitos de segunda ordem de mudanças nos preços das commodities alimentícias.

Para analisar a resposta direta do núcleo do IPCA aos choques nos preços das commodities alimentícias, utilizou-se o modelo 3 como guia<sup>13</sup>. A partir dessa especificação, observa-se, pela tabela 20, que os fatores externos são pouco significativos na explicação de mudanças no núcleo da inflação – mudanças nos preços das commodities alimentícias e mudanças na taxa de câmbio nominal explicam, juntas, em média, menos de 1% das variações no núcleo da inflação. Mudanças no hiato do

<sup>13</sup> Modelo que inclui as seguintes variáveis: Núcleo por exclusão do IPCA, diferença do logaritmo da taxa de câmbio nominal, primeira diferença do hiato do produto e da taxa SELIC, e primeira diferença dos preços internacionais das commodities alimentícias.

produto, por sua vez, explicam cerca de 5% das mudanças no núcleo do IPCA, e mudanças na taxa SELIC explicam pouco mais de 1%. Todas essas percentagens correspondem às médias num horizonte de previsão de 12 meses.

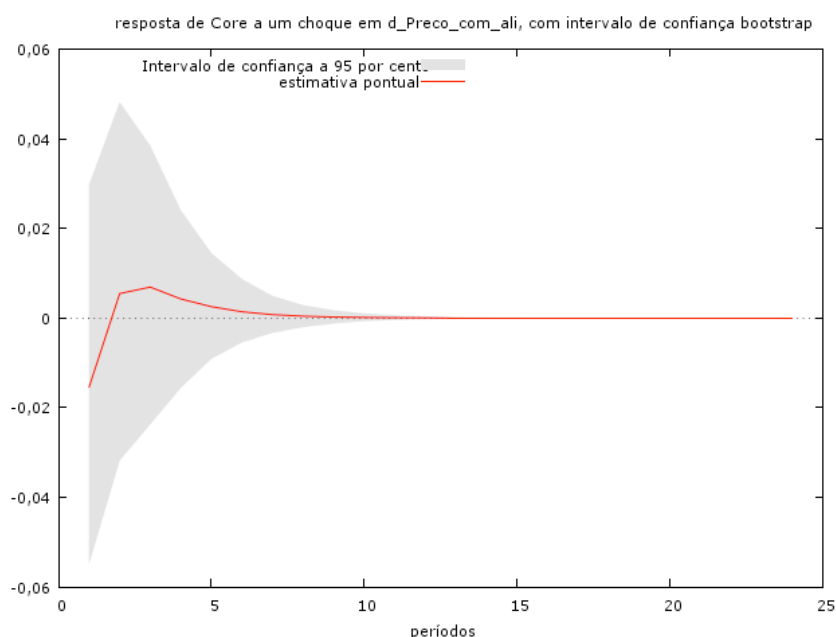
**Tabela 10**

Decomposição da Variância de Previsão para Núcleo do IPCA (modelo 3)						
Período	erro padrão	núcleo	ld_cambio	d_Hiato_do_Prod	d_Selic	d_Preco_com_ali
1	0,212191	97,9763	0	1,4955	0	0,5282
2	0,244706	94,752	0,0519	3,6347	1,1146	0,4468
3	0,254097	93,6986	0,0484	4,5443	1,2209	0,4878
4	0,256756	93,3832	0,0479	4,7895	1,2743	0,5051
5	0,257519	93,29	0,0485	4,8655	1,2843	0,5117
6	0,257734	93,2634	0,0488	4,8865	1,2877	0,5137
7	0,257794	93,2558	0,0489	4,8926	1,2885	0,5143
8	0,257811	93,2536	0,0489	4,8943	1,2887	0,5144
9	0,257816	93,253	0,0489	4,8948	1,2888	0,5145
10	0,257817	93,2528	0,0489	4,8949	1,2888	0,5145
11	0,257818	93,2528	0,0489	4,895	1,2888	0,5145
12	0,257818	93,2528	0,0489	4,895	1,2888	0,5145

Fonte: elaboração própria

A ausência dos efeitos de segunda ordem, observada por esses resultados, é corroborada pela função de resposta do núcleo da inflação a um choque de um desvio padrão no preço internacional das commodities alimentícias (Gráfico 11). Os resultados obtidos, embora indiquem respostas positivas do núcleo de inflação, não são significativos no intervalo de confiança estipulado.

**Gráfico 11**



Para comparação das respostas dos três tipos de inflação analisados, segue tabela:

**Tabela 20**

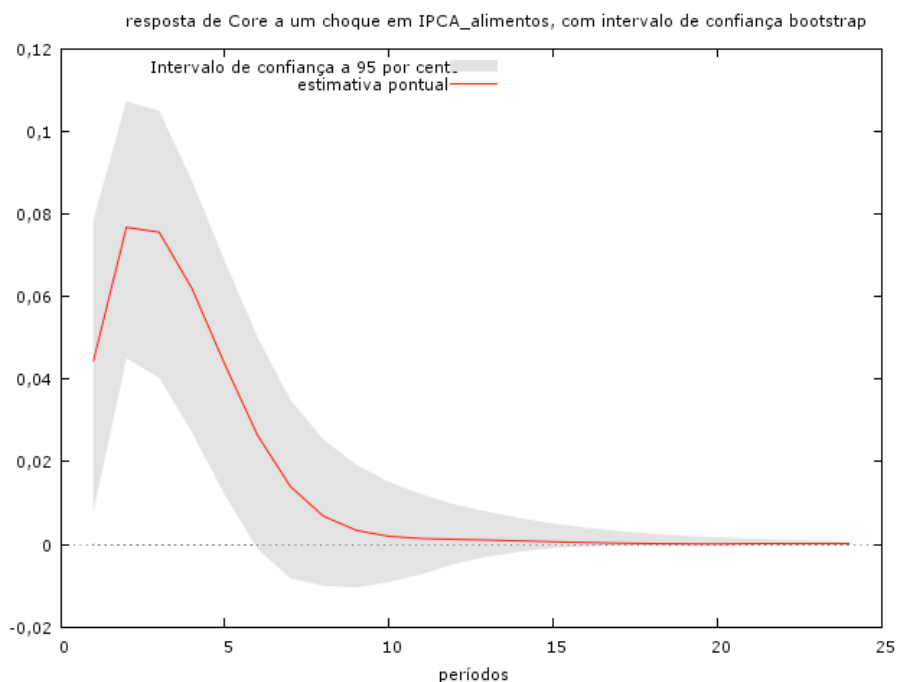
<b>Resposta a um choque de um desvio padrão no preço das commodities alimentícias</b>			
<b>Período (meses)</b>	<b>Resposta do IPCA</b>	<b>Resposta IPCA_alimentos</b>	<b>Resposta do Núcleo</b>
1	-0,045454	-0,013835	-0,015421
2	0,060692	0,22599	0,0054526
3	0,068617	0,22738	0,0068852
4	0,049924	0,16552	0,0042429
5	0,03164	0,1079	0,0025234
6	0,018813	0,067815	0,001374
7	0,01087	0,04223	0,00075013
8	0,0061886	0,026342	0,00039978
9	0,003501	0,016492	0,00021355
10	0,0019747	0,01036	0,00011321
11	0,0011128	0,0065215	6,01E-05
12	0,00062689	0,0041098	3,18E-05

Fonte: elaboração própria

Segundo a metodologia de Zoli (2009), os efeitos de segunda ordem, contudo, são estimados por meio de um modelo que analisa o repasse da inflação de alimentos doméstica – afetada pelos choques nos preços externos dos alimentos – para o núcleo da inflação. Estimou-se, portanto, o modelo 4, para que esse feito pudesse ser observado.<sup>14</sup> Ao analisar a resposta do núcleo de inflação a um choque em IPCA de alimentos (Gráfico 12), tem-se, assim, um resultado significativo do ponto de vista estatístico. Considerando-se que grande parte dos choques no IPCA de alimentos advém dos choques nos preços internacionais das commodities, pode-se dizer, portanto, que existem efeitos de segunda ordem causados por esses choques externos em questão.

A partir da análise da decomposição da variância para o modelo 4 (Tabela 21), observa-se a significância da inflação de alimentos doméstica na determinação de mudanças no núcleo do IPCA. Mudanças na inflação de alimentos respondem por cerca de 27%, em média, das mudanças no núcleo de inflação no Brasil, enquanto fatores como a taxa de câmbio, a taxa SELIC e o hiato do produto, juntos, respondem por menos de 10% dessas mudanças. Essas percentagens se referem às médias em um período de previsão de 12 meses.

<sup>14</sup> Modelo que inclui as seguintes variáveis: IPCA desagregado para alimentos, Núcleo do IPCA, primeira diferença do hiato do produto e da taxa SELIC, diferença do logaritmo da taxa de câmbio nominal.

**Gráfico 12****Tabela 21**

Decomposição da Variância de Previsão para Núcleo do IPCA (modelo 4)						
Período	Erro padrão	IPCA_alime	D_hiato	D_selic	Ld_cambio	Núcleo
1	0,186326	5,6885	0,304	0	0	94,0075
2	0,207735	18,244	1,4911	0,2052	0,0092	80,0505
3	0,230698	25,5333	1,2608	1,4285	1,6765	70,1009
4	0,244207	29,2259	1,2676	1,2954	4,2161	63,995
5	0,251674	30,5166	1,1987	1,2384	6,0004	61,0458
6	0,255279	30,7273	1,1833	1,2069	7,2462	59,6363
7	0,256691	30,6861	1,1792	1,1963	7,8121	59,1262
8	0,257203	30,6348	1,1775	1,1928	8,0369	58,9581
9	0,257377	30,6104	1,1773	1,1919	8,1105	58,9099
10	0,257437	30,6019	1,1775	1,1919	8,1315	58,8973
11	0,257459	30,5994	1,1776	1,1919	8,1374	58,8937
12	0,25747	30,5991	1,1776	1,1919	8,1394	58,892

Fonte: elaboração própria

A presença de efeitos de segunda ordem das mudanças nos preços das commodities alimentícias na inflação brasileira corrobora as evidências de FMI, 2008, 2011a, 2011b, de que os países emergentes estão mais propensos à ocorrência desses efeitos, devido à grande participação dos alimentos em sua cesta de consumo de referência. “Food represents over one-third of household consumption in emerging and developing economies, with the share ranging from just over 10 percent to almost 80

percent in some developing countries”<sup>15</sup> (FMI, 2008, p.105). Esses resultados, dessa maneira, representam um desafio para a política monetária do Brasil, uma vez que há evidências de que os choques nos preços internacionais das commodities alimentícias estão afetando as expectativas dos agentes em relação ao IPCA, e, concomitantemente, o seu núcleo. Uma política monetária mais restritiva, visando o fim das pressões inflacionárias, talvez se faça necessária.

É importante ressaltar, no entanto, algumas observações em relação ao modelo aqui utilizado, para que não se tome os resultados encontrados como verdade absoluta: i) As commodities alimentícias não são os únicos produtos importados por um país, de maneira que os preços de outros produtos importados poderiam ser incluídos no modelo. Mais uma vez, salienta-se a utilização dos preços das commodities alimentícias como uma proxy dos produtos importados, o que não é consenso na literatura empírica (CROWLEY, 2010); ii) Um índice de preço de commodities que incorporasse somente os produtos com maior participação na pauta de importações brasileiras – como o IC-BR (BCB, 2010) – talvez promovesse resultados mais significativos; iii) Há uma controvérsia teórica a respeito de qual medida para o núcleo da inflação deve ser utilizada. (WALSH, 2011) No presente trabalho, incluiu-se a medida do núcleo do IPCA por exclusão, mas uma medida diferente do núcleo poderia originar resultados finais distintos; iv) A incorporação de não-linearidades no modelo, como feito em Ferrucci *et al* (2010), poderia promover resultados mais robustos.

Análises teóricas e empíricas que incorporem os pontos salientados acima não foram incorporadas no presente trabalho por este se tratar de uma pesquisa preliminar a respeito do assunto. Essas análises, contudo, enquadram-se numa linha de pesquisa futura, quando uma abordagem mais profunda se fará necessária.

---

<sup>15</sup> “A alimentação representa cerca de um terço do consume das famílias em países emergentes e em desenvolvimento, com participações variando de um pouco mais de 10% a quase 80% em alguns países em desenvolvimento.” (Tradução nossa)

## CONCLUSÃO

Esse trabalho analisou como a dinâmica inflacionária no Brasil é afetada pelos choques nos preços internacionais das commodities alimentícias, a partir de dados para a economia brasileira no período de Janeiro de 1999 a Maio de 2011 – período de vigência do regime de metas de inflação no país. Anteriormente à análise quantitativa, foi apresentada a teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC), segundo a qual os choques externos – choques na taxa de câmbio nominal e/ou nos preços dos produtos importados – são repassados para os preços domésticos, de maneira que o câmbio real seja convergente no longo prazo. Apresentou-se, em linhas gerais, a recente trajetória dos preços internacionais das commodities e, por fim, uma revisão da literatura empírica acerca do *pass-through* da taxa de câmbio e do *pass-through* dos preços internacionais das commodities para a inflação doméstica dos países.

A partir de uma abordagem VAR, pôde-se chegar às seguintes conclusões principais: i) As mudanças nos preços internacionais das commodities alimentícias representam um papel significativo na determinação das taxas de inflação domésticas, seja o IPCA geral ou o IPCA desagregado para a alimentação; ii) Efeitos de primeira ordem na inflação brasileira, causados por choques nos preços internacionais dos alimentos, são, portanto, observados; iii) Os efeitos de segunda ordem no núcleo do IPCA, causados pelos choques dos preços externos dos alimentos, não são significativos quando se analisa o impacto direto de mudanças no preços internacionais das commodities. Ao se analisar, contudo, o impacto da inflação de alimentos doméstica no núcleo do IPCA, tem-se resultados robustos e significativos, de modo que tais efeitos de segunda ordem podem ser observados.

As conclusões apresentadas acima alertam para a importância dos choques nos preços internacionais dos alimentos na determinação da inflação brasileira. Dessa maneira, políticas monetárias adequadas devem ser pensadas visando à diminuição de tais pressões inflacionárias. Os resultados aqui encontrados, no entanto, não podem ser tomados como verdade absoluta, devido às próprias limitações do modelo utilizado. A utilização de um modelo mais apropriado, que incorpore não-linearidades e outras variáveis-controle, foge ao escopo deste trabalho, sendo, contudo, parte de uma agenda de pesquisa futura.

## REFERÊNCIAS

- CATÃO, L. A. V.; CHANG, R. World food prices and monetary policy. IMF Working Paper. 2010. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2010/wp10161.pdf>> Acesso em: jun 2011.
- CECCHETTI, S.G.; MOESSNER, R. Commodity prices and inflation dynamics. BIS Quarterly Review, Dez 2008 Disponível em: <[http://www.bis.org/publ/qrtrpdf/r\\_qt0812f.htm](http://www.bis.org/publ/qrtrpdf/r_qt0812f.htm)> Acesso em: jun 2011.
- CORREA, A. S.; MINELLA, A. Nonlinear Mechanisms of the Exchange Rate Pass-Through: A Phillips Curve Model with Threshold for Brazil. 2010 Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps122.pdf>> Acesso em: Nov 2010.
- CROWLEY, J. Commodity Prices and inflation in the Middle East, North Africa, and Central Asia. IMF Working Paper. 2010. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2010/wp10135.pdf>> Acesso em: jun 2011
- FERRUCCI, G.; JIMÉNEZ-RODRÍGUEZ, R.; ONORANTE, L. Food price pass-through in the euro area: the role of asymmetries and non-linearities. ECB Working Paper nº1168. Disponível em: <[http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1578209](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1578209)> Acesso em: jun 2011.
- FRANKEL, J. A.; PARSLEY, D.C.; WEI, S. Slow passthrough around the world: a new import for developing countries? Março 2005. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w11199>> Acesso em: nov 2010
- FMI, Is inflation back? Commodity Prices and Inflation, World Economic Outlook IMF, Capítulo 3, Outubro 2008. Disponível em: <[www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2008/02/pdf/c3.pdf](http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2008/02/pdf/c3.pdf)> Acesso em: jun 2011
- FMI, World Economic Outlook IMF, Abril 2011. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2011/01/pdf/text.pdf>> Acesso em: jun 2011
- FMI, Regional Economic Outlook Western Hemisphere IMF, Abril 2011. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/reo/2011/whd/eng/pdf/wreo0411.pdf>> Acesso em: jun 2011
- GAGNON, J. E.; IHRIG, J. Monetary policy and Exchange rate pass-through. Julho 2001. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/fip/fedgif/704.html>> Acesso em: nov 2010.
- GORDON, R. J. (1985) Understanding inflation in the 1980a, Brookings Paper on Economic Activity, no 1, pp 263-302. Disponível em: <[http://www.brookings.edu/~media/Files/Programs/ES/BPEA/1985\\_1\\_bpea\\_papers/1985a\\_bpea\\_gordon.pdf](http://www.brookings.edu/~media/Files/Programs/ES/BPEA/1985_1_bpea_papers/1985a_bpea_gordon.pdf)>. Acesso em: jul 2011
- HOLLAND, M.; PEREIRA, P. L. V. (1999), “Taxa de câmbio real e paridade de poder de compra no Brasil”, Revista Brasileira de Economia 53, 259–285

KRICHENE, N. Recent inflationary trends in world commodities markets. IMF Working Paper, Maio 2008. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2008/wp08130.pdf>> Acesso em: jun 2011.

KRUGMAN, P.; OBSTFELD, M. *Economia Internacional: teoria e política*. 6. Ed. Pearson, 2007.

MARÇAL, E. F.; PEREIRA, P.L.V.; DOS SANTOS FILHO, O.C.; Paridade do poder de compra: testando dados brasileiros. Revista Brasileira de Economia. Vol 57, no 1. Rio de Janeiro. Mar. 2003. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0034-1402003000100006&script=sci\\_arttext&tlng=es](http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0034-1402003000100006&script=sci_arttext&tlng=es)> Acesso em: jun 2011

MCCARTHY, J. Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies. 2006. Disponível em: <<http://www.newyorkfed.org/research/economists/mccarthy/passthru.pdf>> Acesso em: Nov 2010.

MIHALJEK, D.; KLAU, M. A note on the pass-through from exchange rate and foreign price changes to inflation in selected emerging market economies. BIS Papers No 8. 2001. Disponível em: <<http://www.bis.org/publ/bppdf/bispap08c.pdf>> Acesso em: ago 2010

MOHANTY, M. S.; KLAU, M. What determines inflation in emerging market economies? BIS Papers No 8. 2001. Disponível em: <http://www.bis.org/publ/bppdf/bispap08a.pdf> Acesso em: ago 2010.

NOGUEIRA JÚNIOR, R. P.; LÉON-LEDESMA, M. A. Is low inflation really causing the decline in exchange rate pass-through? 2010. Disponível em: <[http://www.sebh.ecn.br/seminario\\_5/arquivo4.pdf](http://www.sebh.ecn.br/seminario_5/arquivo4.pdf)> Acesso em: dez 2010

RELATÓRIO DE INFLAÇÃO. Banco Central do Brasil. Volume 12. Número 4. Dezembro 2010.

RELATÓRIO DE INFLAÇÃO. Banco Central do Brasil. Volume 13. Número 2. Junho 2011.

SOUZA, R. M.; MACIEL, L. F. P; PIZZINGA, A. H. On the Exchange rate pass-through determinants: a state space approach for Brazil. 2010. Disponível em: <[virtualbib.fgv.br/ocs/index.php/sbe/EBE10/paper/download/2366/1142](http://virtualbib.fgv.br/ocs/index.php/sbe/EBE10/paper/download/2366/1142)> Acesso em: dez 2010.

TAYLOR, J. Low inflation, pass-through and the pricing power of firms. European Economic Review n.44. 2000 Disponível em: <[http://www.stanford.edu/~johntayl/Papers/ISOM+revised+\(EER\).pdf](http://www.stanford.edu/~johntayl/Papers/ISOM+revised+(EER).pdf)> Acesso em: dez 2010.

WALSH, J. P. Reconsidering the role of food prices in inflation. IMF Working Paper. 2011. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2011/wp1171.pdf>> Acesso em: jun 2011.

ZOLI, E. Commodity Price Volatility, Cyclical Fluctuations, and Convergence: What is Ahead for Inflation in Emerging Europe? IMF Working Paper. 2009. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2009/wp0941.pdf>> Acesso em: jun 2011.

## APÊNDICE

### *Testes de raiz unitária*

Todos os testes de raiz unitária realizados foram feitos considerando-se uma constante na modelação de cada variável. O teste de Dickey Fuller aumentado foi feito testando-se para baixo a partir da ordem máxima de defasagem (10). Os testes ADF-GLS e KPSS também consideraram 10 defasagens da variável testada.

**Tabela 1**

<b>Teste Dickey Fueller aumentado</b>		
<b>Variável</b>	<b>IPCA</b>	<b>IPCA alimentos</b>
Hipótese nula	Presença de raiz unitária	Presença de raiz unitária
Estatística de teste	-3,18804	-3,40603
p-valor	0,02072	0,01078
Resultado do teste	Rejeita-se H0 ao nível de 5%	Rejeita-se H0 ao nível de 5%
<b>Teste ADF-GLS</b>		
<b>Variável</b>	<b>IPCA</b>	<b>IPCA alimentos</b>
Hipótese nula	Presença de raiz unitária	Presença de raiz unitária
Estatística de teste	-2,91639	-3,08981
p-valor	0,003448	0,001956
Resultado do teste	Rejeita-se H0 ao nível de 1%	Rejeita-se Ho ao nível de 1%
<b>Teste KPSS</b>		
Valores críticos		
0,347 (10%)	0,463 (5%)	0,739 (1%)
<b>Variável</b>	<b>IPCA</b>	<b>IPCA alimentos</b>
Hipótese nula	Não há raiz unitária	Não há raiz unitária
Estatística de teste	0,358117	0,0691301
Resultado do teste	Não se rejeita H0	Não rejeita H0

Fonte: elaboração própria

Tabela 2

Teste Dickey Fueller aumentado		
Variável	Taxa de Juros SELIC	Hiato do Produto
Hipótese nula	Presença de raiz unitária	Presença de raiz unitária
Estatística de teste	-4,82564	-9,65571
p-valor	4,58E-05	4,17E-18
Resultado do teste	Rejeita-se H0 ao nível de 1%	Rejeita-se H0 ao nível de 1%
Teste ADF-GLS		
Variável	Taxa de Juros SELIC	Hiato do Produto
Hipótese nula	Presença de raiz unitária	Presença de raiz unitária
Estatística de teste	-1,52853	-3,51831
P-valor	0,1188	0,0004279
Resultado do teste	Não se rejeita Ho	Rejeita-se Ho ao nível de 1%
Teste KPSS		
Valores críticos		
0,347 (10%)	0,463 (5%)	0,739 (1%)
Variável	Taxa de Juros SELIC	Hiato do produto
Hipótese nula	Não há raiz unitária	Não há raiz unitária
Estatística de teste	0,0788529	0,0555479
Resultado do teste	Não se rejeita H0 ao nível de 1%	Não se rejeita H0 ao nível de 1%

Fonte: elaboração própria

Tabela 3

Teste Dickey Fueller aumentado		
Variável	Preço commodities alimentícias	Taxa de Câmbio Nominal
Hipótese nula	Presença de raiz unitária	Presença de raiz unitária
Estatística de teste	-9,41741	-4,9076
p-valor	4,75E-14	3,14E-05
Resultado do teste	Rejeita-se H0 ao nível de 1%	Rejeita-se H0 ao nível de 1%
Teste ADF-GLS		
Variável	Preço commodities alimentícias	Taxa de Câmbio Nominal
Hipótese nula	Presença de raiz unitária	Presença de raiz unitária
Estatística de teste	-0,622834	-0,340773
p-valor	0,4478	0,5627
Resultado do teste	Não se rejeita Ho	Não se rejeita H0
Teste KPSS		
Valores críticos		
0,349 (10%)	0,464 (5%)	0,737 (1%)
Variável	Preço commodities alimentícias	Taxa de Câmbio Nominal
Hipótese nula	Não há raiz unitária	Não há raiz unitária
Estatística de teste	0,150541	0,362279
Resultado do teste	Não se rejeita H0 ao nível de 1%	Não se rejeita H0 ao nível de 5%

Fonte: elaboração própria

Tabela 4

Teste Dickey Fueller aumentado		
Variável	Núcleo do IPCA por exclusão	
Hipótese nula	Presença de raiz unitária	
Estatística de teste	-2,15354	
p-valor	0,2238	
Resultado do teste	Não se rejeita Ho	
Teste ADF-GLS		
Variável	Núcleo do IPCA por exclusão	
Hipótese nula	Presença de raiz unitária	
Estatística de teste	-2,16224	
p-valor	0,02946	
Resultado do teste	Rejeita-se Ho ao nível de 5%	
Teste KPSS		
Valores críticos		
0,347 (10%)	0,463 (5%)	0,739 (1%)
Variável	Núcleo do IPCA por exclusão	
Hipótese nula	Não há raiz unitária	
Estatística de teste	0,123279	
Resultado do teste	Não se rejeita H0	

Fonte: elaboração própria

### Seleção de defasagem VAR

Os asteriscos indicam o melhor modelo escolhido, de acordo com cada critério.

Tabela 5

Seleção de defasagem VAR Modelo 1			
Defasagens	AIC	BIC	HQC
1	12,71347	13,561945*	13,058266*
2	12,653992*	14,03277	13,21429
3	12,74568	14,65476	13,52149
4	12,65748	15,09686	13,64879
5	12,77767	15,74735	13,98447
6	12,90463	16,4046	14,32693
7	13,01243	17,04271	14,65023
8	12,97796	17,53854	14,83127
9	12,78044	17,87132	14,84925
10	12,95114	18,57231	15,23545

Fonte: elaboração própria

**Tabela 6**

<b>Seleção de defasagem VAR Modelo 2</b>			
<b>Defasagens</b>	<b>AIC</b>	<b>BIC</b>	<b>HQC</b>
1	14,1127	14,961184*	14,457505*
2	13,975890*	15,35467	14,53619
3	14,12138	16,03046	14,89719
4	14,12592	16,5653	15,11723
5	14,15452	17,1242	15,36133
6	14,28809	17,78807	15,7104
7	14,40742	18,43769	16,04522
8	14,36865	18,92923	16,22196
9	14,30781	19,39869	16,37662
10	14,45768	20,07886	16,74199

Fonte: elaboração própria

**Tabela 7**

<b>Seleção de defasagem VAR Modelo 3</b>			
<b>Defasagens</b>	<b>AIC</b>	<b>BIC</b>	<b>HQC</b>
1	12,00062	12,743035*	12,302317*
2	11,892597*	13,16532	12,4098
3	12,00349	13,80651	12,73619
4	12,05508	14,3884	13,00329
5	12,19658	15,0602	13,36028
6	12,1103	15,50422	13,48951
7	12,17694	16,10116	13,77164
8	12,07853	16,53304	13,88873
9	12,03909	17,0239	14,06479
10	12,11346	17,62857	14,35466

Fonte: elaboração própria

**Tabela 8**

<b>Seleção de defasagem VAR Modelo 4</b>			
<b>Defasagens</b>	<b>AIC</b>	<b>BIC</b>	<b>HQC</b>
1	6,800229	7,648708*	7,14503
2	6,582754*	7,961533	7,143056*
3	6,740649	8,649727	7,516451
4	6,800234	9,239613	7,791537
5	6,900821	9,870498	8,107624
6	6,89892	10,3989	8,321224
7	6,962573	10,99285	8,600378
8	6,851016	11,41159	8,704322
9	6,737424	11,8283	8,80623
10	6,754884	12,37606	9,039191

Fonte: elaboração própria

## Testes dos resíduos

Tabela 9

TESTES PARA MODELO 1 (repasso preço commodities para IPCA)					
Teste Autocorrelação (Ljung-Box)					
	Equação 1	Equação 2	Equação 3	Equação 4	Equação 5
Hipótese nula	Ausência de autocorrelação residual				
Hipótese alternativa	Autocorrelação residual				
Estatística de Teste	Q'=8,82632	Q'=12,4464	Q'=22,1679	Q'=16,1825	Q'=24,5439
P-valor	0,718	0,411	0,0357	0,183	0,0171
Resultado	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Rejeita Ho a 5%	Não rejeita Ho	Rejeita Ho a 5%
Teste de Normalidade (Dornik-Hansen)					
Hipótese nula	Normalidade				
Hipótese alternativa	Não há normalidade				
Estatística de teste	Qui-quadrado(10) = 204,48				
p-valor	0,0000				
Resultado	Rejeita Ho				
Teste ARCH					
	Equação 1	Equação 2	Equação 3	Equação 4	Equação 5
Hipótese nula	Não há efeito ARCH				
Hipótese alternativa	Efeito ARCH está presente				
Estatística de teste	LM = 53,8526	LM = 15,8281	LM = 38,0556	LM = 6,58571	LM = 9,11832
p-valor	2,90E-07	0,199235	0,00015038	0,883735	0,692792
Resultado	Rejeita Ho	Não rejeita Ho	Rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho

Fonte: elaboração própria

Tabela 2

TESTES PARA MODELO 2 (Repasse preço commodities para IPCA_alimentação)					
Teste Autocorrelação (Ljung-Box)					
	Equação 1	Equação 2	Equação 3	Equação 4	Equação 5
<b>Hipótese nula</b>	Ausência de autocorrelação residual				
<b>Hipótese alternativa</b>	Autocorrelação residual				
<b>Estatística de Teste</b>	Q'=9,74976	Q'=12,6118	Q'=23,6463	Q'=16,8182	Q'=18,2348
<b>P-valor</b>	0,638	0,398	0,0227	0,157	0,109
<b>Resultado</b>	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Rejeita Ho a 5%	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho
Teste de Normalidade (Dornik-Hansen)					
<b>Hipótese nula</b>	Normalidade				
<b>Hipótese alternativa</b>	Não há normalidade				
<b>Estatística de teste</b>	Qui-quadrado(10) = 198,294				
<b>p-valor</b>	0,0000				
<b>Resultado</b>	Rejeita Ho				
Teste ARCH					
	Equação 1	Equação 2	Equação 3	Equação 4	Equação 5
<b>Hipótese nula</b>	Não há efeito ARCH				
<b>Hipótese alternativa</b>	Efeito ARCH está presente				
<b>Estatística de teste</b>	LM = 51,1434	LM = 16,1544	LM = 40,0085	LM = 4,0853	LM = 1,35049
<b>p-valor</b>	8,79E-07	0,184267	7,17E-05	0,981847	0,999926
<b>Resultado</b>	Rejeita Ho	Não rejeita Ho	Rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho

Fonte: elaboração própria

Tabela 3

TESTES PARA MODELO 3 (Repasse preço commodities para Núcleo)					
Teste Autocorrelação (Ljung-Box)					
	Equação 1	Equação 2	Equação 3	Equação 4	Equação 5
<b>Hipótese nula</b>	Ausência de autocorrelação residual				
<b>Hipótese alternativa</b>	Autocorrelação residual				
<b>Estatística de Teste</b>	Q'=19,3396	Q'=13,7715	Q'=22,9713	Q'=16,1817	Q'=9,05817
<b>P-valor</b>	0,0807	0,316	0,028	0,183	0,698
<b>Resultado</b>	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Rejeita Ho a 5%	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho
Teste de Normalidade (Dornik-Hansen)					
<b>Hipótese nula</b>	Normalidade				
<b>Hipótese alternativa</b>	Não há normalidade				
<b>Estatística de teste</b>	Qui-quadrado(10) = 201,021				
<b>p-valor</b>	0,0000				
<b>Resultado</b>	Rejeita Ho				
Teste ARCH					
	Equação 1	Equação 2	Equação 3	Equação 4	Equação 5
<b>Hipótese nula</b>	Não há efeito ARCH				
<b>Hipótese alternativa</b>	Efeito ARCH está presente				
<b>Estatística de teste</b>	LM = 22,8106	LM = 16,3804	LM = 40,4935	LM = 6,77082	LM = 49,629
<b>p-valor</b>	0,0293775	0,174427	5,95281e-005	0,87238	1,62311e-006
<b>Resultado</b>	Rejeita Ho	Não rejeita Ho	Rejeita Ho	Não rejeita Ho	Rejeita Ho

Fonte: elaboração própria

Tabela 4

TESTES PARA MODELO 4 (Repasse IPCA_ alimentos para Núcleo)					
Teste Autocorrelação (Ljung-Box)					
	Equação 1	Equação 2	Equação 3	Equação 4	Equação 5
<b>Hipótese nula</b>	Ausência de autocorrelação residual				
<b>Hipótese alternativa</b>	Autocorrelação residual				
<b>Estatística de Teste</b>	Q' = 9,43453	Q' = 17,9577	Q' = 25,8021	Q' = 12,0705	Q' = 15,6753
<b>P-valor</b>	0,665	0,117	0,0114	0,44	0,207
<b>Resultado</b>	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Rejeita Ho a 5%	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho
Teste de Normalidade (Dornik-Hansen)					
<b>Hipótese nula</b>	Normalidade				
<b>Hipótese alternativa</b>	Não há normalidade				
<b>Estatística de teste</b>	Qui-quadrado(10) = 139,264				
<b>p-valor</b>	0,0000				
<b>Resultado</b>	Rejeita Ho				
Teste ARCH					
	Equação 1	Equação 2	Equação 3	Equação 4	Equação 5
<b>Hipótese nula</b>	Não há efeito ARCH				
<b>Hipótese alternativa</b>	Efeito ARCH está presente				
<b>Estatística de teste</b>	LM = 1,14728	LM = 42,5901	LM = 12,5319	LM = 25,7828	LM = 28,9809
<b>p-valor</b>	0,99997	2,64877e-005	0,403958	0,0115193	0,00396574
<b>Resultado</b>	Não rejeita Ho	Rejeita Ho	Não rejeita Ho	Rejeita Ho a 5%	Rejeita Ho

Fonte: elaboração própria

## Resumo resultados

Tabela 5

VAR (1) para Modelo 1					
	D_ind_food	Ld_cambio	D_hiato	D_selic	IPCA
Constante	0,60392 (1,87681)***	0,002742 (0,00692)	12,1202 (7,34351)	-0,0463 (0,022835)**	0,132686 (0,053818)**
D_ind_food_1	0,356902 (0,13208)	-1,07E-06 (0,00048)	0,670023 (0,53508)	-0,00117 (0,00176)	0,005436 (0,0043)
Ld_cambio_1	-15,1918 (21,7124)	0,338473 (0,13682)**	-43,6282 (160,411)	1,26012 (0,88668)	1,535 (0,7781)*
D_hiato_1	-0,02722 (0,012694)**	-6,12E-05 (5,24E-05)	0,003928 (0,07763)	-0,00035 (0,00024)	0,000343 (0,00047)
D_selic_1	-7,67681 (4,16273)*	-0,03929 (0,021104)*	-64,1462 (29,1501)**	-0,34256 (0,21641)	-0,21754 (0,130447)*
IPCA_1	-1,85995 (3,04865)	-0,0074 (0,01013)	-9,91257 (6,66598)	0,063699 (0,031411)**	0,657596 (0,079727)***
Def12_d_Hiato	-0,01291 (0,01329)	-1,79E-05 (5,74E-05)	0,62765 (0,092047)***	0,00051 (0,000199)**	-0,00014 (0,00032)
Def12_IPCA	1,78142 (1,56642)	-0,00054 (0,00547)	-14,6718 (7,17839)**	-0,00218 (0,03111)	0,084336 (0,06551)
Estatísticas Resumo					
	D_ind_food	Ld_cambio	D_hiato	D_selic	IPCA
<b>Observações</b>	147	147	147	147	147
<b>R-quadrado</b>	0,187917	0,180367	0,452299	0,258372	0,490779
<b>R-quadrado ajustado</b>	0,147020	0,139090	0,424717	0,221024	0,465135
<b>SSR</b>	13938,43	0,194816	354563,9	3,479965	13,23138
<b>Estatística F</b>	5,051734	2,517451	16,79901	3,953967	16,01444
<b>p-valor F</b>	0,000040	0,018152	6,00e-16	0,000573	2,53e-15

Fonte: elaboração própria

Notas: \*Significativo a 10%; \*\*Significativo a 5%; \*\*\*Significativo a 1%. Desvio-padrão entre parênteses.

Tabela 14

VAR (1) para Modelo 2					
	D_ind_food	Ld_cambio	D_hiato	D_selic	IPCA_alimentos
Constante	0,390386 (1,05924)	0,001629 (0,00408)	5,94784 (4,79437)	-0,03049 (0,0147074)**	0,196352 (0,0602219)***
D_ind_food_1	0,361877 (0,132079)***	5,06E-05 (0,00049)	7,42E-01 (0,54817)	-0,00124 (0,00179)	2,05E-02 (0,0076)***
Ld_cambio_1	-15,7617 (21,7615)	0,334269 (0,134147)**	-44,8247 (164,572)	1,23353 (0,85554)	1,53934 (1,48925)
D_hiato_1	-0,02617 (0,0124737)**	-6,13E-05 (5,04E-05)	5,96E-03 (7,81E-02)	-3,69E-04 (0,00024)	6,33E-04 (8,75E-04)
D_selic_1	-7,97543 (4,55026)*	-0,03585 (0,02195)	-59,3848 (28,8296)**	-0,37141 (0,209265)*	-0,62729 (0,40751)
IPCA_alimentos_1	-0,55667 (1,329)	-0,00517 (0,00465)	-6,43696 (3,56259)*	0,043039 (0,0144726)***	0,694572 (0,064441)***
Def12_d_Hiato	-0,01364 (0,01336)	-1,74E-05 (5,75E-05)	6,35E-01 (9,27E-2)***	5,15E-04 (0,0001922)***	5,79E-04 (7,02E-04)
Def12_IPCA_alimentos	0,787432 (0,73182)	-0,00031 (0,00272)	-5,57404 (3,95457)	-0,01401 (0,01291)	-0,10227 (0,04391)**
Estatísticas Resumo					
	D_ind_food	Ld_cambio	D_hiato	D_selic	IPCA_alimentos
<b>Observações</b>	147	147	147	147	147
<b>R-quadrado</b>	0,184302	0,188193	0,453559	0,287458	0,575131
<b>R-quadrado ajustado</b>	0,143223	0,147311	0,426040	0,251575	0,553734
<b>SSR</b>	14000,47	0,192956	353748,2	3,343484	52,80595
<b>Estatística F</b>	5,051734	2,517451	16,79901	3,953967	16,01444
<b>p-valor F</b>	0,000040	0,018152	6,00e-16	0,000573	2,53e-15

Fonte: elaboração própria

Notas: \*Significativo a 10%; \*\*Significativo a 5%; \*\*\*Significativo a 1%. Desvio-padrão entre parênteses.

Tabela 6

VAR (1) para Modelo 3					
	Núcleo	Ld_cambio	D_hiato	D_selic	D_ind_food
Constante	0,390386 (1,05924)	0,001629 (0,00408)	5,94784 (4,79437)	-0,03049 (0,0147074)**	0,196352 (0,0602219)***
Nucleo_1	0,361877 (0,132079)***	5,06E-05 (0,00049)	7,42E-01 (0,54817)	-0,00124 (0,00179)	2,05E-02 (0,0076)***
Ld_cambio_1	-15,7617 (21,7615)	0,334269 (0,134147)**	-44,8247 (164,572)	1,23353 (0,85554)	1,53934 (1,48925)
D_hiato_1	-0,02617 (0,0124737)**	-6,13E-05 (5,04E-05)	5,96E-03 (7,81E-02)	-3,69E-04 (0,00024)	6,33E-04 (8,75E-04)
D_selic_1	-7,97543 (4,55026)*	-0,03585 (0,02195)	-59,3848 (28,8296)**	-0,37141 (0,209265)*	-0,62729 (0,40751)
D_ind_food_1	-0,55667 (1,329)	-0,00517 (0,00465)	-6,43696 (3,56259)*	0,043039 (0,0144726)***	0,694572 (0,064441)***
Def12_d_Hiato	-0,01364 (0,01336)	-1,74E-05 (5,75E-05)	6,35E-01 (9,27E-2)***	5,15E-04 (0,0001922)***	5,79E-04 (7,02E-04)
Estatísticas Resumo					
	Núcleo	Ld_cambio	D_hiato	D_selic	D_ind_food
<b>Observações</b>	147	147	147	147	147
<b>R-quadrado</b>	0,184302	0,188193	0,453559	0,287458	0,575131
<b>R-quadrado ajustado</b>	0,143223	0,147311	0,426040	0,251575	0,553734
<b>SSR</b>	14000,47	0,192956	353748,2	3,343484	52,80595
<b>Estatística F</b>	4,948024	2,762927	14,56536	4,675464	22,81513
<b>p-valor F</b>	0,000051	0,010179	3,91e-14	0,000099	2,26e-20

Fonte: elaboração própria

Notas: \*Significativo a 10%; \*\*Significativo a 5%; \*\*\*Significativo a 1%. Desvio-padrão entre parênteses.

Tabela 16

VAR (2) para Modelo 4					
	IPCA_alimentos	D_hiato	D_selic	Ld_cambio	Nucleo
Constante	0,189455 (0,11864)	1,88293 (8,62995)	-0,07501 (0,0232436) ***	0,0021 (0,00832)	0,180266 (0,0435565) ***
IPCA_alimentos_1	0,902245 (0,0959756) ***	-2,57885 (6,80496)	0,032338 (0,02594)	-2,95E-05 (0,00581)	1,10E-01 (0,0303712) ***
iPCA_alimentos_2	-0,27 (0,082012) ***	-7,07121 (7,17644)	-0,00547 (0,0283)	-0,00324 (0,00559)	-0,02635 (0,02471)
D_hiato_1	-0,00014 (0,00095)	0,018069 (0,08254)	-0,00042 (0,00027)	-9,30E-05 (0,0000529349) *	-6,74E-04 (0,000278587) **
D_hiato_2	-3,62E-05 (0,00076)	-0,10214 (0,07268)	0,000456 (0,00021952) **	5,77E-05 (4,87E-05)	-1,41E-04 (3,08E-04)
D_selic_1	-0,51218 (0,33627)	-60,164 (33,3314) *	-0,37025 (0,201433) *	-0,0293 (0,02334)	0,074745 (0,08915)
D_selic_2	0,020185 (0,39668)	7,44555 (24,7108)	-0,17172 (0,22321)	-0,00633 (0,02112)	0,210778 (0,0978242) **
Ld_cambio_1	5,65251 (2,44889) **	35,7931 (118,716)	0,515616 (0,35444)	0,442368 (0,129611) ***	0,057008 -0,47611
Ld_cambio_2	-0,29723 (1,40572)	-155,616 (147,792)	-0,37542 (0,49108)	-0,05536 (0,08815)	0,179106 (0,45299)
Núcleo_1	-0,00862 (0,2346)	19,7501 (20,4041)	0,057624 (0,05745)	-0,01178 (0,01643)	0,250863 (0,0925837) ***
Núcleo_2	0,088514 (0,21943)	-8,3121 (18,5795)	0,043091 (0,05852)	0,009049 (0,01596)	0,262138 *** (0,07908)
Def_12_IPCA_alime	-0,02708 (0,04499)	-3,84255 (3,44241)	-0,01754 (0,01371)	0,000661 (0,00286)	0,013719 (0,01348)
D_def_12_hiato	0,000836 (0,00082)	0,608223 (0,092653) ***	0,000495 (0,000168643) ***	1,04E-05 (5,97E-05)	-4,48E-04 (0,000237117) *
Estatísticas Resumo					
	IPCA_alimentos	D_hiato	D_selic	Ld_cambio	Nucleo
<b>Observações</b>	146	146	146	146	146
<b>R-quadrado</b>	0,582583	0,475201	0,333999	0,234278	0,507657
<b>R-quadrado ajustado</b>	0,544921	0,42785	0,273909	0,16519	0,463235
<b>SSR</b>	51,03075	335717,2	2,50023	0,181956	5,068716
<b>Estatística F</b>	15,26413	11,00154	5,67049	2,490426	9,546623
<b>p-valor F</b>	9,12E-20	5,48E-15	8,13E-08	0,005633	3,56E-13

Fonte: elaboração própria

Notas: \*Significativo a 10%; \*\*Significativo a 5%; \*\*\*Significativo a 1%. Desvio-padrão entre parênteses.