

A utilização do modelo de ultrapassagem (*overshooting*) dos preços das commodities como modelo de previsão da inflação futura*

Resumo: Este trabalho busca verificar a ultrapassagem dos preços das *commodities* em relação a seu equilíbrio de longo prazo e sua influência sobre a inflação brasileira. Teoricamente maior flexibilidade dos preços das *commodities* faz com que um choque, absorvido pelo nível geral de preços no longo prazo, tenha impacto primeiramente nas *commodities*, gerando *overshooting* similar ao modelo de Dornbusch (1976) para câmbio. É analisada a possibilidade de utilização do Índice de Preços das *Commodities* (CPI) para prever o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e como variável exógena para a política monetária. Os resultados confirmam a hipótese de ultrapassagem dos preços das *commodities* em relação ao equilíbrio de longo prazo e a adequação do uso dos desvios do CPI para previsão do IPCA. O monitoramento dos preços das *commodities* pode apoiar a tomada de decisão na política monetária. O CPI é variável exógena e não influenciado pela política monetária.

Palavras-chave: Política monetária; Metas de inflação; Preços de *commodities*; Brasil.

Abstract: The aim of this paper is to assess the occurrence of commodities price overshooting with respect to its long-run equilibrium. According to the literature, the high flexibility in commodity prices makes shocks – which will be eventually captured by general prices – to be absorbed primarily by commodity prices, leading to the effect of overshooting, similar to the model of Dornbusch (1976) for the foreign exchange market. More specifically, the paper evaluates the possibility of using the Commodities Prices Index (CPI) to forecast the Consumer Price Index (IPCA) and as an instrument of intermediate monetary policy target. The results confirm the hypothesis that commodity prices overshoot their long-run equilibrium and the adequacy of using CPI deviations to forecast future behavior of the IPCA. Therefore, monitoring commodity prices can support policy makers' decisions to reduce inflation variability. On the other hand, using CPI as an intermediate target is not feasible.

Keywords: Monetary policy; Inflation targeting; Commodity prices; Brazil.

Classificação JEL: E31; E42; E52

Rinald Boassi*

Fernando Seabra**

Thomas Henrique Schreurs Pires***

Roberto Meurer****

* Mestre em Economia pela UFSC. E-mail: riboassi@gmail.com

** Professor do Departamento de Economia da UFSC. E-mail: f.seabra@ufsc.br. Endereço: Departamento de Economia - CSE, Campus Universitário - Trindade, 88040-900 Florianópolis (SC)

*** Mestre em Economia pela UFSC. E-mail: thomashpires@gmail.com

**** Professor do Departamento de Economia da UFSC. E-mail: roberto.meurer@ufsc.br

* Agradecemos a um parecerista da RBEE pelos excelentes comentários que permitiram melhorar o artigo. Os erros remanescentes obviamente são de nossa responsabilidade.

1. Introdução

A preocupação com as taxas de inflação implica a necessidade de o gestor de política monetária acompanhar os fatores determinantes da inflação e também de procurar antecipá-la. Em economias abertas, os determinantes incluem os preços dos produtos comercializáveis, ou seja, aqueles passíveis de importação e exportação. Tais preços são influenciados pela taxa de câmbio e pelas condições de oferta e demanda no mercado internacional.

O presente estudo é motivado pelos trabalhos de Garner (1989), Sephton (1991), Mills e Cody (1991) e Hassan e Salim (2011), os quais discutem o uso de índices de preços de *commodities* como variáveis a serem utilizadas nos modelos de previsão para a inflação e política monetária e, ainda, como possibilidade de que esta venha a ser utilizada como meta intermediária.

Garner (1989) discute a influência das variáveis monetárias sobre os preços das *commodities*, condição necessária para discutir o seu uso como variável intermediária, e analisa também o possível uso das variações nos preços das *commodities* para prever o comportamento futuro da inflação geral. A conclusão é que o uso dos preços das *commodities* melhora a previsibilidade da inflação, mas descarta a possibilidade de seu uso como meta intermediária. Além disso, o autor afirma que a estabilidade dos preços das *commodities* não garante a estabilidade do nível geral de preços, pois os testes de cointegração sugerem a possibilidade de distanciamentos entre os dois índices ao longo do tempo. Já Sephton (1991) busca replicar o trabalho de Garner (1989) utilizando outros testes econométricos de cointegração e de raiz unitária, considerados mais confiáveis, e chega às mesmas conclusões.

Mills e Cody (1991) sugerem que, enquanto os trabalhos de Garner (1989) e Sephton (1991) utilizam apenas a forma reduzida, a análise da forma estrutural é mais indicada para testar a utilização dos preços das *commodities* como variável intermediária, enquanto a forma reduzida é indicada apenas para testar a hipótese de previsão da variável. Segundo Mills e Cody (1991) a taxa de juros dos Estados Unidos não responde a inovações nos preços das *commodities*. Contudo, se o banco central estabelecesse um maior peso para a estabilização da inflação na definição da sua política monetária, a resposta ótima a uma aceleração dos preços das *commodities* seria uma política monetária contracionista.

Salim e Hassan (2011) examinam a eficácia de se utilizar preços das *commodities* para antecipar as oscilações no índice de preços ao consumidor na Austrália. Assim como nos demais, a conclusão dos autores é que o índice de preços de *commodities* é um bom instrumento para projetar a inflação.

Os trabalhos de Frankel (1986), Frankel e Hardouvelis (1985), Browne e Cronin (2007) e Frankel (2014) além de testarem empiricamente a reação dos preços das *commodities* frente à política monetária, constroem um modelo teórico que facilita a formulação de hipóteses e a análise desses preços frente à política monetária. Frankel e Hardouvelis (1985) tomam como referência a teoria de ultrapassagem (*overshooting*) da taxa de câmbio, elaborada por Dornbusch (1976), e formulam um modelo em que se espera o mesmo comportamento para os preços das *commodities*. Além de responderem mais rapidamente à política monetária que os preços ao consumidor, espera-se que os preços das *commodities* ultrapassem o seu equilíbrio de longo prazo, para compensar a rigidez de preços em geral. Frankel (2014) associa preços de *commodities* com a taxa real de juros e a expectativa em relação aos preços das *commodities*, modelando o *carry trade* de produtos armazenáveis.

No Brasil é recorrente encontrar trabalhos relacionados ao mercado de *commodities* com enfoque nos preços, analisando o seu comportamento e as causas e consequências de sua variação (e.g. PRATES, 2007), assim como estudos que buscam modelos de precificação para os principais produtos (e.g. COELHO, 2004).

Melo (2010) analisa o repasse do preço das *commodities* para a inflação brasileira e conclui que o impacto é reduzido pelo efeito das cotações sobre o câmbio, especialmente a partir de 2005, quando aumenta a correlação entre os preços e a taxa de câmbio. O amortecimento do efeito das *commodities* sobre a inflação através do câmbio é constatada também em Ono (2014).

Outra frente de estudo é a análise dos impactos que as *commodities* exercem sobre a atividade econômica nacional, e o grande apelo dessa vertente consiste no fato de que estes produtos sempre tiveram uma posição de destaque no desenvolvimento da economia do país, haja vista a importância que a cana-de-açúcar e o café tiveram no desenvolvimento da economia brasileira, antes mesmo do país se tornar uma nação independente. Essa importância das *commodities* se mantém atualmente¹, contudo não existe mais um produto que tenha a capacidade de por si só influenciar a saldo comercial brasileiro como o café e a cana-de-açúcar já foram capazes.

Nos últimos anos, devido ao aumento na demanda global de *commodities* (grande parte por conta do crescimento de Índia e China), a segunda vertente de estudos, que analisa os impactos das *commodities* sobre a atividade econômica, ganhou maior notoriedade, com inúmeros estudos que analisam as consequências dessa elevação da demanda para a economia brasileira. Entre estes cabe destacar Bresser-Pereira (2008), que trata da “Doença Holandesa” no país, analisando os impactos das vantagens comparativas do país na produção agrícola e na produção de *commodities* metálicas e energéticas sobre a atividade econômica, em especial sobre o setor industrial e de serviços, e sobre outras variáveis macroeconômicas, como câmbio e balança comercial. Contudo, estes trabalhos não consideram, a importância dos preços das *commodities* sobre a condução da política monetária como ponto central. Como os preços das *commodities* são estabelecidos no mercado internacional, o ajuste da economia doméstica tem de se dar através dos preços internos e da taxa de câmbio, com importante papel para a política monetária nesse processo, o que é uma contribuição do presente artigo para a literatura.

O artigo está estruturado em quatro seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção é apresentado o modelo de ultrapassagem dos preços das *commodities*; na terceira são descritos os dados e efetuada a análise a partir dos resultados das estimativas econométricas; a quarta seção apresenta as conclusões.

2. Modelo de previsão e análise da inflação com *commodities*

Há dois argumentos principais em favor da utilização do preço das *commodities* para antecipar variações no nível geral de preços. As *commodities* representam grande parte dos insumos utilizados na produção de bens manufaturados e, assim, variações nos preços das *commodities* afetam diretamente os custos de produção e, por consequência, o nível geral de preços. Adicionalmente, devido à determinação dos preços das *commodities* no formato de leilões, tais preços respondem mais rapidamente a variações no comportamento do mercado. Ou seja, os preços das *commodities* são mais flexíveis e respondem rapidamente a choques nas expectativas, antecipando variações no nível de preços.

Além destes dois argumentos gerais, no caso do Brasil deve-se considerar a grande importância das *commodities* na pauta de exportação do país, o que leva as flutuações nos preços das *commodities* a exercer impacto sobre a renda doméstica e, consequentemente, sobre o índice de preços ao consumidor, como no caso da Austrália, analisado por Salim e Hassan (2011).

Frankel e Hardouvelis (1985) analisaram a reação do mercado de *commodities* aos anúncios semanais sobre a oferta monetária pelo banco central dos Estados Unidos, à semelhança dos estudos sobre a reação nos mercados de títulos,

¹ Evidenciada pela elevada participação destes produtos na pauta exportação do país, algo próximo de 65% em valor (dados de exportações de 2012 do MDIC).

ações e câmbio. A utilização das taxas de juros não é apropriada para refletir variações das expectativas do mercado nesse período, devido ao caráter ambíguo da interpretação de uma modificação na quantidade de moeda, que pode significar tanto uma alteração na meta para a quantidade de moeda quanto uma oscilação não planejada decorrente de mudança na demanda ou comportamento do sistema bancário. As alterações nos juros poderiam refletir apenas modificações nas taxas reais de juros, sem relação com a expectativa de inflação.

A ideia central é de que, ao contrário da taxa de juros, o comportamento dos preços das *commodities* não resulta em uma previsão ambígua com relação às expectativas do mercado. Caso ocorra um aumento nos preços das *commodities*, a sinalização é de que se espera um aumento na taxa de crescimento monetário e um aumento da inflação, sendo o contrário também verdadeiro. Neste sentido, o objetivo é apresentar esta variável como variável de previsão das expectativas futuras do mercado no que se refere à inflação.

A modificação da operacionalização da política monetária, que passou a ser feita com a taxa de juros de curtíssimo prazo como meta operacional, muda essa interpretação, com a decisão sobre os juros tendo um significado claro para a direção da política monetária.

Frankel (1986), com base na teoria de ultrapassagem (*overshooting*) da taxa de câmbio de Dornbusch (1976), elaborou um modelo a partir da hipótese de ultrapassagem do nível de preços das *commodities* em relação ao de preços ao consumidor, que apresentam maior rigidez. O modelo substitui a flexibilidade da taxa de câmbio no modelo de Dornbusch pela flexibilidade no preço das *commodities* básicas e incorpora o comportamento dos preços no mercado de commodities, do mercado ao consumidor e a variações não esperadas na política monetária. O modelo considera não somente se os preços das commodities reagem ou não às variações na política monetária, mas também o uso do distanciamento desses preços do seu equilíbrio de longo prazo e o retorno a este equilíbrio como variável explicativa do comportamento futuro da inflação ao consumidor.

Seguindo Frankel e Hardouvelis (1985), Browne e Cronin (2007) exploram a relação entre a variação dos níveis de preços das *commodities* e de bens ao consumidor. Ambos os preços respondem a uma variação na oferta monetária dos Estados Unidos no longo prazo, contudo os preços das *commodities* têm uma variação maior no curto prazo, (*overshooting*), e este distanciamento do equilíbrio de longo prazo servirá como base para prever o comportamento futuro do nível geral de preços. De acordo com Browne e Cronin (2007), três pressupostos teóricos são necessários para a elaboração do modelo de ultrapassagem do preço das *commodities*: i) variações exógenas do estoque monetário levam a variações equivalentes no nível geral de preços sob condições estáveis da demanda monetária; ii) variações exógenas do estoque monetário são neutras no estado estacionário de longo prazo, implicando ajuste proporcional de todos os preços, sejam bens finais ou *commodities*, com o que os preços relativos se mantêm estáveis no novo estado estacionário; iii) como o mercado de *commodities* responde mais rapidamente a perturbações econômicas, incluindo variações não antecipadas da política monetária, este é um mercado de preços flexíveis, compensando no curto prazo, a rigidez de preços ao consumidor, ultrapassando o seu valor de equilíbrio a longo prazo.

A partir dessas proposições Brownie e Cronin (2007) sugerem que sejam testadas três hipóteses: (H1) preços das *commodities* e dos bens ao consumidor variam proporcionalmente à variação na oferta monetária; (H2) o preço das *commodities* inicialmente ultrapassa (*overshooting*) o seu valor de equilíbrio de longo prazo; (H3) o termo de correção da ultrapassagem do preço de equilíbrio das *commodities* é uma variável importante na explicação do ajuste gradual dos preços dos bens ao consumidor.

Caso estas hipóteses sejam confirmadas, o nível de preços das *commodities* passa a ser uma variável importante para os modelos de previsão dos *policy makers*; dado que, em certa medida, o comportamento desses preços antecede o do nível geral de preços e permite

que sejam feitos ajustes a fim de diminuir a variação do nível geral de preços.

Assim como em Browne e Cronin (2007), o modelo de Frankel e Hardouvelis (1985) e Frankel (1986) trabalha com dois preços, o preço das *commodities* básicas e o preço dos manufaturados, ambos na forma logarítmica. Por simplificação o modelo considera todas as *commodities* de forma agregada e homogêneas. A principal diferença entre *commodities* e bens manufaturados é a possibilidade de armazenamento das *commodities*, o que as torna similares a um ativo do mercado financeiro e sujeitas à condição:

$$i = \dot{p}_f^e - sc \quad (1)$$

onde

$\dot{p}_f^e$ = taxa de variação esperada do preço das *commodities*²;

sc = custo de armazenagem; e

i = taxa de juros nominal de curto prazo.

Trazendo o custo de armazenagem para o lado esquerdo da equação (1), temos a condição de arbitragem que estabelece que o ganho esperado do mantenedor das *commodities* deve se igualar ao seu custo de armazenagem mais a taxa de juros no período. Esta relação é muito explorada pela teoria da estocagem, que busca explicar a diferença entre os preços das *commodities* nos mercados à vista e futuro (PEREIRA, 2009). De acordo com esta teoria o detentor da mercadoria física irá mantê-la até os preços à vista alcançarem patamares favoráveis, desde que o benefício marginal do aumento de preços exceda o custo de estocagem (PEREIRA, 2009, p.29). O prêmio de risco em Frankel (1986) é zero ou incluído no custo de armazenagem. A importância do custo de oportunidade dado pela taxa de juros sobre os preços das *commodities* é mostrado em Armesto e Gavin (2005), que detectam que surpresas monetárias afetam as cotações no mercado futuro de *commodities*.

Por outro lado, os preços dos manufaturados são considerados fixos, ajustando-se gradualmente ao seu nível de longo prazo, de acordo com a seguinte curva de Phillips expandida:

$$\dot{p}_s = \pi(d - \bar{y}_s) + \mu \quad (2)$$

$\dot{p}_s$ = taxa de variação dos preços dos manufaturados;

d = logaritmo da demanda por manufaturas;

$\bar{y}_s$ = logaritmo do produto potencial do setor de manufaturas;

μ = taxa de inflação esperada, ou a taxa esperada de crescimento monetário; e

π = sensibilidade da inflação dos preços dos manufaturados ao excesso de demanda.

O excesso de demanda por bens manufaturados, $(d - \bar{y}_s)$, é uma função crescente da diferença entre os preços das *commodities* e dos bens manufaturados e decrescente em relação aos desvios da taxa real de juros $(i - \mu - \bar{r})$:

$$d - \bar{y}_s = \delta(p_f - p_s) - \sigma(i - \mu - \bar{r}) \quad (3)$$

Segundo Frankel (1986), $\bar{r}$ pode ser qualquer constante, e o equilíbrio de longo prazo é definido quando não há excesso de demanda por bens manufaturados e os preços relativos das *commodities* e dos bens manufaturados alcançam a relação de equilíbrio de longo prazo $(\bar{p}_f - \bar{p}_s)$, que por conveniência é definida em zero, na forma logarítmica, e a taxa de juros real de equilíbrio se estabelece em $\bar{r}$. Substituindo (3) em (2), obtemos:

$$\dot{p}_s = \pi[\delta(p_f - p_s) - \sigma(i - \mu - \bar{r})] + \mu \quad (4)$$

O equilíbrio no mercado monetário é dado por

$$m - p = \phi y - \lambda i \quad (5)$$

Em (5) m representa a quantidade de moeda, p o nível geral de preços, e ϕ e λ o efeito

² Para padronizar as notações utilizadas por Browne e Cronin (2007) em relação às utilizadas por Frankel (1986), foram substituídas as notações originais deste, passando de m para s , para os bens manufaturados, e de c para f , para as *commodities*.

do crescimento real do estoque de moeda sobre produto e taxa de juros.

Dado que o nível de preços geral é definido pela média ponderada dos níveis de preços dos bens manufaturados, α , e das *commodities* $(1 - \alpha)$, podemos reescrever (5) como:

$$m - \alpha p_s - (1 - \alpha) p_f = \phi y - \lambda i \quad (6)$$

A partir de (6), a equação de demanda no longo prazo deve ser dada por:

$$\bar{m} - \alpha \bar{p}_s - (1 - \alpha) \bar{p}_f = \phi y - \lambda(\bar{r} + \mu), \quad \text{dado } \bar{i} - \quad (7)$$

A partir deste conjunto de equações, e após diversas operações, Frankel (1986) obtém as equações que determinam o comportamento da taxa de variação dos preços das *commodities* e dos manufaturados:

$$\begin{aligned} \dot{p}_s &= -\theta(p_s - \bar{p}_s) + \mu \\ \dot{p}_f &= -\theta(p_f - \bar{p}_f) + \mu + \bar{r} + sc \end{aligned} \quad (8)$$

Em (8) temos a relação já descrita de, quando alcançado o equilíbrio, a taxa de inflação dos bens manufaturados equivaler à taxa de crescimento monetário μ , e da equação (1), que a taxa de inflação dos preços das *commodities* deve compensar não apenas a inflação, como também a taxa de juros nominal do período $(\mu + \bar{r})$ e o custo de armazenagem sc . $\bar{\lambda}$ é a raiz característica negativa entre as duas raízes características obtidas pela resolução do conjunto das equações diferenciais da taxa de variação dos preços das *commodities* e dos bens manufaturados, e representa a velocidade a que os preços retornam ao equilíbrio de longo prazo após um choque monetário. Em um caso especial em que os bens manufaturados são perfeitamente flexíveis, tanto π , que é a resposta dos preços manufaturados ao excesso de demanda, quanto $\bar{\lambda}$, serão infinitos, e todo o sistema de equações se ajusta ao seu equilíbrio de longo prazo instantaneamente (FRANKEL, 1986, p. 347).

A partir da condição de arbitragem estabelecida em (1), isolando a taxa de variação esperada $\dot{p}_f^e$, e substituindo na taxa de variação dos preços das *commodities* obtida em (8), obtemos a seguinte equação:

$$p_f = \bar{p}_f - \frac{1}{\theta}(i - \mu - \bar{r}) \quad (9)$$

A partir de (9), podemos inferir que uma alteração na política macroeconômica que leva a um aumento (diminuição) da taxa real de juros $(i - \mu)$ acima (abaixo) do seu nível de equilíbrio no longo prazo, faz com que o nível de preço das *commodities* p_f fique abaixo (acima) do seu nível de equilíbrio no longo prazo $\bar{p}_f$, confirmando a expectativa de ultrapassagem dos preços das *commodities*. Quanto maior a velocidade de ajuste dos preços, $\bar{\lambda}$, menor será a reação dos preços das *commodities*. Quanto menor for a velocidade de ajuste dos preços manufaturados, π , com o qual $\bar{\lambda}$ está diretamente relacionado, maior será o efeito de ultrapassagem observado no mercado de *commodities* (FRANKEL, 1986).

De acordo com Frankel (1986), no longo prazo todos os preços relativos são determinados por fatores reais, e temos a identidade:

$$\bar{p}_f = \bar{p}_s = \bar{p} = \bar{m} - \phi \bar{y} + \lambda(\bar{r} + \mu) \quad (10)$$

Substituindo (10) em (9), obtemos:

$$p_f = \bar{m} - \phi \bar{y} + \lambda(\bar{r} + \mu) - \frac{1}{\theta}(i - \mu - \bar{r}) \quad (11)$$

Este modelo permite testar tanto os efeitos da política monetária sobre o preço das

commodities quanto do preço das *commodities* sobre a inflação geral. Enquanto a política monetária do Federal Reserve dos Estados Unidos influencia o preço das *commodities* (ANZUINI et. al., 2013), esta relação não é intuitiva para um país pequeno como o Brasil, cuja política monetária não deve influenciar os preços internacionais. Espera-se, portanto, que os testes empíricos mostrem que não ocorre um *overshooting* do preço das *commodities* em reação a mudanças na política monetária brasileira, mas, por outro lado, que alterações no preço das *commodities* influenciem a inflação e, por consequência, a política monetária brasileira.

3. Abordagem empírica

A partir dos trabalhos teóricos de Browne e Cronin (2007), Frankel (1986, 2006) e Frankel e Hardouvelis (1985), e das análises empíricas de Garner (1989), Sephton (1991) e Mills e Cody (1991), nesta seção busca-se avaliar o papel dos preços das *commodities* na condução da política monetária. Como destacado na revisão teórica, as duas hipóteses principais deste estudo são: (i) os desvios dos preços das *commodities* com relação ao seu nível de equilíbrio no longo prazo explicam o comportamento futuro do nível geral de preços; e (ii) os preços das *commodities* respondem mais rapidamente a choques não antecipados na política monetária.

A importância dada pelas autoridades monetárias para o preço das *commodities* dependerá das preferências do banco central quanto aos índices de inflação e a características específicas de cada economia. O Federal Reserve dos Estados Unidos explicita que: *The inflation rate over the longer run is primarily determined by monetary policy, and hence the Committee has the ability to specify a longer-run goal for inflation. The Committee judges that inflation at the rate of 2 percent, as measured by the annual change in the price index for personal consumption expenditures, is most consistent over the longer run with the Federal Reserve's statutory mandate. (FED, 2012). Por outro lado, nos 27 países que adotam explicitamente o regime de metas de inflação a meta é o índice de preços ao consumidor "cheio" (Hammond, 2012).*

3.1 Dados utilizados

Para a avaliação das duas hipóteses citadas acima, utiliza-se os seguintes dados:

Tabela 1. Dados utilizados

Variável	Descrição	Fonte
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo	IBGE
IPA	Índice de Preços por Atacado – IPA origem produtos industriais	FGV
CPI	Índice Geral de Preços das <i>Commodities</i> (grãos, oleaginosas e frutas; matérias primas; alumínio; petróleo e derivados); Índice em dólar transformado em moeda doméstica pela taxa de câmbio (comercial) média do mês.	Calculado a partir de dados do IPEA e Banco Central do Brasil
CPI_USD	Índice Geral de Preços das <i>Commodities</i> (grãos, oleaginosas e frutas; matérias primas; alumínio; petróleo e derivados); Índice em dólar.	Série elaborada pelo IPEA, retirada do IPEADATA.
I	Taxa de juros Selic, acumulada no mês (em taxa ao mês)	Banco Central do Brasil
E	Taxa de câmbio - R\$/ US\$ - comercial - compra – média	Bacen

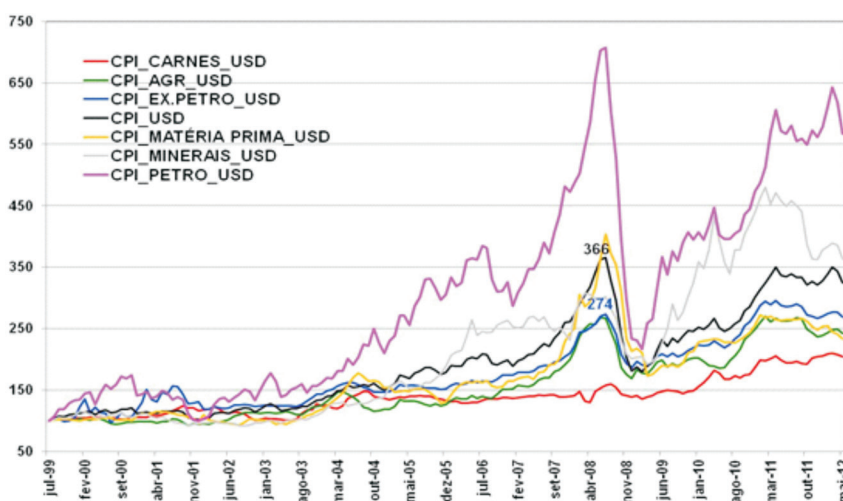
Fonte: Elaboração própria

A análise compreende o período de julho de 1999 (início do regime de metas de inflação) a maio de 2012, totalizando 155 observações mensais.

A Figura 1 evidencia os preços de diversos grupos de *commodities* de julho de 1999 a maio de 2012, com a base fixada no início do período. É possível observar que o petróleo é a *commodity* que mais destoa das demais. Isto se explica por características do mercado desta *commodity*, como uma maior pressão da demanda impulsionada por Índia e China e a diminuição do EROEI (*Energy Return Over Energy Invested*) – ou seja, o ganho energético obtido através da exploração do petróleo é cada vez menor, dada a necessidade de explorá-lo em locais de difícil acesso, como o pré-sal no Brasil (PEREIRA, 2009).

O impacto desta maior volatilidade do petróleo fica mais evidente quando se compara o índice geral de preços das *commodities* com e sem petróleo. Enquanto o primeiro alcança o pico de 366, em julho de 2008, o segundo alcança 274. Outra maneira de destacar a maior volatilidade do petróleo é pela comparação do desvio padrão dos índices no período, que podem ser observados na tabela 2. Essa maior variabilidade do índice de *commodities* com petróleo envolve um *trade-off* na escolha do índice: de um lado, há um ganho em termos de maior antecipação do choque (dados os efeitos de pressões de custos decorrentes de um choque do petróleo); de outro, há uma perda quanto a acuidade da medida do impacto (dado pela maior magnitude da variação). Considerando a ênfase do papel de antecipação na escolha de um índice, opta-se, neste estudo, pelo CPI (Índice Geral de Preços das *Commodities*) que inclui petróleo para fazer a análise comparativa dos preços das *commodities* com os índices de preços ao consumidor e por atacado.

Figura 1. Evolução mensal dos índices de preços de *commodities* (em US\$) de jul/1999 até mai/2012 (base jul/1999 = 100)



Fonte: Dados brutos IPEADATA

Tabela 2. Desvio padrão dos índices de preços de commodities (jul/1999 até mai/2012)

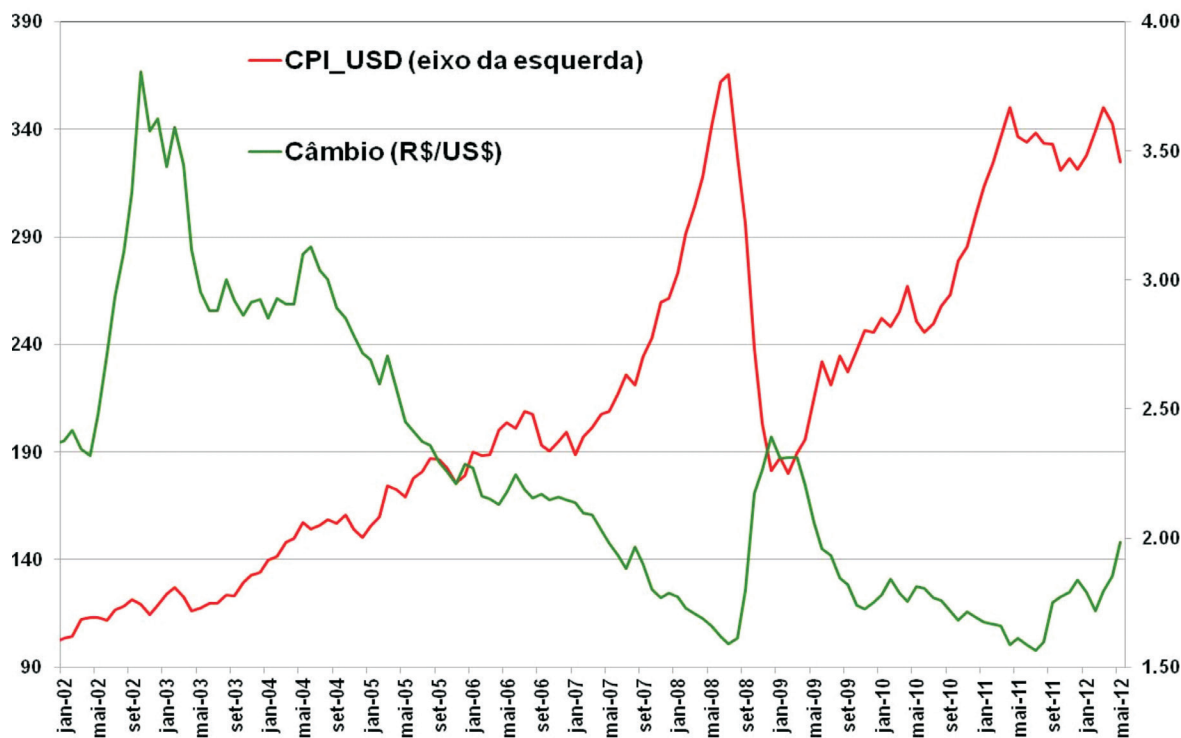
Variável	Desvio Padrão
CPI_PETRO_USD	156.3
CPI_MINERAIS_USD	119.4
CPI_USD	75.3
CPI_MATERIAS PRIMAS_USD	62.7
CPI_AGR_USD	58.5
CPI_EX.PETRO_USD	47.0
CPI_CARNES_USD	25.1

Fonte: Elaboração própria

Quanto à relação entre o Índice Geral de Preços de *Commodities* (CPI_USD) e a taxa de câmbio, a Figura 2 mostra uma relação inversa entre as duas séries no período de câmbio

flutuante. Esta relação é compatível com a lei do preço único para as *commodities*, segundo a qual o preço doméstico é igual ao preço internacional multiplicado pela taxa de câmbio nominal (MARGARIDO, 2004; DORNBUSCH, 1976). Um aumento dos preços internacionais pode ser compensado por apreciação da moeda doméstica, suavizando o seu impacto sobre os preços domésticos. Isto confirma a intuição presente em Frankel (1986), de que o mercado de *commodities* se assemelha ao mercado de câmbio, pela flexibilidade de seus preços e pelo modo pelo qual são negociadas, o que atribui consistência à utilização do modelo de ultrapassagem em *commodities* no presente contexto.

Figura 2. Evolução mensal da Taxa de Câmbio e do Índice de Preços de Commodities em US\$ (CPI_USD) (Base jul/1999 = 100)



Fonte: Dados brutos IPEADATA

Como o índice de preços das *commodities* originalmente é calculado em dólares (SOUZA, 1999), para ter ideia do impacto líquido da variação dos preços das *commodities* sobre o índice de preços doméstico é necessário transformar o índice de preços das *commodities* em moeda doméstica, o que foi feito utilizando a cotação média do dólar no mês. Contudo, também é de interesse observar o comportamento do índice de preços das *commodities* em dólares juntamente com a taxa de câmbio, para que dessa forma seja possível capturar o impacto da variação das *commodities* em dólares e o quanto desta é absorvido pela taxa de câmbio. No caso do índice de preços de produtos manufaturados no mercado doméstico, a escolha foi pelo Índice de Preços por Atacado Origem Produtos Industriais (IPA).

Antes de analisar a relação entre as variáveis é necessário verificar se as séries são estacionárias. Os testes de estacionariedade adotados são os de Dickey e Fuller/ADF (1979) e de Phillips e Perron/PP (1988). Os resultados desses testes (Tabela 3) indicam que as séries não são estacionárias em nível, conforme valores destacados na tabela, e que são estacionárias em primeira diferença. As variáveis foram transformadas em logaritmos naturais, com exceção da SELIC. As ordens de integração das variáveis IPCA e CPI estão de acordo com os resultados obtidos por Browne e Cronin (2007), mas diferentes de Sephton (1991) e Mills e Cody (1991), em que o índice de preços do consumidor utilizado é $I(2)$ e o preço das *commodities* é $I(1)$. Como as variáveis possuem a mesma ordem de integração é possível testar se elas são cointegradas.

Tabela 3. Testes de raiz unitária (ADF e PP)

Variável	ADF (p-valores)	PP (p-valores)	Defasagens (SIC)
ln IPCA	0,46	0,33	1
ln IPA	0,34	0,10	1
ln CPI	0,48	0,33	1
ln CPI_USD	0,76	0,77	1
ln (E)	0,40	0,43	1
I	0,76	0,19	12
Δ ln IPCA	0,00	0,00	0
Δ ln IPA	0,00	0,00	0
Δ ln CPI	0,00	0,00	0
Δ ln CPI_USD	0,00	0,00	0
Δ ln (E)	0,00	0,00	0
Δ I	0,00	0,00	11

Fonte: Elaboração própria

3.2 Vetores auto-regressivos (VAR) e processos de cointegração

Considerando que o foco do trabalho está na relação entre os preços das *commodities* e o IPCA, antes de analisar a ultrapassagem é necessário verificar as relações de curto e de longo prazo entre as duas variáveis. As condições de longo prazo são examinadas pelo teste de cointegração. Embora o modelo de ultrapassagem defina uma relação de cointegração entre os preços das *commodities* e o nível de preços geral, como definido na equação (10), esta relação não foi confirmada em estudos anteriores como Boughton e Branson (1988), Garner (1989), Sephton (1991) e Cody e Mills (1991).

Conforme verificado que as séries usadas neste trabalho são todas I(1), como em Browne e Cronin (2007), testa-se a seguir a existência de cointegração pelo método de Johansen³. Os resultados estão na tabela 4, e mostram a existência de cointegração entre CPI e IPCA, CPI e IPA e CPI_USD com câmbio e IPCA. Foram utilizadas duas defasagens no teste, de acordo com os critérios de Schwarz (SBC) e Akaike (AIC). Pode-se dizer, portanto, que existe uma relação de longo prazo entre as séries, o que possibilita a construção de um mecanismo de correção de erro (ECM).

Tabela 4. Teste de cointegração de Johansen - CPI com IPCA, CPI com IPA e CPI_USD com Câmbio e IPCA

Número máximo de vetores de cointegração na hipótese nula	CPI com IPCA		CPI com IPA		CPI_USD com Câmbio e IPCA	
	Estatística do traço	Prob.	Estatística do traço	Prob.	Estatística do traço	Prob.
0	28,98	0,020	20,13	0,009	51,77	0,005
1	4,69	0,642	2,92	0,088	16,92	0,421
2	-	-	-	-	5,58	0,515
	Estatística do autovalor máximo		Estatística do autovalor máximo		Estatística do autovalor máximo	
0	24,29	0,009	17,21	0,016	34,86	0,003
1	4,69	0,642	2,92	0,088	11,33	0,480
2	-	-	-	-	5,58	0,515

Fonte: Elaboração própria. Obs.: O teste de cointegração do CPI com IPCA e CPI_USD com Câmbio e IPCA incluem intercepto e tendência, já o teste do CPI com IPA só intercepto.

³ Optou-se pelo teste proposto por Johansen (1988) e Stock e Watson (1988) porque ele é preferível ao teste de Engle-Granger, principalmente porque o teste de Johansen não se utiliza dos resíduos da equação de longo prazo como variável instrumental no modelo de correção de erros, o que evita que o erro da regressão de longo prazo seja transferido para a equação de correção de erros.

Devido à difícil mensuração e defasagem temporal dos efeitos dos agregados monetários é usual trabalhar com os preços do mercado financeiro na elaboração dos modelos empíricos de previsão, como a taxa de juros (Taylor, 1995). Neste sentido, a análise proposta por Browne e Cronin (2007) sofre uma grande limitação no que tange aos testes de suas hipóteses, pois considera principalmente a relação dos preços com os choques na oferta monetária. O modelo de Frankel, por trabalhar com a reação dos preços do mercado de bens aos preços do mercado financeiro, se ajusta melhor à ideia presente em Taylor (1995).

Uma questão adicional é o problema do “price puzzle”, política monetária contracionista estar associada a aumentos de inflação no curto prazo. Stock e Watson (2001), ao tratarem de problemas que podem surgir nas inferências resultantes de um modelo VAR estrutural, relacionam o “price puzzle” à omissão de variáveis; isto é, caso estas variáveis omitidas tenha uma correlação com as variáveis incluídas no modelo, haverá um viés da variável omitida. Deve-se notar que o erro de especificação dos modelos VAR está na orientação para trás (*backward-looking*), enquanto a orientação da equação de reação do banco central seria para frente (*forward-looking*). Isto leva ao problema de omissão no modelo *backward-looking*. Considerando a capacidade de previsão da inflação futura medida pelos preços das *commodities*, estes preços têm sido utilizados nos modelos VAR para minimizar o viés da variável omitida (STOCK e WATSON, 2001; DUEKER, 2002; OMOTO, DIAS e DIAS, 2008).

Deste modo, a partir do modelo de Frankel e Hardouvelis (1985) e do modelo de análise empírica proposto por Taylor (1995), constrói-se um VAR com as variáveis IPA, CPI e I, que representam, respectivamente, preços rígidos, preços flexíveis e taxa de juros mensal. De acordo com a tabela 5 existe um vetor de cointegração entre as variáveis selecionadas.

Tabela 5. Teste de cointegração de Johansen – Variáveis IPA, CPI e I

Número máximo de vetores de cointegração na hipótese nula	Estatística traço	Prob.	valor crítico 5%
0	38,25	0,004	29,80
1	11,56	0,179	15,49
2	4,09	0,043	3,84
Estatística máximo autovalor			
0	26,69	0,007	21,13
1	7,47	0,435	14,26
2	4,09	0,043	3,84

Fonte: Elaboração própria. Obs.: O teste inclui intercepto; utilizadas duas defasagens.

De acordo com a equação (8), foi imposta a restrição de igualdade entre o IPA e o CPI no longo prazo para a obtenção do vetor de cointegração. Isto possibilita estimar vetores de cointegração para aferir a relação de longo prazo dos preços das *commodities* e dos preços dos manufaturados com a taxa de juros, como expresso no modelo de Frankel (1986). Os resultados são mostrados na tabela 6. Na equação de longo prazo, o índice de preços tem a esperada relação negativa com a taxa de juros. Não é possível rejeitar a hipótese de que a restrição imposta aos coeficientes da equação de longo prazo seja válida. A aceitação da restrição é confirmada pela proximidade dos resultados da estimativa sem a restrição para os coeficientes do IPA e CPI no vetor de cointegração (1, -0,89) da restrição imposta (1, -1). Este resultado é compatível com a neutralidade da moeda no longo prazo, pois um choque monetário não causa alteração significativa nos preços relativos. De acordo com Frankel (1986), os efeitos de uma política monetária restritiva, no curto prazo, devem levar a uma desvalorização ainda maior no preço das *commodities*, pois, para que os investidores ainda desejem manter seus investimentos em *commodities*, estas devem

desvalorizar-se suficientemente para que a sua valorização futura compense o aumento dos juros. O problema de *price-puzzle* não é detectado, o que mostra a adequação do uso da taxa de juros para operação e análise da política monetária.

Tabela 6. Vetores de Cointegração: IPA, CPI, I

IPA = 0,886*CPI -0,211*I		
Coeficientes de ajuste ALFA		
D(IPA)	D(CPI)	D(I)
-0,0324	-0,0132	-0,3867
(0,0725)	(0,0949)	(0,0949)
[-4,2923]	[0,2174]	[-2,6547]

Fonte: Elaboração própria. Desvio padrão entre parênteses e estatística *t* entre colchetes.

A análise da parte inferior da tabela 6 fornece os coeficientes de ajuste de curto prazo do modelo, ou seja, nos fornece o fator de correção dos distúrbios de curto prazo sobre a relação de longo prazo. Nota-se que o coeficiente do índice de *commodities* é não significativo, sugerindo que a variável é fracamente exógena, o que significa que a variável não é influenciada pelas demais no curto prazo, ao passo que os demais coeficientes podem ser interpretados como o tamanho do ajuste ocorrido em cada período dado um afastamento da relação de longo prazo. Os afastamentos da relação de longo prazo do IPA são corrigidos em 3,2% a cada mês. A taxa de juros *I* reage de maneira mais rápida a afastamentos da relação de longo prazo, 38,7% são corrigidos a cada período.

Dado que a hipótese de existência de uma relação de longo prazo entre os índices de preços de *commodities*, industriais no atacado e ao consumidor não pode ser rejeitada, pode-se comparar a reação desses índices de preços a choques de curto prazo na política monetária. O objetivo desta análise é aferir a ocorrência de ultrapassagem do índice de preços das *commodities* em relação ao seu equilíbrio de longo prazo – o que pode ser útil na modelagem da previsão do comportamento dos preços.

3.3 Análise de curto prazo e choques de política monetária

De acordo com Stock e Watson (2001), a prática padrão numa análise do modelo VAR está na descrição dos testes de Causalidade de Granger, das respostas da função impulso e da decomposição da variância, que facilitam a análise, dada a dinâmica complexa dos modelos VAR. Nesta análise será incluída a taxa de câmbio, por ser um canal de transmissão da política monetária em regime de câmbio flexível. O IPA é substituído pelo IPCA – referência para o regime de metas de inflação. De acordo com os testes de seleção de modelo, utiliza-se uma defasagem no modelo VAR.

O teste de causalidade de Granger avalia se as defasagens de uma variável *x* são relevantes para explicar os valores de outra variável *y* no presente, ou seja, captura a capacidade de uma variável (*x*) melhorar as estimativas do comportamento futuro de outra variável (*y*). A estatística *F* resultante do teste é a estatística de Wald para a hipótese nula $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_i = 0$ para cada uma das equações, de tal forma que, a hipótese nula da equação em que *y* é endógeno e *x* é a variável explicativa, equivale a “*x* não Granger causa *y*”. É importante ressaltar que a causalidade de Granger testa a precedência no tempo, não implicando necessariamente causalidade no sentido estrito do termo.

Os resultados do teste de causalidade estão reportados na tabela 7, com os resultados estatisticamente significantes em negrito.

Os testes de causalidade de Granger rejeitam as hipóteses de que as variações no preço das *commodities* (CPI) e no câmbio (E) não Granger causam variações no nível de preços (IPCA); ou seja, aceitamos a hipótese alternativa, de que tanto o CPI quanto câmbio são

variáveis que devem ser utilizadas para explicar o comportamento futuro do IPCA. Estes resultados dão respaldo, portanto, à construção de um modelo que busque utilizar o índice de preços das *commodities* e a taxa de câmbio para prever o comportamento futuro do IPCA e da taxa de juros. Contudo, o teste de causalidade sugere que as variações do índice de preços de *commodities* em dólar (CPI_USD) não causam variações no IPCA, o que é plausível dado que as variações dos preços externos podem ser atenuadas pela variação da taxa de câmbio, ou seja, os preços externos de *commodities* medidos em moeda estrangeira não antecipam diretamente a variação nos preços domésticos.

Tabela 7. Teste de causalidade de Granger em pares, em primeiras diferenças, 2 defasagens e 152 observações

	Hipótese Nula		Estatística F	Prob.
IPCA	não Granger causa	CPI	0,252	0,778
CPI	não Granger causa	IPCA	13,14	0,000
E	não Granger causa	CPI	1,28	0,282
CPI	não Granger causa	E	0,11	0,898
I	não Granger causa	CPI	0,27	0,765
CPI	não Granger causa	I	1,35	0,263
E	não Granger causa	IPCA	8,32	0,000
IPCA	não Granger causa	E	0,56	0,572
I	não Granger causa	IPCA	0,03	0,968
IPCA	não Granger causa	I	5,80	0,004
I	não Granger causa	E	1,28	0,280
E	não Granger causa	I	0,28	0,756
CPI_USD	não Granger causa	IPCA	0,85	0,429
IPCA	não Granger causa	CPI_USD	0,69	0,502

Fonte: Elaboração própria.

O fato de a variação na taxa de câmbio e a variação no CPI não anteciparem os movimentos da taxa de juros pode ser indicativo de que a política monetária está sendo conduzida de acordo com as expectativas de inflação (*forward looking*), condizente com o regime de metas de inflação. Contudo, apesar de a política monetária ser *forward looking* a inflação antecipa o comportamento dos juros. Este resultado pode ter duas explicações.

A primeira, compatível com a hipótese de que o ajuste do câmbio e das *commodities* é mais rápido, é a maior inércia e ajuste mais lento dos preços ao consumidor. Uma vez iniciado um ciclo de elevação ou redução da inflação ele continua por algum tempo. A segunda explicação é a suavização do movimento dos juros pelo Banco Central, que não efetua todo o ajuste necessário para chegar à meta de inflação em um único período (BLINDER, 1999).

Contudo, o teste de causalidade de Granger em pares pode falhar em indicar relação de dependência quando não existe, seja devido ao viés de especificação, ou seja, quando o efeito de outras variáveis sobre as variáveis em questão poluem a relação de dependência analisada, ou devido à elevada sensibilidade do teste em relação ao número de defasagens (GUJARATI 1995). Por conta dessas fragilidades, além do teste de causalidade de Granger em pares foi realizado o teste de causalidade pela metodologia de Toda e Yamamoto (1995).

O método de Toda e Yamamoto (1995), para análise de causalidade, busca eliminar o problema do viés de especificação como também trabalha com um número de defasagens maior que o ótimo, ou seja, com mais defasagens no modelo VAR do que o sugerido pelos critérios de informação, com o intuito de tornar o teste mais robusto. Em suma, o procedimento do teste consiste em realizar um teste de Granger em bloco com d

defasagens a mais que o número ótimo, onde d é o número máximo de integração das variáveis do modelo VAR.

Os resultados do teste de causalidade pela metodologia de Toda e Yamamoto (1995), em grande medida confirmam a relação de dependência evidenciada pelo teste de causalidade de Granger em pares, conforme destacado na primeira parte da tabela 8. O teste confirma a relação de causalidade entre o índice de preços ao consumidor e taxa de juros além de reiterar a relevância da variação do CPI para explicar o comportamento do IPCA. Contudo, a relação de causalidade da taxa de câmbio para o IPCA torna-se menos significativa, devido ao fato de parte do efeito da variação da taxa de câmbio já ter sido incorporada pelo CPI (índice de *commodities* em reais).

Na segunda parte da tabela foi efetuado o mesmo teste substituindo a variação dos preços das *commodities* em reais pela variação em dólares (Modelo 2). Nota-se que é mantida a relação de dependência entre a taxa de juros e o IPCA. Mas, ao analisar as variáveis que causam o IPCA percebe-se que a taxa de câmbio ganha importância quando se leva em conta a variação dos preços das *commodities* em dólares, em lugar da variação em reais. Outra alteração importante é que o teste sugere que a variação da taxa de câmbio causa a variação dos preços das *commodities* em dólares. Uma possível justificativa para este efeito é que o câmbio brasileiro sofre influência da variação nos preços de algumas *commodities* que, por sua vez, antecipam a variação do índice cheio.

Tabela 8. Teste de causalidade pelo método de Toda e Yamamoto – Exogeneidade em bloco – Testes de Wald

Variáveis: IPCA, I, CPI e E (Modelo 1)					
Variável dependente: IPCA			Variável dependente: I		
Excluída	qui-quadrado	Prob	Excluída	qui-quadrado	Prob
DI	0,029291	0,9855	DIPCA	10,51721	0,0052
DCPI	13,19979	0,0014	DCPI	1,931332	0,3807
DE	4,574704	0,1015	DE	0,454119	0,7969
Todas	30,99588	0,0000	Todas	13,41584	0,0369
Variável dependente: E			Variável dependente: CPI		
Excluída	qui-quadrado	Prob	Excluída	qui-quadrado	Prob
DI	2,757704	0,2519	DI	0,310439	0,8562
DCPI	0,243931	0,8852	DIPCA	0,715409	0,6993
DIPCA	1,244513	0,5367	DE	2,689677	0,2606
Todas	4,048862	0,6701	Todas	3,637660	0,7256
Variáveis: IPCA, I, CPI_USD e E (Modelo 2)					
Variável dependente: IPCA			Variável dependente: I		
Excluída	qui-quadrado	Prob	Excluída	qui-quadrado	Prob
DI	0,294644	0,5873	DIPCA	6,94314	0,0084
DCPI_USD	7,638329	0,0057	DCPI_USD	1,022972	0,3118
DE	21,69918	0,0000	DE	0,282321	0,5952
Todas	23,00810	0,0000	Todas	8,427714	0,0380
Variável dependente: E			Variável dependente: CPI_USD		
Excluída	qui-quadrado	Prob	Excluída	qui-quadrado	Prob
DI	1,116078	0,2908	DI	0,251894	0,6157
DCPI_USD	0,195207	0,6586	DIPCA	0,845232	0,3579
DIPCA	0,580489	0,4461	DE	9,913874	0,0016
Todas	2,123481	0,5472	Todas	11,43493	0,0096

Fonte: Elaboração própria.

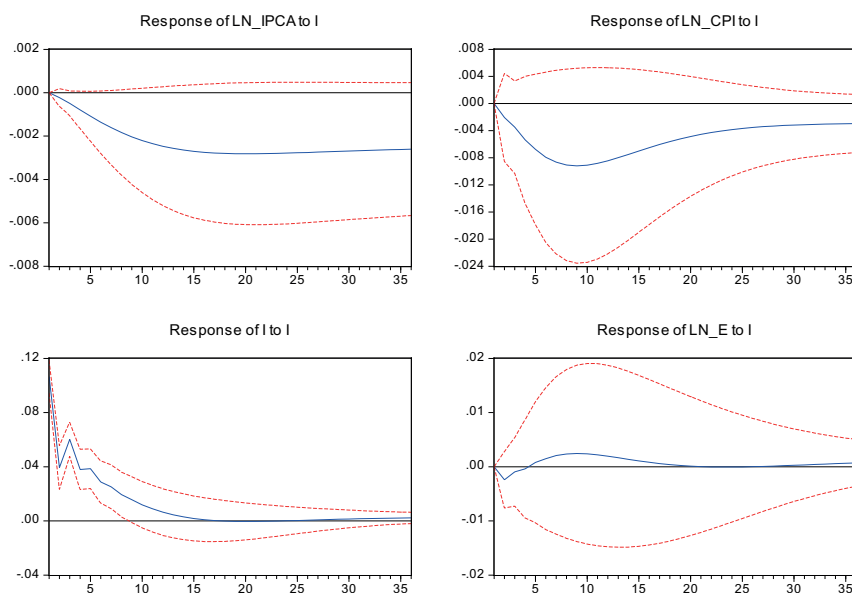
O teste de Granger em bloco também serve para informar o grau de exogeneidade das variáveis e se estas podem ser explicadas pelos valores defasados das demais variáveis endógenas do modelo VAR. Deste modo, os resultados do teste são importantes para a ordenação das variáveis na função impulso e na decomposição da variância.

Pelos resultados expostos na parte superior da tabela 8 (modelo 1), o IPCA é a variável mais endógena do modelo, seguida pela taxa de juros, taxa de câmbio e índice de preços das *commodities*. Este resultado é coerente com o modelo utilizado, em que a política monetária é utilizada para controlar a inflação, a taxa de câmbio é flutuante e absorve parte dos choques e o preço das *commodities* é determinado exogenamente ao modelo.

Levando em consideração a ordenação sugerida pelos resultados da parte superior da tabela 8 estimou-se a função impulso resposta, que mede a resposta ao choque em uma variável ao longo do período de propagação sobre esta mesma variável e sobre as demais variáveis endógenas do modelo VAR. A figura 3 mostra o efeito de um choque de um desvio padrão sobre a taxa de juros.

Figura 3. Resposta a um impulso de um desvio padrão da taxa de juros

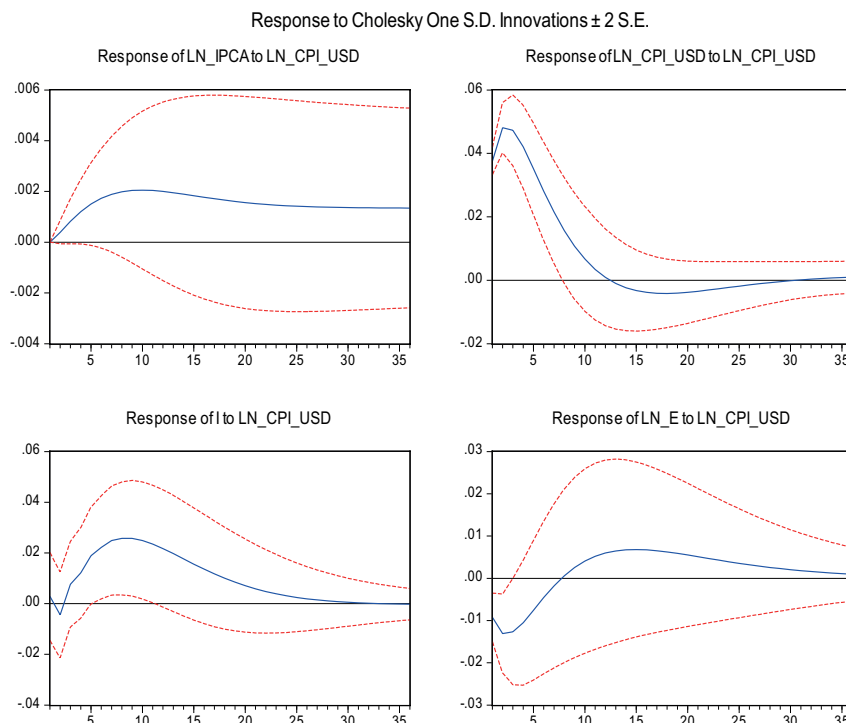
Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Fonte: Elaboração própria.

A partir dos dois gráficos no topo da Figura 3 podemos comparar a reação dos preços das *commodities* e dos preços ao consumidor frente a um choque na taxa de juros. Como esperado, a elevação dos juros tem efeito negativo no índice de preços ao consumidor. O efeito sobre o preço das *commodities* não é estatisticamente significativo. Isto reflete o fato de o preço das *commodities* em dólar ser definido no exterior, sendo o país tomador de preços. Como o efeito dos juros sobre o câmbio também não é estatisticamente significativo, o preço das *commodities* no mercado interno não é afetado pela política monetária doméstica.

Figura 4. Resposta a um impulso de um desvio padrão do índice de preços de commodities em dólar



Fonte: Elaboração própria.

Além das respostas de um choque na taxa de juros, é interessante analisar os efeitos de um choque no índice de preços de *commodities* em dólar. Considerando a ordenação sugerida pela parte inferior da tabela 8 (modelo 2), a figura 4 fornece os resultados de um choque de um desvio padrão sobre o índice de preços de *commodities* em dólar. Destaca-se o efeito do choque sobre a taxa de câmbio, que provoca uma apreciação do real, evidenciado pela queda na taxa de câmbio, amortecendo o tamanho do contágio do efeito de uma valorização nos preços das *commodities* sobre o índice de preços ao consumidor. Isto é ilustrado pela pequena magnitude da reação do IPCA ao choque externo das *commodities*, embora seja estatisticamente significativa até o quinto mês. A reação da política monetária, através da elevação dos juros, ocorre com defasagem e é estatisticamente significativa. Estes resultados evidenciam que os preços das *commodities* em dólar são definidos no exterior, sendo preços domésticos e política monetária doméstica as variáveis de ajuste a esses choques.

A última ferramenta na descrição do modelo VAR é a decomposição da variância. A decomposição da variância busca separar a variância de uma variável endógena entre os diversos choques dos componentes do VAR. Deste modo, a decomposição da variância informa a importância relativa de cada choque aleatório sobre as variáveis endógenas do modelo. Nas tabelas 9 e 10 são expostos os resultados da decomposição da variância do IPCA e dos juros, respectivamente, VAR com as seguintes variáveis: IPCA, I, CPI e E, modelo 1.

A partir da tabela 9, observa-se que, após doze meses, aproximadamente 33% da variância do IPCA pode ser explicada pelas demais variáveis, sendo 26,7% explicado somente pelo CPI. Já na tabela 10, verifica-se que, após doze meses, 37,3% da variância da taxa de juros podem ser explicados pelo CPI. Este resultado evidencia a importância do comportamento do preço das *commodities* e da taxa de câmbio sobre a inflação e juros domésticos.

Tabela 9. Decomposição da variância IPCA (modelo 1)

Período	Desv. Pad.	IPCA	CPI	E	I
1	0,0	96,9	2,1	0,4	0,5
2	0,0	98,5	1,2	0,1	0,2
3	0,0	9,6	3,7	0,2	0,1
4	0,0	92,2	7,2	0,4	0,2
5	0,0	88,2	10,7	0,6	0,5
6	0,0	84,4	14,0	0,8	0,8
7	0,0	80,8	17,0	1,1	1,2
8	0,0	77,6	19,6	1,3	1,6
9	0,0	74,7	21,8	1,5	2,1
10	0,0	72,1	23,7	1,7	2,5
11	0,0	69,7	25,3	2,0	2,9
12	0,0	67,7	26,7	2,3	3,4

Fonte: Elaboração própria. Obs.: Ordenação de Cholesky no VAR: CPI, E, I, IPCA.

Tabela 10. Decomposição da variância da taxa de juros (modelo 1)

Período	Desv. Pad.	IPCA	CPI	E	I
1	0,0	0,0	1,0	0,2	98,8
2	0,1	0,8	1,3	0,2	97,7
3	0,1	1,0	2,5	0,2	96,3
4	0,1	1,3	4,5	0,2	94,0
5	0,1	1,3	8,6	0,2	89,9
6	0,1	1,3	13,2	0,2	85,3
7	0,1	1,3	18,2	0,2	80,3
8	0,1	1,2	22,9	0,2	75,6
9	0,1	1,2	27,3	0,2	71,3
10	0,1	1,1	31,2	0,2	67,5
11	0,1	1,0	34,5	0,2	64,3
12	0,1	1,0	37,3	0,2	61,5

Fonte: Elaboração própria. Obs.: Ordenação de Cholesky no VAR: CPI, E, I, IPCA

Nas tabelas 11 e 12 são expostos os resultados da decomposição da variância do IPCA e dos juros, respectivamente, agora considerando o modelo 2, ou seja, o VAR com o índice de preço das *commodities* em dólar (CPI_USD) ao invés do índice em reais (CPI). Além disso, nota-se, nas tabelas 11 e 12, que, com a substituição do índice de preços de *commodities* em reais (CPI) pelo índice em dólares (CPI_USD), a taxa de câmbio ganha poder explicativo, sugerindo que parte do elevado poder explicativo do índice de *commodities* em reais se deve à taxa de câmbio, seja para explicar a variação da inflação (IPCA), seja para explicar a variação da taxa de juros (I).

De modo geral, os resultados obtidos demonstram que as variáveis selecionadas apresentam um bom ajuste ao modelo teórico utilizado, permitindo, deste modo, que se estimem os efeitos dos desvios dos preços das *commodities* em relação ao seu equilíbrio sobre o comportamento futuro do IPCA.

Tabela 11. Decomposição da variância IPCA (modelo 2)

Período	Desv. Pad.	IPCA	CPI_USD	I	E
1	0,0	96,9	0,7	0,4	1,9
2	0,0	98,5	0,5	0,2	0,8
3	0,0	96,0	1,6	0,1	2,3
4	0,0	92,2	3,2	0,2	4,4
5	0,0	88,2	4,8	0,3	6,7
6	0,0	84,4	6,3	0,6	8,8
7	0,0	80,8	7,6	0,9	10,7
8	0,0	77,6	8,6	1,3	12,5
9	0,0	74,7	9,5	1,6	14,2
10	0,0	72,1	10,2	2,0	15,7
11	0,0	69,7	10,8	2,4	17,0
12	0,0	67,7	11,2	2,8	18,3

Fonte: Elaboração própria. Ordenação de Cholesky no VAR: E, I, CPI_USD, IPCA

Tabela 12. Decomposição da variância da taxa de juros (modelo 2)

Período	Desv. Pad.	IPCA	CPI_USD	I	E
1	0,0	0,0	0,0	99,1	0,9
2	0,1	0,8	0,5	97,7	0,9
3	0,1	1,0	0,7	96,6	1,6
4	0,1	1,3	1,6	94,6	2,5
5	0,1	1,3	3,7	90,8	4,1
6	0,1	1,3	6,4	86,5	5,7
7	0,1	1,3	9,4	81,8	7,5
8	0,1	1,2	12,3	77,2	9,3
9	0,1	1,2	14,9	72,9	10,9
10	0,1	1,1	17,2	69,2	12,5
11	0,1	1,0	19,1	65,9	14,0
12	0,1	1,0	20,6	63,1	15,3

Fonte: Elaboração própria. Ordenação de Cholesky no VAR: E, I, CPI_USD, IPCA

3.4 Modelo de previsão com política monetária

O nível de preços das *commodities* pode ser uma variável importante na condução da política monetária, de acordo com os resultados das estimativas mostradas nas seções anteriores. Uma consulta aos relatórios de inflação emitidos pelo Banco Central revela que este monitoramento já ocorre na prática e que as análises efetuadas são coerentes com o modelo explorado neste trabalho⁴.

Dessa forma, estimou-se a relação de equilíbrio de longo prazo entre IPCA, E, CPI_USD⁵ e I. Consequentemente, através do mecanismo de correção de erro (ECM) incluído na equação de curto prazo, foram capturados os efeitos dos desvios da relação de equilíbrio de longo prazo. A relação de longo prazo estimada é: $IPCA = 31,88 + 1,32 \cdot E - 1,53 \cdot I$ e $CPI = 6,70 + 1,27 \cdot E - 2,13 \cdot I$. E os resíduos destas equações são incluídos na equação de curto prazo como ECM1 e ECM2.

⁴ Destaque para os relatórios de inflação de 27 de setembro de 2012, no qual o Banco Central criou um Boxe especial intitulado “Evolução Recente nos Preços de Commodities Agrícolas”, e para o relatório de 25 de junho de 2008, onde é grande a preocupação com a escalada nos preços das commodities e seus impactos para os preços domésticos.

⁵ A escolha do índice de preços de commodities em dólares (CPI_USD) ao invés do índice em reais (CPI) deve-se ao fato que o índice em dólares permite separar o efeito da taxa de câmbio do efeito da variação nos preços das commodities.

As estimativas da equação de curto prazo são mostradas na tabela 13. Os resultados confirmam o ajuste mais rápido dos preços das *commodities* em comparação à inflação, com os coeficientes de ajuste de 0,173 frente a -0,009 no primeiro vetor de cointegração e -0,137 frente a 0,005 no segundo.

Tabela 13. Equações de Curto Prazo

Variáveis dependentes				
	D(IPCA)	D(CPI_USD)	D(I)	D(E)
ECM1	-0,008658 -0,00411 [-2,10829]	0,173364 -0,05299 [3,27159]	-0,518125 -0,15225 [-3,40323]	-0,070772 -0,05191 [-1,36343]
ECM2	0,005071 -0,00279 [1,82049]	-0,137307 -0,03594 [-3,82008]	0,281806 -0,10327 [2,72890]	0,055788 -0,03521 [1,58449]
D(IPCA(-1))	0,627142 -0,06184 [10,1416]	1,495847 -0,79795 [1,87462]	3,20257 -2,29254 [1,39695]	-0,877739 -0,78163 [-1,12296]
D(CPI_USD(-1))	0,01226 -0,00606 [2,02272]	0,36088 -0,07821 [4,61419]	-0,476031 -0,2247 [-2,11848]	-0,058501 -0,07661 [-0,76361]
D(I(-1))	3,66E-05 -0,00192 [0,01905]	0,030801 -0,02481 [1,24132]	-0,432703 -0,07129 [-6,06976]	-0,031343 -0,02431 [-1,28955]
D(E(-1))	0,023762 -0,00698 [3,40284]	-0,185068 -0,09011 [-2,05386]	-0,54089 -0,25888 [-2,08932]	0,357511 -0,08827 [4,05043]
C	0,001874 -0,00042 [4,51260]	-0,003263 -0,00536 [-0,60898]	-0,021263 -0,01539 [-1,38132]	0,005248 -0,00525 [0,99988]

Fonte: Elaboração própria. Obs.: Desvio padrão entre parênteses e estatística *t* entre colchetes.

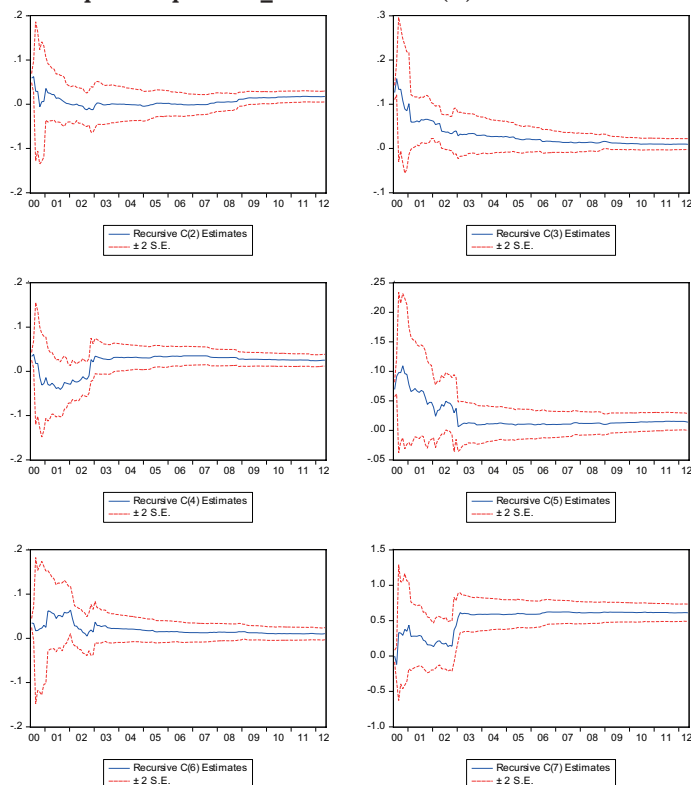
Os resultados acima evidenciam que o preço das *commodities* tem uma clara influência na condução da política econômica. Como os preços das *commodities* são determinados mundialmente pelas forças do mercado, o Brasil é tomador de preços neste mercado. Como demonstra Margarido (2004), a partir da análise na formação dos preços da soja, o VEC para a reposta do ajuste do preço da soja no mercado doméstico ocorre rapidamente, enquanto alterações nos preços domésticos não surtem nenhum efeito sobre o mercado internacional. Além disso, pode-se observar que o câmbio vem desempenhando um forte papel de arrefecimento dos efeitos dos preços das *commodities* sobre os preços domésticos. Este resultado está de acordo com os encontrados por Ono (2014) e Melo (2010). Desta forma, há a possibilidade do governo utilizar os efeitos da taxa de juros sobre o câmbio e sua intervenção no mercado cambial para “controlar” a influência dos preços das *commodities* sobre o mercado doméstico.

Por fim, dada a comprovada importância dos preços externos das *commodities* e da taxa de câmbio para explicar o IPCA e a taxa de juros, investigou-se a possibilidade de que tenha ocorrido alguma quebra estrutural ao longo do período analisado. Dessa forma, considerou-se o modelo para o IPCA e para a taxa de juros, sugerido pelas equações de curto prazo da tabela 13. Pela análise de regressões recursivas tanto do modelo do IPCA quanto da taxa de juros nota-se que os parâmetros somente se estabilizam após fevereiro de 2003, conforme figuras 5 e 6.

Tabela 14. Legenda das figuras do teste de estabilidade dos parâmetros

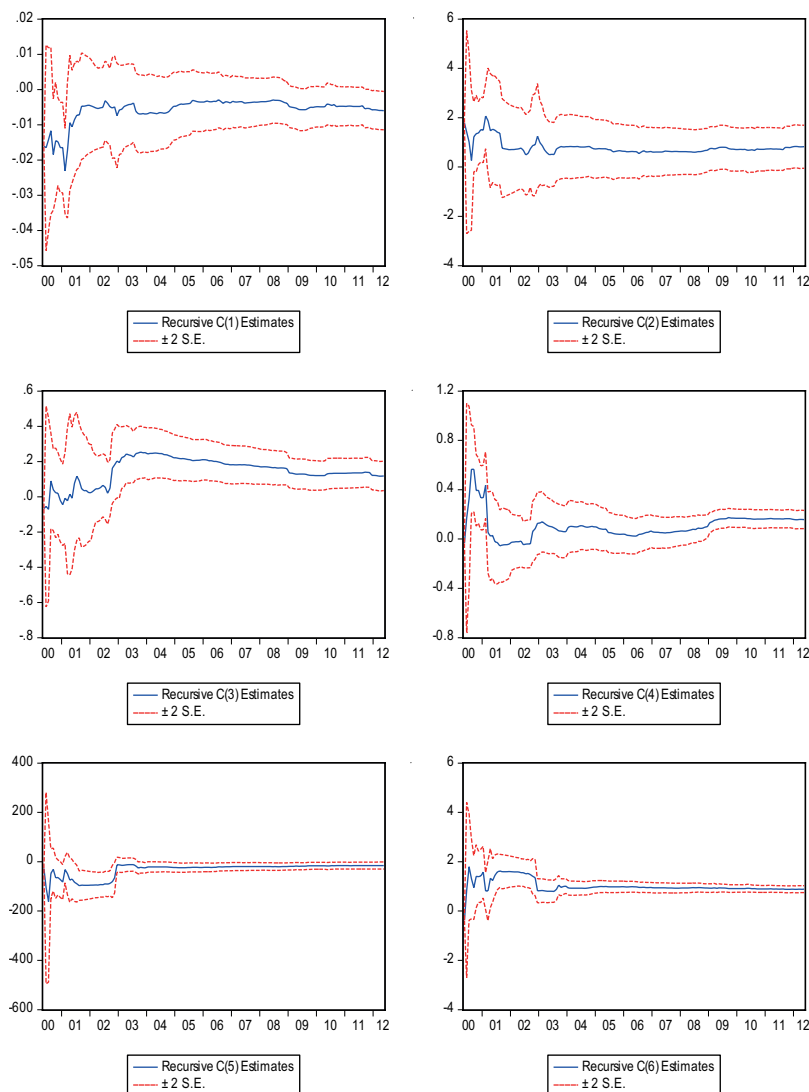
Modelo para o IPCA (figura 3)		
Variável dependente	Variáveis explicativas	Parâmetros
D(LN_IPCA)	C	C(1)
	D(CPI_USD(-1))	C(2)
	D(CPI_USD(-2))	C(3)
	D(E(-1))	C(4)
	D(E(-2))	C(5)
	D(E(-3))	C(6)
	D(IPCA(-1))	C(7)
Modelo para a taxa de juros (figura 4)		
Variável dependente	Variáveis explicativas	Parâmetros
D(I)	C	C(1)
	D(IPCA(-2))	C(2)
	D(E(-3))	C(3)
	D(CPI_USD(-3))	C(4)
	D((-1))	C(5)
	D(I(-2))	C(6)

Fonte: Elaboração própria.

Figura 5. Estimativas recursivas dos parâmetros do modelo da variação do IPCA sendo explicado por CPI_USD e câmbio (E) defasados.

Fonte: Elaboração própria

Figura 6. Estimativas recursivas dos parâmetros do modelo da variação da taxa de juros (I) sendo explicado por IPCA, CPI_USD e câmbio (E) defasados.



Fonte: Elaboração Própria

Ademais, em dois momentos podemos afirmar que ocorreram quebras estruturais, o primeiro em julho de 2000 e o segundo em novembro de 2002. O primeiro momento, tanto os parâmetros referentes ao índice de preços de *commodities* em dólar quanto aos referentes à taxa de câmbio mostraram-se instáveis. Já em novembro de 2002 os parâmetros referentes ao preço de *commodities* em dólar mostraram estabilidade enquanto os parâmetros associados à taxa de câmbio mostraram-se instáveis.

Tentando aprimorar a eficácia dos modelos, adicionou-se uma variável *dummy* em cada período de quebra. Contudo, para o segundo período (novembro de 2002) mostrou-se mais apropriado multiplicar a *dummy* criada pelo índice EMBI+ calculado pelo JP Morgan, uma vez que grande parte da instabilidade dos parâmetros pode ser atribuída ao aumento no risco Brasil por conta das eleições presidenciais de 2002. As tabelas 15 e 16 trazem os resultados da estimativa do modelo do IPCA e de juros, respectivamente, com as *dummies* de ajuste.

Tabela 15. Modelo de curto prazo (Variável dependente: IPCA)

Variáveis explicativas	Coefficientes	Erros padrão	Estatística t	Prob.
C	0,002934	0,000356	8,249238	0,0000
D(CPI_USD(-1))	0,016029	0,004871	3,290825	0,0013
D(CPI_USD(-2))	0,008347	0,004972	1,678943	0,0954
D(E(-1))	0,022525	0,005311	4,241039	0,0000
D(E(-2))	0,010314	0,005714	1,805201	0,0732
D(E(-3))	0,009194	0,005420	1,696360	0,0920
D(IPCA(-1))	0,332261	0,061584	5,395235	0,0000
<i>DUMMY_novfevEMBI+</i>	7,66E-06	1,01E-06	7,581574	0,0000
<i>DUMMY_2000M07</i>	0,011579	0,002110	5,486396	0,0000
R-squared	0,713115	Mean dependent var		0,005296
Adjusted R-squared	0,696952	S.D. dependent var		0,004057
S.E. of regression	0,002233	Akaike info criterion		-9,312832
Sum squared resid	0,000708	Schwarz criterion		-9,132994
Log likelihood	712,1188	Hannan-Quinn criter.		-9,239772
F-statistic	44,12144	Durbin-Watson stat		1,804156
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 16 – Modelo de curto prazo (I)

Variáveis explicativas	Coefficientes	Erros padrão	Estatística t	Prob.
C	-0,005431	0,002709	-2,004,945	0,0469
D(IPCA(-2))	0,733150	0,432568	1,694,878	0,0923
D(E(-3))	0,109363	0,041663	2,624,938	0,0096
D(CPI_USD(-3))	0,155494	0,036515	4,258,344	0,0000
D((I(-1)))	-3,236,236	1,106,953	-2,923,554	0,0040
D((I(-2)))	0,947682	0,075865	1,249,171	0,0000
<i>DUMMY_novfevEMBI+</i>	2,31E-05	1,20E-05	1,924,934	0,0562
<i>DUMMY_2000M07</i>	-0,029622	0,017166	-1,725,627	0,0866
R-squared	0,724043	Mean dependent var		-0,005013
Adjusted R-squared	0,710534	S.D. dependent var		0,033475
S.E. of regression	0,018010	Akaike info criterion		-5,144246
Sum squared resid	0,046384	Schwarz criterion		-4,984390
Log likelihood	396,3906	Hannan-Quinn criter.		-5,079304
F-statistic	53,59944	Durbin-Watson stat		2,065912
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Elaboração Própria

4. Conclusão

Os resultados deste artigo confirmam as hipóteses presentes nos modelos teóricos de Browne e Cronin (2007), Frankel e Hardouvelis (1985) e Frankel (1986) de ultrapassagem dos preços das *commodities* em relação ao seu equilíbrio de longo prazo. Estes resultados

corroboram, portanto, os pressupostos de maior flexibilidade dos preços das *commodities* em relação aos preços gerais da economia. Neste sentido, comprovou-se a adequação empírica de um modelo de previsão do comportamento futuro dos preços gerais a partir do comportamento atual dos preços das *commodities*.

A possível utilização dos preços das *commodities* como meta intermediária, com a intenção de controlar inflação futura – conforme proposição dos trabalhos empíricos de Sephton (1991), Cody e Mills (1991) e Garner (1989) – não é suportada para a economia brasileira pelos resultados obtidos. A principal razão para esta impossibilidade é o fato dos preços das *commodities* serem definidos externamente (no mercado internacional).

As variações dos preços das *commodities* tendem a ter impactos relativamente, previsíveis sobre os preços. A experiência brasileira evidencia que as *commodities* também são observadas pelos *policymakers* na execução da política monetária. Porém, considerando o caráter de antecipação da inflação capturado pelos preços das *commodities*, modelado e ajustado pelo modelo de *overshooting*, este modelo de previsão pode auxiliar na previsão da condução da política monetária.

Quanto ao papel do *policymaker* frente aos choques verificados nos preços das *commodities*, o principal é suavizar os impactos de grandes variações nos preços das *commodities* sobre variações futuras no nível de preços do consumidor.

Uma das propostas, analisada por Frankel (2006), é a utilização de um índice de preços de exportação como âncora nominal. Neste regime, um aumento (diminuição) dos preços das *commodities*, em dólar, deveria ser acomodado por uma apreciação (depreciação) da moeda doméstica. Analisando o comportamento dos preços das *commodities* frente ao câmbio, no regime atual de câmbio flexível, observa-se que este papel de absorção dos choques externos já vem sendo realizado pelo câmbio. Neste sentido, caberia, para trabalhos futuros, uma análise comparada da eficiência desse regime de política monetária frente o regime de metas de inflação, bem como um estudo sobre a forma de operacionalizar um regime ancorado nos preços de exportação.

5. Referências bibliográficas

- ANZUINI, Alessio; LOMBARDI, Marco J.; Pagano, Patrizio. The Impact of Monetary Policy Shocks on Commodity Prices . *International Journal of Central Banking*. V.9, N. 3, pp. 119-144, 2013.
- ARMESTO, Michelle T. e GAVIN, William T.. Monetary Policy and Commodity Futures. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 87(3), pp. 395-405, 2005.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Relatório de Inflação*. v. 12, n. 1, 2010.
- BLINDER, Alan. *Bancos Centrais: teoria e prática*, Ed. 34, São Paulo, 1999.
- BOUGHTON, J.M.; BRANSON, W.H.. Commodity Prices as a Leading Indicator of Inflation. *NBER Working Paper*, n. 2750, 1988.
- BRESSER-PEREIRA, L. C.. The Dutch disease and its neutralization: A Ricardian approach. *Revista de Economia Política*, v. 28, pp. 47–71, 2008.
- BROWNE, F.; CRONIN, D.. Commodity Prices, Money and Inflation. *European Central Bank Working Paper Series*, n. 738, 2007.
- COELHO, Alexandre. B.. A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 42, n. 1, pp. 153-169, 2004.

- DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A.. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 366, pp. 427-431, 1979.
- DORNBUSCH, R.. Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, v. 84, n. 6, pp. 1161-76, 1976 .
- DUEKER, Michael J.. The Monetary Policy Innovation Paradox in VARs: A “Discrete” Explanation. *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, March/April, p. 43-50, 2002.
- FRANKEL, Jeffrey A.. Effects of Speculation and Interest Rates in a “Carry Trade” Model of Commodity Prices. *Journal of International Money and Finance*, v.42, pp. 88-112, 2014.
- FRANKEL, Jeffrey A.. The Effect of Monetary Policy on Real Commodity Prices. *NBER Working Paper*, n. 12713, 2006.
- FRANKEL, Jeffrey A.. Expectations and Commodity Price Dynamics: The Overshooting Model. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 68, n. 2, pp. 344-348, 1986.
- FRANKEL, Jeffrey A.; HARDOUVELIS, Gikas A.. Commodity Prices, Money Surprises and Fed Credibility. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 17, n. 4, pp. 425-438, 1985.
- GARNER, C. Alan. Commodity Prices: Policy Target or Information Variable?. *Journal of Money Credit and Banking*, v. 23, n. 2, pp. 508-514, 1989.
- GUJARATI, Damodar N.. *Basic Econometrics*, 3rd Edition. New York: McGraw-Hill, 1995.
- HAMMOND, Gill. State of the art of inflation targeting - 2012. *Bank of England CCBS Handbook*, n. 29, 2012.
- HASSAN, A.F.M.K e SALIM, R.A.. Is there any link between commodity price and monetary policy? Evidence from Australia. *Economic Analysis & Policy*, v. 41, n. 3, pp. 1-11, 2011.
- MARGARIDO, M. A.. Teste de co-integração de Johansen utilizando o SAS. *Agricultura em São Paulo*, v. 51, n. 1, pp. 87-101, 2004.
- MELO, Alisson C. de. Análise do impacto de choques nos preços internacionais das *commodities* sobre a inflação brasileira. Dissertação de mestrado, *Departamento de Economia, Universidade de Brasília*, 2010.
- MILLS, Leonard O.; CODY, Brian J.. The Role of Commodity Prices in Formulating Monetary Policy. *Review of Economics and Statistics*, v. 73, n. 2, pp. 358-365, 1991.
- OMOTO, Kátia Harumi; DIAS, M. H. A.; DIAS, Joilson. Os Efeitos dos Choques de Política Monetária sobre a Atividade Econômica. In: XXXVI Encontro Nacional de Economia da ANPEC - ANPEC, Salvador, 2008.
- ONO, Gustavo S.. Análise do impacto dos preços das *commodities* sobre a inflação no Brasil. *Dissertação de mestrado, Escola de Economia de São Paulo*, 2014.
- PEREIRA, Leonel M.. Modelo de formação de preços de *commodities* agrícolas aplicado ao mercado de açúcar e álcool. *Tese de doutorado, Departamento de Administração e Contabilidade, USP*, 2009.
- PHILLIPS, Peter C. B.; PERRON, Pierre. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, pp. 335-46, 1988.
- PRATES, Daniela M.. A alta recente dos preços das commodities. *Revista de Economia Política*, v. 27, n. 3, pp. 323-344, 2007.
- SEPHTON, Peter S.. Commodity Prices: Policy Target or Information Variable: Comment. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 23, n. 2, pp. 260-266, 1991

SOUZA, Carlos F.B.. Índice de Preço para as *Commodities* de Exportação do Brasil. *Boletim Conjuntural IPEA*, n. 47, pp. 35-41, 1999.

STOCK, James H.; WATSON, Mark W.. Vector Autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*, v. 15, n. 4, pp. 101-115, 2001.

TAYLOR, John B.. The Monetary Transmission Mechanism: an empirical framework. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, pp. 11-26, 1995.

TODA, H. Y.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, v. 66, n. 1-2, p. 225-250, mar./abr. 1995.