

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

GUSTAVO SHOJI ONO

**ANÁLISE DO IMPACTO DOS PREÇOS DAS *COMMODITIES* SOBRE A
INFLAÇÃO NO BRASIL**

SÃO PAULO

2014

GUSTAVO SHOJI ONO

**ANÁLISE DO IMPACTO DOS PREÇOS DAS *COMMODITIES* SOBRE A
INFLAÇÃO NO BRASIL**

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia, linha de Economia e Finanças.

Orientadora:

Prof. Dra. Laura Barbosa de Carvalho.

SÃO PAULO

2014

Ono, Gustavo Shoji.

Análise do Impacto dos preços das *commodities* sobre a inflação no Brasil
/ Gustavo Shoji Ono. - 2014.

46 f.

Orientador: Laura Barbosa de Carvalho.

Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Bolsa de mercadorias. 2. Bolsa de mercadorias - Preços. 3. Inflação - Brasil. 4. Taxas de câmbio. I. Carvalho, Laura Barbosa de. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.76

GUSTAVO SHOJI ONO

**ANÁLISE DO IMPACTO DOS PREÇOS DAS *COMMODITIES* SOBRE A
INFLAÇÃO NO BRASIL**

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia, linha de Economia e Finanças.

Data da Aprovação:

Banca Examinadora:

Prof. Dra. Laura Barbosa de Carvalho.
(Orientadora)
FGV - EESP

Prof. Dr. Nelson Henrique Barbosa Filho
FGV - EESP

Prof. Dr. Pedro Linhares Rossi
Unicamp

RESUMO

A literatura mostra que os países cujas economias dependem das exportações de *commodities* possuem um menor repasse de uma alta do preço das *commodities* sobre a inflação. Este menor repasse aos preços ocorre uma vez que o aumento do preço das *commodities* gera uma apreciação do câmbio local, que por consequência, alivia o efeito sobre a inflação.

Portanto, foi estimado um modelo econométrico para verificar o efeito líquido de uma alta do preço das *commodities* sobre a inflação no Brasil. Os resultados mostram que um aumento do preço das *commodities* gera um impacto líquido positivo sobre a inflação no Brasil, embora este impacto seja reduzido após um dado período. A redução deste impacto pode ter como uma das causas o efeito da apreciação do câmbio sobre a inflação.

Palavra-Chave: Bolsa de Mercadorias, Bolsa de Mercadorias – Preços, Inflação – Brasil, Taxas de câmbio.

ABSTRACT

The literature shows that a commodity price increase will have a lower effect in the inflation rates of the economies that depend majorly on the exports of commodities. In these economies a commodity price increase will appreciate its exchange rate, and as a consequence will relieve the effect over the local inflation.

Therefore, an econometric model was developed to assess the net effect of a commodity price increase in the inflation in Brazil. Although the results show a positive impact of the commodities prices in the inflation, this same impact is reduced after a given period. The reduction of this effect on inflation may have the appreciation of the local currency as one of its causes.

Keywords: Mercantile Exchange, Mercantile Exchange - Price, Inflation - Brazil, Exchange Rate.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
2	REVISÃO DA LITERATURA	12
2.1	Determinação da inflação por custos	12
2.1.1	Teoria estruturalista da inflação	12
2.1.2	Efeito do preço das <i>commodities</i> sobre a inflação	15
2.1.3	Efeito do câmbio sobre a inflação	17
2.2	Efeito das <i>commodities</i> sobre o câmbio	19
3	METODOLOGIA.....	24
3.1	Amostras e dados	25
3.1.1	Variáveis endógenas	25
3.1.2	Variáveis exógenas.....	26
3.2	Método econométrico.....	27
4	ANÁLISE DOS RESULTADOS	33
4.1	Impacto do preço das <i>commodities</i> sobre o câmbio	35
4.2	Impacto do câmbio sobre a inflação.....	36
4.3	Impacto do preço das <i>commodities</i> sobre a inflação	37
5	CONCLUSÕES	40
	REFERENCIAIS BIBLIOGRÁFICAS	42
	APÊNDICE	45
	ANEXOS	46

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Relação Preço <i>Commodities</i> Vs Câmbio Nominal.....	22
Gráfico 2 – Séries Mensais.....	27
Gráfico 3: Inverso das raízes unitária do polinômio.....	31
Gráfico 4: Resposta acumulada do câmbio ao choque no preço de <i>commodities</i> ...	35
Gráfico 5: Resposta não acumulada do câmbio ao choque no preço de <i>commodities</i>	35
Gráfico 6: Resposta acumulada do IPCA ao choque no câmbio.....	36
Gráfico 7: Resposta não acumulada do IPCA ao choque no câmbio.....	36
Gráfico 8: Resposta acumulada do IPCA ao choque no preço das <i>commodities</i>	38
Gráfico 9: Resposta não acumulada do IPCA ao choque no preço das <i>commodities</i>	38
Gráfico 10: Impulso resposta acumulado das variáveis endógenas.....	45

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Testes de Raiz Unitária (p-valor das estatísticas ADF e PP).....	28
Tabela 2 – Testes de Raiz Unitária da primeira diferença (p-valor das estatísticas ADF e PP).....	29
Tabela 3 – Critérios de Seleção de Defasagem.....	30
Tabela 4 – Teste de Autocorrelação (p-valor da estatística LM na defasagem 2)....	30
Tabela 5 – Teste de Normalidade dos resíduos.....	31
Tabela 6 – Tabela de Resultados do modelo VAR.....	33
Tabela 7 – Participação das <i>commodities</i> no índice <i>Core Commodity CRB Index</i> (CRB).....	46

1 INTRODUÇÃO

Nos últimos quatro anos a inflação brasileira se manteve próxima ao teto da meta de inflação estabelecida pelo Banco Central do Brasil (BACEN, 2013). O governo tem então atuado no controle de preços dos produtos administrados, como parte da política anti-inflacionária. Nos debates sobre as causas da inflação, a cotação das *commodities* tem sido amplamente discutida como uma das possíveis vilãs do aumento de preços. O objetivo deste estudo é analisar o real impacto da influência dos preços das *commodities* sobre a inflação brasileira.

Por um lado, um choque dos preços das *commodities* influencia positivamente a inflação, uma vez que o aumento destes preços elevará os custos das empresas, e consequentemente poderá ser repassado ao produto final. Um aumento do nível de preços diminui assim o salário real líquido, gerando uma pressão por aumento de salários por parte da classe sindical. Com o reajuste do novo salário, o custo das empresas aumentará, forçando um novo reajuste de preços por parte das empresas (Carlin & Soskice, 2006).

Por outro lado, existe também um efeito indireto onde um aumento dos preços das *commodities* gera uma pressão de apreciação do câmbio local. Sendo o Brasil um país exportador de *commodities*, este irá se beneficiar do aumento dos preços externos, aumentando seu saldo exportador, e criando uma pressão para apreciação do real. A apreciação da moeda local pode gerar um *pass-through* do câmbio para os preços, principalmente dos bens comercializáveis, no sentido de redução da inflação.

O efeito indireto também pode ocorrer pelo canal financeiro. Com o desenvolvimento do mercado futuro e de instrumentos financeiros, a expectativa de uma alta do preço das *commodities* pode influenciar a taxa de câmbio futura, que por consequência de uma disparidade entre taxa de juros, influenciará a taxa de câmbio no mercado a vista. Ou seja, o aumento do preço das *commodities* influenciará o câmbio, mesmo que não ocorra uma alteração do fluxo de divisas (Rossi, 2011).

É importante lembrar que no Brasil, a exportação de *commodities* possui um papel central no modelo de crescimento econômico. O segmento de produtos básicos, que incluem majoritariamente *commodities*, responderam por 46,7% das exportações em 2013 (MDIC, 2013), contribuindo significativamente para o saldo da balança comercial do país. Assim, enquanto o setor de *commodities* tiver sua relevância na economia é provável que o efeito indireto do preço das *commodities* sobre a inflação continuará ativo.

Portanto, o objetivo deste trabalho é analisar qual o efeito líquido de um eventual choque nos preços das *commodities* sobre a inflação brasileira. A análise dos resultados deve contribuir para a adoção de políticas monetárias visando conter o nível e volatilidade da inflação.

Este trabalho está dividido em quatro partes. Primeiramente, é apresentada a referência teórica sobre a teoria da inflação por custos, mais especificamente a teoria estruturalista. Ainda neste capítulo, apresenta-se a base teórica sobre o nível de repasse do câmbio e da cotação das *commodities* sobre o nível de preços. Discorre-se sobre os argumentos literários que justificam diferentes níveis de repasse entre países e intertemporais. Por último, apresenta-se a literatura sobre a influência das *commodities* sobre o câmbio.

Na sequência, apresenta-se a metodologia, base de dados e o modelo econométrico utilizado para estimação dos resultados. O capítulo seguinte discorre sobre os resultados obtidos e suas respectivas análises. Por fim, é feita a conclusão do trabalho.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Este capítulo é dividido em duas partes. A primeira parte apresenta o arcabouço teórico sobre a determinação da inflação por custos. Segundo a teoria estruturalista de inflação, o câmbio e o preço das *commodities* são fatores estruturais para a determinação do nível de preços de uma economia e, portanto, serão abordados nesta primeira parte. A segunda parte deste capítulo discorrerá sobre os possíveis efeitos do preço das *commodities* sobre o câmbio, estudando a relação entre as duas variáveis sob uma ótica tanto global como nacional.

2.1 DETERMINAÇÃO DA INFLAÇÃO POR CUSTOS

2.1.1 TEORIA ESTRUTURALISTA DA INFLAÇÃO

A teoria estruturalista de inflação foi desenvolvida a partir dos anos 50, na tentativa de explicar a inflação crônica vivida pelos países sul-americanos após 1930. Devido a particularidades de uma série de problemas estruturais característicos destes países, a Cepal (Comissão Econômica para América Latina e o Caribe) iniciou uma discussão que colocou em dúvida a eficácia da abordagem monetarista, baseada na teoria quantitativa da moeda (Bresser-Pereira & Gala, 2010).

A teoria estruturalista explica a inflação pelos desajustes e tensões econômicas e sociais que surgem durante um processo de desenvolvimento econômico. A teoria explica que setores da economia crescem a ritmos diferentes, causando excesso de demanda nos mercados em que a oferta não tem capacidade de resposta. A inflação, portanto, não seria causada por medidas inadequadas de política fiscal ou monetária, mas sim por limitações de inflexibilidade da estrutura econômica (Sunkel, 1958).

O reajuste de preço deriva, portanto, da incapacidade de determinados setores produtivos em atender a modificação da demanda devido ao funcionamento inadequado do sistema de preços e à restrita mobilidade de recursos.

Sunkel (1958) exemplifica o estrangulamento da oferta agrícola como uma das causas básicas da inflação. Neste caso, o aumento da demanda por produtos

agrícolas (devido ao crescimento populacional, migração rural-urbana ou mudança do perfil de consumo), associado a um crescimento limitado da oferta geraria uma pressão para reajuste de preços. O desequilíbrio entre a oferta e demanda agrícola resultaria na elevação dos preços agrícolas, afetando o nível geral de preços. Os setores oligopolizados ajustariam naturalmente seus preços para cima, uma vez que fixam seus preços com base em um *mark-up* fixo sobre os custos variáveis (Sunkel, 1958).

A teoria estruturalista também trata o desequilíbrio da balança de pagamentos como um fator estrutural na definição da inflação. No evento de uma queda das exportações, dado por um choque de preços agrícolas, por exemplo, e um aumento das importações, o resultado seria um déficit da balança comercial. O reequilíbrio do setor externo requer que o preço dos produtos importados se eleve em relação aos preços dos produtos locais. Este resultado é obtido através da desvalorização cambial, que por consequência afeta a estrutura do nível de preços dos produtos importados (Sunkel, 1958).

Para o estruturalistas existem também fatores cumulativos que afetam o nível de preços, como a formação de expectativas dos agentes e a evolução da produtividade do capital.

É importante também citar aqui o conflito distributivo entre salário e lucros. Se por um lado, os trabalhadores influenciam o nível de salários nominal, de outro, os empresários determinam os preços, de modo a garantir uma rentabilidade mínima desejada. Portanto, a inflação será aquela que for necessária para acomodar tais tensões entre empresários e trabalhadores. O conflito distributivo permeia então todo o debate sobre a inercialidade do processo inflacionário. Os trabalhadores buscarão um aumento de salários, dado a inflação passada e a expectativa de preços futuro; e os empresários buscarão o aumento dos preços, dado o aumento do custo dos salários (Bacha & Lopes, 1983).

Com base no modelo de inflação estruturalista desenvolvido por Modiglianni & Schioppa (1978), e inserindo ambos efeitos do preço de *commodities* e do câmbio ao modelo, temos:

$$P_t = h (1+\lambda) w_t b + (1-h) P_{t-1} \quad (\text{I) Original}$$

$$P_t = h (1+\lambda) [w_t b + P_c c + \epsilon P_i m] + (1-h) P_{t-1} \quad (\text{II) Modificada}$$

Onde h é a fração do custo unitário que é repassado aos preços a partir de uma taxa de *mark-up* $(1+\lambda)$. O custo unitário deste modelo é dado pelo $W_t b$ (com W_t a taxa nominal de salários e “ b ” o inverso da produtividade do trabalho (L/Y)); $P_c C$ (P_c é o nível de preço das *commodities* e “ c ” é participação das *commodities* no produto (C/Y)); $\epsilon P_i m$ (P_i é o nível de preços dos produtos importados em moeda estrangeira, ϵ é a taxa de câmbio e “ m ” é participação dos produtos importados no produto (M/Y)). $(1-h)$ é o nível de repasse da inflação passada para o nível de preços atual.

Neste modelo:

$\epsilon'(P_c) < 0$ se esta economia tiver uma balança comercial de *commodities* superavitária, pois um aumento do preço das *commodities* irá favorecer a balança de pagamentos e gerar uma pressão de valorização do câmbio local (redução de ϵ).

$\epsilon'(P_c) > 0$ se esta economia tiver uma balança comercial de *commodities* deficitária, pois um aumento do preço das *commodities* irá prejudicar a balança de pagamentos e gerar uma pressão de desvalorização do câmbio local (aumento de ϵ).

$$h > 0 ; \lambda > 0 ; P_i > 0 ; m > 0 ; c > 0$$

Os salários neste modelo são indexados entre períodos de acordo com a seguinte regra:

$$w_t = \varpi P_{t-1} \quad (\text{III})$$

Onde ϖ é o salário real instantâneo mais alto recebido pelos trabalhadores (o salário real é reduzido à medida que os preços sobem até a o próximo reajuste). Sendo assim, substituindo (II) em (III), a taxa de inflação desta economia será dada por:

$$\pi_t = (P_t - P_{t-1}) / P_{t-1}$$

$$\pi_t = (P_t / P_{t-1}) - 1$$

$$\pi_t = h(1+\lambda) \{ \omega b - 1 + [(P_c c + \epsilon P_i m) / P_{t-1}] \}$$

Sendo π_t a taxa de inflação no período t . Percebe-se que o nível de preços das *commodities* (P_c) terá um efeito direto positivo sobre a taxa de inflação. No entanto, se esta economia é exportadora de *commodities*, o aumento do nível de preços das *commodities* inverterá o sinal de ϵ , tornando o parâmetro $\epsilon P_i m$ negativo, e gerando uma pressão deflacionária. A estimação do resultado líquido deste efeito será o objetivo deste trabalho.

2.1.2 EFEITO DO PREÇO DAS *COMMODITIES* SOBRE A INFLAÇÃO

A referência teórica da influência do preço das *commodities* sobre a inflação se intensificou a partir de estudos sobre o impacto do choque de petróleo nas economias, principalmente desenvolvidas. Há consenso entre os estudos realizados de que o nível deste efeito diminuiu ao longo das últimas quatro décadas. No entanto, não há um consenso das causas que motivaram esta redução, variando entre explicações microeconômicas e macroeconômicas.

Blanchard & Gali (2007) estudam a diferença do impacto do choque de petróleo sobre a inflação americana entre as décadas de setenta e noventa. Segundo os autores, o efeito do preço das *commodities* sobre a inflação americana foi menor durante a década de noventa do que na década de setenta devido a menor rigidez de salários reais, a maior eficiência dos bancos centrais no controle da inflação via implantação do regime de metas inflacionárias e a redução da participação da energia na economia; agora mais focada em serviços. O autor cria um modelo (utilizando VAR) para avaliar o impacto do preço do petróleo (antes 1983 Vs Pós 1983) sobre o produto, inflação e salários. A volatilidade do produto, salário e inflação causada pelo choque do petróleo foi reduzida em 44%, 12% e 16% respectivamente entre os dois períodos comparados.

Bernanke et al. (1997) também descreve a mudança dos efeitos da variação de preços das *commodities* sobre a economia. O autor ressalta que a maior e mais rápida atuação da política monetária no combate à inflação (uso de sistemas de metas de inflação) reduziu a influência do repasse de uma alta do preço das *commodities* sobre a economia. O autor cita que o aumento do preço de petróleo na

década de setenta não foi o único causador de toda turbulência da crise do petróleo. A contração da política monetária e a alta do preço de outras *commodities* neste período também causaram e intensificaram os eventos futuros. O autor conclui que quanto mais ativa a participação da política monetária para conter a inflação, menor será o efeito do preço das *commodities* para inflação.

No entanto, existem também fatores microeconômicos que podem estar associados a queda do impacto do preço das *commodities* para a inflação. Chen (2008) estuda dezenove países industrializados entre a década de 70 e 2000, e conclui que existem diferenças significativas deste efeito entre países. Nesta análise, o impacto das *commodities* sobre a inflação de cada país mostra-se positivamente correlacionado com a participação da energia em sua economia (% do PIB); o que sugere que países com alta intensidade de consumo de energia tendem a ter um efeito mais elevado.

Chen (2008) também faz uma análise intertemporal de cada uma das economias e encontra mudanças nos níveis de repasse dos preços. O autor sugere que a maior abertura comercial das economias nas últimas décadas contribuiu para queda deste efeito. Segundo o autor, economias mais abertas estimulam o fluxo de produtos de economias menos desenvolvidas para as industrializadas, reduzindo o efeito do aumento do preço do petróleo sobre a inflação.

De Gregorio & Neilson (2007) também citam a redução da dependência energética como um fator para redução do impacto das *commodities* sobre a inflação. A intensidade energética (consumo de energia / PIB) caiu 41% de 1973 para 1999. LeBlanc & Chinn (2004) estudam a diferença deste efeito entre as economias europeias, japonesa e americana e sugere que o maior nível de repasse de preço *commodities* para inflação na Europa se deve ao menor nível de competição no continente e ao maior poder de seus sindicatos. Quanto maior for a força dos sindicatos, maior será o reajuste de salários dado um aumento do preço de *commodities*, e conseqüentemente maior será este impacto.

No Brasil, o coeficiente de repasse do preço das *commodities* para o IPCA foi estimado por Araújo & Modenesi (2010) e mostra um nível de impacto de 0,11%. Ou

seja, um aumento de 10% no preço das *commodities* implicaria em um aumento de 0,11% no IPCA, após um período acumulado de 12 meses.

Portanto, embora haja divergências quanto às causas que levaram a redução do impacto do preço das *commodities* para inflação, há ao menos consenso de que o nível de repasse diminuiu nos últimos quarenta anos.

2.1.3 EFEITO DO CÂMBIO SOBRE A INFLAÇÃO

Uma segunda relação a ser estudada é o *pass-through* do câmbio sobre a inflação. A relação esperada é que uma depreciação do câmbio local contribuirá para um aumento dos preços dos produtos e insumos importados, que consequentemente serão repassados para o consumidor final.

Barbosa (2008) faz uma análise entre 1999 e 2006 e argumenta que o câmbio possui uma influência significativa sobre o nível de preços no Brasil. Dentre os oitos anos analisados, a inflação ficou dentro da meta inflacionária em cinco períodos (anos de 1999, 2000, 2004, 2005 e 2006). Excluindo o ano de 1999, todos os quatro períodos restantes foram anos de apreciação cambial nominal; o que foi fator determinante para o alcance da meta. Lembrando que em 1999, a meta inflacionária foi definida no mês de Junho, quando já se tinha a inflação real de metade do ano. Tanto em 2001 como em 2002, quando a meta de inflação não foi alcançada, o cambio nominal foi depreciado. Ou seja, Barbosa (2008) mostra que o câmbio tem sido de fato uma variável importante no sucesso da implantação de uma política de metas de inflação.

Ainda no Brasil, Belaisch (2003) e Minella & al (2003) calcularam o coeficiente de repasse do câmbio para o IPCA sendo respectivamente 1,7% e 1,15%. Ou seja, uma desvalorização de 10% do câmbio implicaria um aumento de cerca de 1,15% a 1,7% no IPCA ao fim de 12 meses.

Inicialmente, a literatura se baseou em fatores microeconômicos, como a estrutura de mercado e a elasticidade da demanda, para explicar as variações dos níveis de *pass-through*.

Feinberg (1986, 1989) conclui que o *pass-through* do cambio sobre os preços depende do nível de competição da indústria e do nível de penetração de produtos importados nesta mesma indústria. Mercados com baixo nível de competição e com alto grau de importação possuem em sua análise um maior nível de *pass-through*. Engel & Rogers (1998) confirmam esta hipótese em nível setorial e de produto.

A análise do *pass-through* entre os diferentes elos da cadeia de suprimentos também se mostra importante. McCarthy (2000) em seu estudo escolhe nove economias desenvolvidas e analisa o nível de repasse de preços via cambio em três partes da cadeia de distribuição: Importação, produção e consumo. O autor chega a conclusão que o nível de *pass-through* perde força ao longo da cadeia. Ou seja, uma variação no cambio, influencia mais os preços de importação do que os preços ao consumidor.

Outra visão bastante estudada para análise de níveis de *pass-through* leva em consideração fatores macroeconômicos. Esta visão considera que o *pass-through* do cambio para os preços decrescem como resultado de um ambiente de baixa inflação por duas razões. A primeira é que como as firmas precificam seus produtos com antecedência, seus preços respondem mais rapidamente a um aumento de custo quanto maior for a persistência deste aumento. Um ambiente de altas taxas de inflação tende a ter custos mais persistentes, e conseqüentemente aumenta-se o nível de *pass-through*. A segunda razão é que a credibilidade do banco central em manter um baixo nível de inflação, faz com que as firmas fiquem menos propensas a repassar um aumento de custo para os preços finais; pois estas acreditam que banco central terá sucesso na estabilização da inflação. A conclusão é que a ênfase da autoridade monetária em controlar a inflação é um fator determinante para diminuição do *pass-through* (Taylor, 2000) (Gagnon & Ihrig, 2004).

A literatura também indica a possibilidade de que o nível de repasse do cambio para os preços dependa da própria direção e da variação do câmbio. Em primeiro lugar, trabalhos empíricos têm documentado assimetria no repasse dependendo da direção da variação do câmbio (Olivei, 2002) (Gil-Pareja, 2000). Em segundo lugar, estudos como Ohno (1989) e Pollard & Coughlin (2004) apontam para a possibilidade de assimetria baseada no montante da variação da taxa de câmbio.

No Brasil, Minella & Correa (2005) também analisam a presença de mecanismos não lineares de repasse de cambio para inflação. Os autores chegam a conclusão que na economia brasileira, o nível de *pass-through* é maior durante períodos de expansão econômica, de depreciação do câmbio e de baixa volatilidade do câmbio. Alguns estudos brasileiros — incluindo Goldfajn & Werlang (2000), Carneiro, Monteiro & Wu (2002) — também analisam a possibilidade de que o percentual de repasse da variação cambial para a inflação seja afetado pelo ciclo econômico. A ideia é que quanto menor a demanda interna, menor o espaço para o reajuste de preços.

Embora haja consenso na literatura de que o nível de *pass-through* do cambio para inflação tenha caído nas últimas décadas, as reais causas que explicam essa mudança variam entre explicações micro e macroeconômicas. Nas explicações microeconômicas, estas variam entre a competitividade do mercado e a participação da importação na economia. Ao passo que as causas macroeconômicas são relacionadas ao nível de inflação, a direção e volatilidade cambial e ao ciclo econômico. No entanto, mesmo com a queda do nível de *pass-through* é importante ressaltar que o câmbio ainda é um fator relevante nas variações dos índices de preços.

2.2 EFEITO DAS *COMMODITIES* SOBRE O CÂMBIO

Conforme visto na seção anterior, tanto o câmbio como o preço das *commodities* são fatores que determinam a variação do nível de preços de uma economia, segundo a teoria estruturalista. No entanto, existe uma interdependência entre a variável cambio e o preço de *commodities* que deve ser analisada. Para uma economia exportadora de *commodities*, como o caso do Brasil, é esperado que um aumento das cotações das *commodities* no mercado internacional gere uma pressão de apreciação cambial devido a maior entrada de capital nesta economia. Assim, se por um lado o aumento do preço das *commodities* favorece a inflação, este mesmo aumento gera uma pressão de apreciação da moeda local, que pressionará para uma baixa do nível de preços.

Entender o efeito do preço das *commodities* sobre o cambio deve ser uma tarefa bastante importante para os países exportadores de *commodities*, conforme estes liberalizam o fluxo de capitais, e adotam políticas cambiais flutuantes. O entendimento do movimento cambial auxiliará a autoridade monetária na previsão e condução de políticas de controle de inflação.

O efeito do preço das *commodities* para o câmbio pode ser analisado sob duas óticas. A primeira é dada pela variação do fluxo cambial líquido, reflexo das relações comerciais entre o Brasil e outras economias. Como o Brasil apresenta um volume de exportação agrícola bastante superior ao volume de importação, um dado aumento dos preços de *commodities* favorece positivamente o saldo da balança comercial, e gera uma pressão de apreciação do cambio. A segunda ótica ocorre pela especulação financeira, via mercado interbancário e de derivativos (Rossi, 2011).

A variação do fluxo cambial líquido é resultado da interação entre a oferta e demanda por divisas correntes das relações comerciais e financeiras da economia brasileira com o exterior. Dado um aumento do preço das *commodities*, aumenta-se naturalmente o valor de exportações o que favorece o saldo da balança comercial, gerando uma pressão de apreciação do cambio local (Rossi, 2011).

Além disso, um aumento do preço das *commodities* favorece o resultado dos exportadores agrícolas atraindo assim mais investimentos à suas operações, por exemplo, via emissão de títulos de dívida. Este movimento influencia a variação de cambio líquido, o que tende a apreciar o câmbio local. Para as empresas de capital aberto que exportam *commodities* agrícolas, um aumento do preço de *commodities* poderá aumentar o fluxo financeiro de compra destas ações, valorizando o cambio local.

No entanto, segundo Rossi (2011) o canal interbancário e mercado de derivativos, apesar de não envolver fluxos efetivos de divisas também possui um papel significativo na variação cambial.

De acordo com Rossi (2011), no movimento interbancário, a vontade dos bancos ou de outros agentes em manter ou variar sua posição cambial tem poder de influência

na taxa de cambio. Podem ocorrer situações onde a entrada líquida de dólares aumenta, mas o real se deprecia já que os bancos querem aumentar sua posição comprada de dólares. No mercado interbancário, os bancos comerciais irão aquecer a oferta e demanda por dólares de acordo com suas expectativas e/ou posições.

Assim, tendo em vista uma alta do preço das *commodities*, e como consequência uma apreciação do cambio local, estes agentes podem antecipar uma apreciação cambial e vender dólares. Portanto, a troca de posição entre bancos e/ou outros agentes, que implica na negociação dos estoques de divisas, e não no fluxo de divisas tem impacto importante na formação da taxa de câmbio brasileira.

No mercado de derivativos, um aumento do preço das *commodities* farão os agentes especuladores comprar contratos futuros de real, na expectativa de apreciação da moeda brasileira. A apreciação da taxa de cambio no mercado futuro gera uma oportunidade de arbitragem com diferencial de taxa de juros, que tende a diminuir o spread entre a taxa de câmbio futura e a do mercado vista. Portanto, movimentos especulativos movimentam a taxa de cambio futura, que em consequência influenciam a taxa de cambio no mercado a vista (Rossi, 2010). O trabalho de Ventura & Garcia (2009) conclui que a cotação da taxa de câmbio se forma primeiro no mercado futuro, sendo então transmitida por arbitragem para o mercado à vista.

Clements & Fry (2006) apresentam os conceitos sobre moeda *commodity*. Segundo o autor, o conceito de moeda *commodity* ocorre quando a taxa de câmbio de um país exportador de *commodities* se altera devido a variações (choques aleatórios) nos preços das *commodities*. O aumento de preços da *commodity* gera uma apreciação do cambio no país exportador. Nestas economias o impacto do aumento do preço desta *commodity* sobre a inflação é menor do que no restante do mundo, pois o cambio apreciado cria um desincentivo para exportação, além de reduzir o preço dos produtos importados. O autor cita a Austrália, África do Sul, Nova Zelândia e Canadá como países com “moedas *commodities*”. Chen & Rogoff (2003) também analisam as moedas da Nova Zelândia, Austrália e Canadá, onde as *commodities* representam 50%, 60% e 25% de suas exportações respectivamente. O autor encontra uma elasticidade câmbio-preço de *commodities* para a Nova Zelândia, Austrália e Canadá de 1,10, 0,81 e 0,21 respectivamente.

Outro estudo realizado com cinquenta e oito países exportadores de *commodities* conclui que cerca de um terço destes também possuem uma moeda *commodity*. O estudo afirma que a teoria da paridade de poder de compra (PPC) não é um bom modelo para explicar variações na taxa de cambio destas “moedas *commodities*” uma vez que elas são afetadas por choques reais. Segundo a PPC existe um nível de equilíbrio constante pelo qual as taxas de cambio se convergem, de forma que moedas estrangeiras devem possuir o mesmo poder de compra que a moeda local (Cashin et al., 2004).

A literatura tem comprovado que nos países cujas economias são altamente dependentes da exportação de *commodities* e que adotam um regime de cambio flutuante, suas moedas se movimentam inversamente ao nível de preço das *commodities*. Embora não haja estudos que comprovem que o real apresente tais características, pode-se perceber uma alta correlação entre os movimentos da taxa de cambio brasileira e o nível preço das *commodities*. Esta relação pode ser vista, conforme o gráfico 1 abaixo.

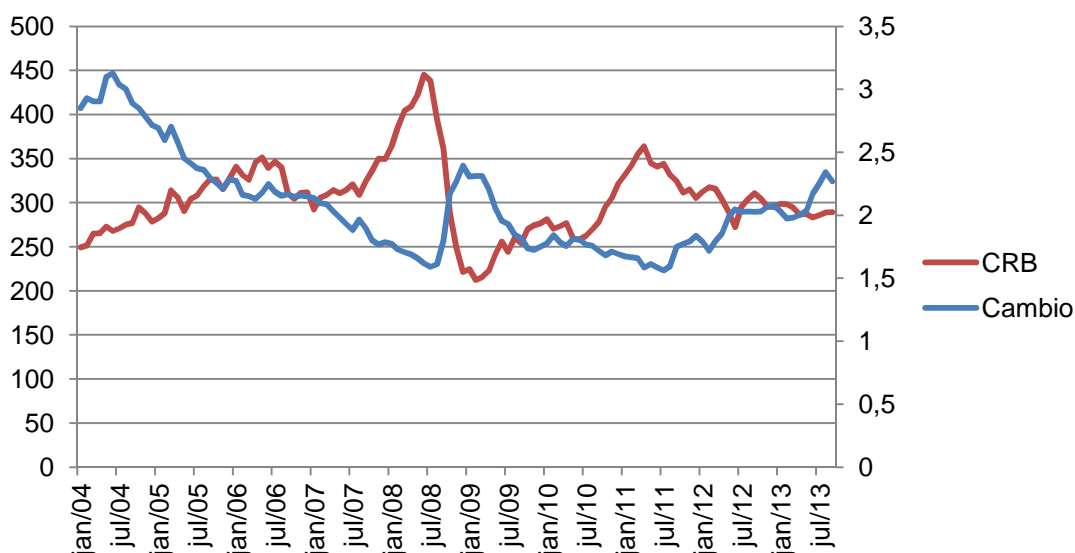


Gráfico 1 - Relação Preço *Commodities* Vs Câmbio Nominal

Fonte: Elaborado pelo autor com utilização da base de dados do Banco Central do Brasil e da Reuters Jefferies.

Assim, os países que tem a exportação de *commodities* como elemento chave de sua economia, possuem maior propensão a ter moedas *commodities*. O efeito do preço das *commodities* para o câmbio ocorre então de maneira direta, via variação

do fluxo de cambio líquido, e de maneira indireta via expectativa do mercado especulativo.

3 METODOLOGIA

A análise empírica deste trabalho consiste em testar se de fato a influência do preço das *commodities* sobre o câmbio é relevante, de forma a conter parte do impacto de um aumento dos preços das *commodities* sobre a inflação. Nesse sentido, foi estimado um modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR's) para se analisar o efeito líquido de um choque de preço das *commodities* sobre a inflação.

A metodologia VAR foi apresentada por Sims (1986). Nesse artigo, o autor critica os critérios de parametrização de modelos de equações simultâneas e apresenta um procedimento alternativo, que chamou de Vetores Auto-Regressivos, livre de algumas restrições de identificação presentes nos modelos tradicionais. Desde então, a metodologia VAR vem sendo aprimorada e passou a ser bastante utilizada na literatura econômica, inclusive no Brasil.

A principal característica da formulação básica da metodologia VAR é o tratamento simétrico a todas variáveis, sem a imposição prévia de relação de causalidade entre elas. A possibilidade de se estimar um modelo sem imposição de um formato específico é uma grande virtude da metodologia VAR, na medida em que permite uma representação econômica isenta de restrições teóricas provenientes de diferentes linhas de pensamento, concentrando-se nas características intrínsecas aos dados (Enders, 2004).

Os modelos VAR em sua forma estrutural (ou primitiva) podem ser representados com a seguinte notação matricial:

$$A_0 Z_t = k + \sum_{i=1}^p A_i Z_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + u_t$$

Onde Z_t o vetor com as variáveis definidas como endógenas, X_t é o vetor define as variáveis exógenas, e A_0 A_i e ϕ_i são as matrizes com os coeficientes da forma não reduzida do modelo, k é o vetor com as constantes, p é o número de defasagens e u_t é o vetor ruído branco.

Para se determinar as equações a serem estimadas, multiplicam-se os dois lados da equação anterior por A_0^{-1} , obtendo-se então a forma reduzida:

$$Z_t = c + \sum_{i=1}^p B_i Z_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_i X_{t-i} + \epsilon_t$$

Onde:

$$c = A_0^{-1}k,$$

$$B_i = A_0^{-1}A_i$$

$$\varphi_i = A_0^{-1}\phi_i$$

$$\epsilon_t = A_0^{-1}u_t$$

A estimação de um modelo VAR é feita individualmente para cada equação resultante da forma reduzida e normalmente utiliza-se o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Um inconveniente na estimação de Vetores Auto-Regressivos é o grande número de parâmetros, problema que se torna importante em estudos com pequenas amostras. No presente estudo, as amostras contaram com um total de cento e doze observações.

3.1 AMOSTRAS E DADOS

Foram utilizados dados mensais contemplando o período de Janeiro de 2004 à Abril de 2013. O início da amostra foi escolhido a partir de 2004, pois este foi o período em que a correlação entre as séries de preço de *commodities* e câmbio se tornaram mais significativas. As variáveis utilizadas nas estimações do modelo VAR seguem abaixo.

3.1.1 VARIÁVEIS ENDÓGENAS

- **Preço das *commodities*:** Média Mensal das cotações diárias do índice *Commodity Research Bureau* (CRB), divulgado pelo *Reuters Jefferies*. A participação individual de cada uma das *commodities* consideradas no índice encontra-se na Tabela 7 (Anexo A, Tabela 7).

- **Taxa de Câmbio:** Média mensal da taxa nominal livre de câmbio dólar americano (venda), divulgado pelo Banco Central do Brasil (série 7806 em <http://www.bcb.gov.br/?seriestemp>);

- **Índice de preços:** Índice de Preços ao Consumidor – Amplo (IPCA), divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

O CRB foi o índice de preço de *commodities* escolhido, pois foi o indicador que melhor retrata o perfil das exportações de *commodities* do Brasil. O *Goldman Sachs Commodity Index* (GSCI) possui em sua composição 49% de produtos relacionados a petróleo e ou gás natural; sendo que no Brasil as *commodities* de energia representam somente 5,35% do valor exportado em 2013 (MDCI). O índice de *commodities* do Banco Central (IC-Br), divulgado pelo Banco Central é um índice calculado em reais, e portanto não é adequado para análise pois o objetivo da mesma é de avaliar o impacto de um preço (de *commodities*) em outro (preço da moeda brasileira) medidos na mesma unidade de conta (dólar). O índice de preço de *commodities* divulgado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), embora seja em dólar, parou de ser publicado em Maio de 2012; e não foi considerado por falta de dados.

Importante notar que embora a cotação do preço das *commodities* seja determinada pela oferta e demanda global, considerá-los endógenos em modelos que representem a economia brasileira está em linha com os resultados de Clemens & Fry (2006), que sugerem uma influência do câmbio de países exportadores de *commodities* sobre as cotações das *commodities*. Além do mais, conforme será visto no capítulo de análise dos resultados, o preço das *commodities* não é afetado pelas variáveis endógenas. Ou seja, tratá-lo como endógeno não irá influenciar o resultado final da análise.

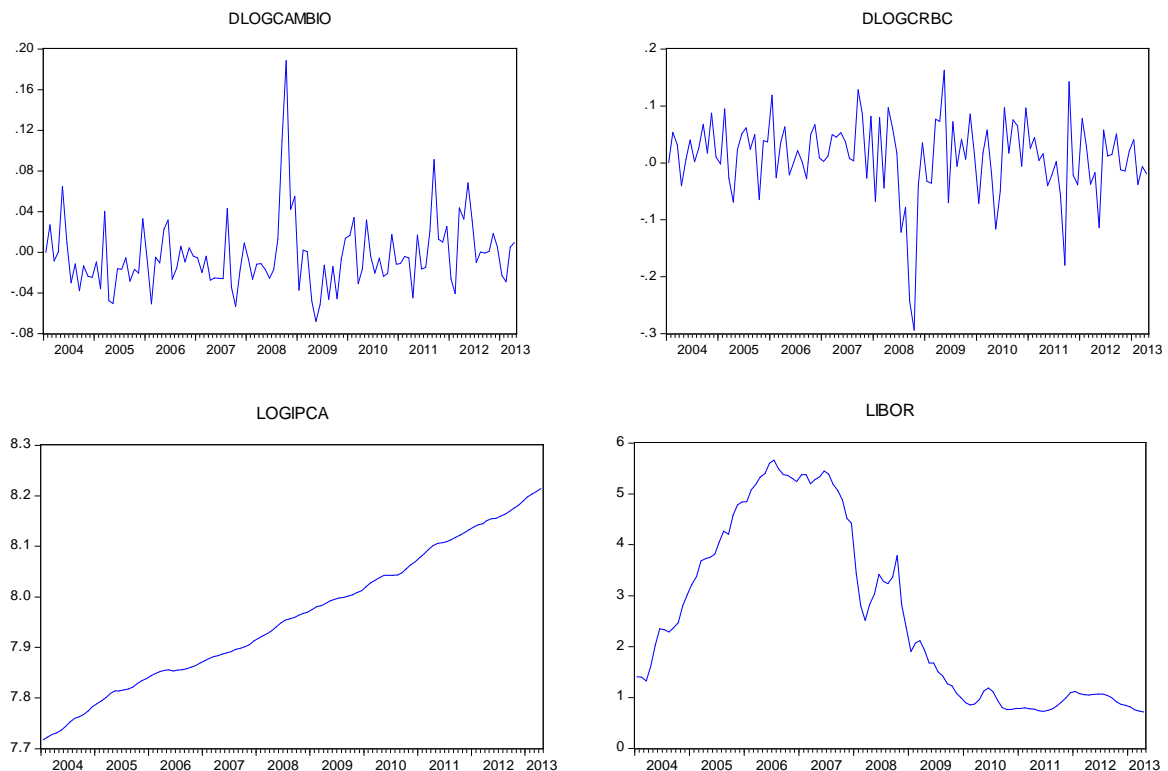
3.1.2 VARIÁVEIS EXÓGENAS

- **Taxa de Juros:** Média mensal das cotações diárias da taxa de juros (% ao ano) libor em dólares americanos, divulgada pelo *British Bankers' Association* (BBA);

- **Salário:** Rendimento médio nominal habitual do trabalho principal, divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), via Pesquisa Mensal de Emprego;
- **Utilização da capacidade instalada:** índice dessazonalizado de utilização da capacidade instalada na indústria, divulgado pela Confederação Nacional da Indústria (CNI);
- **Índice de volatilidade:** *Volatility Index (VIX)* – Medida de volatilidade nos mercados financeiros internacionais, divulgada pela *Chicago Board Options Exchange (CBOE)*.

3.2 MÉTODO ECONOMETRICO

As variáveis em nível foram transformadas em logaritmos para facilitar a interpretação dos resultados, dado o objetivo de obter a elasticidade entre elas. A única exceção foi a taxa de juros *libor* que foi analisada em nível. O gráfico 2 mostra as sete séries descritas em logaritmo.



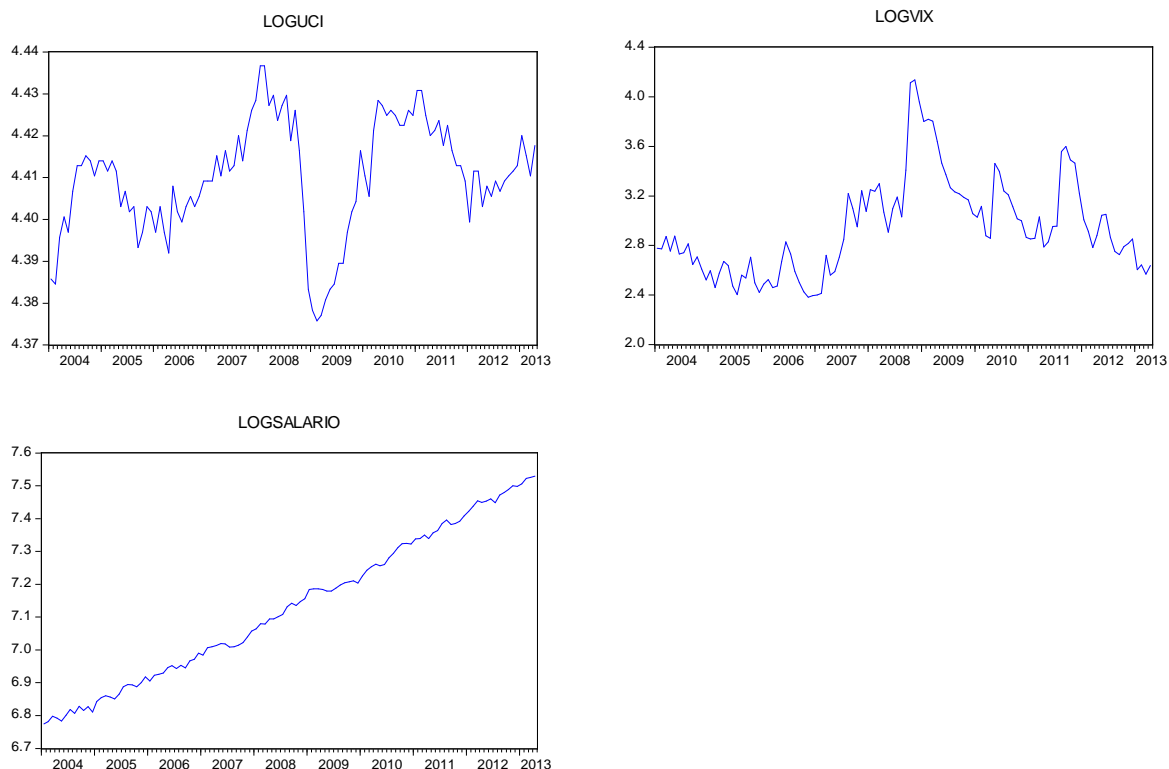


Gráfico 2 – Séries Mensais

Fonte: Elaborado pelo autor com utilização da base de dados descritos em 3.1.1 e 3.1.2

As séries foram então analisadas para se verificar a presença de raiz unitária. Utilizou-se os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillip-Perron (PP) na análise de estacionariedade. Todas as variáveis não rejeitaram a hipótese nula de presença de raiz unitária, conforme mostra a tabela 1.

Tabela 1 – Testes de Raiz Unitária (p-valor das estatísticas ADF e PP)

	Sem Intercepto		Com Intercepto	
	ADF	PP	ADF	PP
Logcrb	0,967	0,939	0,201	0,216
Logcambio	0,196	0,212	0,154	0,281
Log IPCA – Nível	1,000	1,000	0,983	0,981
Taxa Juros (%)	0,445	0,451	0,804	0,814
logUci	0,823	0,816	0,074	0,040
logVix	0,549	0,562	0,191	0,172
logSalario	1,000	1,000	0,982	1,000

Nota:

ADF: teste de Dickey-Fuller Aumentado

PP: teste de Phillips-Perron

Em seguida tirou-se a primeira diferença de todas as séries, com exceção do índice de preço. Para o índice de preços, foi utilizada a variação percentual em relação ao mês anterior. Nesta análise, em primeira diferença, os testes rejeitaram a presença de raiz unitária para todas as variáveis, confirmando a estacionariedade das variáveis, conforme mostra a tabela 2.

Tabela 2 – Testes de Raiz Unitária da primeira diferença (p-valor das estatísticas ADF e PP)

	Sem Intercepto		Com Intercepto	
	ADF	PP	ADF	PP
Dlogcrb	0,000	0,000	0,000	0,000
Dlogcambio	0,000	0,000	0,000	0,000
Índice Preços IPCA - Inflação %	0,036	0,087	0,000	0,000
dTaxaJuros	0,000	0,000	0,000	0,000
dlogUci	0,000	0,000	0,000	0,000
dlogVix	0,000	0,000	0,000	0,000
dlogSalario	0,101	0,000	0,000	0,000

Nota:

ADF: teste de Dickey-Fuller Aumentado

PP: teste de Phillips-Perron

Em relação ao número de defasagens, a maioria dos estudos utiliza a parcimônia, combinando os resultados de testes estatísticos com os princípios da teoria econômica, tendo em mente que quanto maior for o número de defasagens, menores serão os graus de liberdade da estimação. Para o presente estudo, optou-se pela utilização simultânea dos critérios de seleção LR (Razão de Verossimilhança), FPE (Erro de Predição), AIC (Akaike), SC (Schawtz) e HQ (Hannan-Quinn). A escolha das defasagens foi condicionada à ausência de autocorrelação dos resíduos, verificada por meio da estatística LM do teste de Breusch-Godfrey.

Conforme a tabela 3, os critérios de seleção indicam uma, duas ou cinco defasagens. Optou-se pelo modelo com 2 defasagens.

Tabela 3 – Critérios de Seleção de Defasagem

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	393.9549	NA	1.37e-07	-7.287594	-6.906192	-7.133077
1	443.4492	91.37409	6.31e-08	-8.066331	-7.456087*	-7.819103*
2	453.4279	17.84643	6.20e-08*	-8.085151*	-7.246066	-7.745213
3	459.6567	10.78076	6.55e-08	-8.031860	-6.963933	-7.599212
4	467.1198	12.48622	6.78e-08	-8.002303	-6.705535	-7.476944
5	479.3303	19.72463*	6.41e-08	-8.064043	-6.538433	-7.445974
6	481.1260	2.797255	7.42e-08	-7.925500	-6.171049	-7.214720
7	487.9478	10.23273	7.81e-08	-7.883612	-5.900319	-7.080122
8	491.9626	5.790456	8.71e-08	-7.787741	-5.575607	-6.891541

Em seguida foi analisado a presença de autocorrelação dos resíduos, por meio da estatística LM do teste de Breusch-Godfrey. O resultado do teste não acusou a existência de autocorrelação dos resíduos para o modelo com duas defasagens, conforme a tabela 4.

Tabela 4 – Teste de Autocorrelação (p-valor da estatística LM na defasagem 2)

Lags	Prob
1	0.3380
2	0.7430
3	0.3434
4	0.1813
5	0.1940

Ho: Ausência de autocorrelação na defasagem 2

Obs.: P-valor elevado indica aceitação da hipótese nula de ausência de autocorrelação.

Em seguida, as variáveis exógenas do modelo foram defasadas visando capturar os efeitos destas sobre as variáveis endógenas. As variáveis índice de volatilidade e taxa de juros (*libor*) foram utilizadas sem defasagens, uma vez que a resposta do câmbio a estas variáveis ocorre de forma quase que instantânea. A variável de utilização de capacidade instalada foi utilizada com duas defasagens, uma vez que este foi o número de defasagens que apresentou maior impacto estatístico sobre a variável inflação. E por ultimo, a variável de salário foi utilizada com uma defasagem,

uma vez que este número de defasagem apresentou o maior impacto sobre o nível de preços.

Foram analisadas então as raízes do polinômio formado na construção do VAR. O gráfico 3 mostra o inverso (λ^{-1}) dessas raízes, que portanto devem estar dentro do círculo unitário. Como se pode observar todas as raízes estão dentro do círculo unitário, validando o modelo.

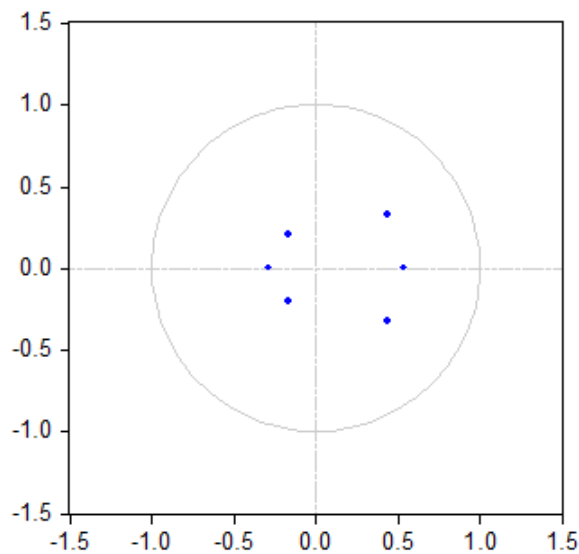


Gráfico 3: Inverso das raízes unitária do polinômio.

Por último foi analisado um teste para verificar a normalidade dos resíduos do modelo. Neste teste a hipótese nula é que há normalidade dos resíduos. Como se pode observar na tabela 5, os testes comprovam a validade do modelo.

Tabela 5 – Teste de Normalidade dos resíduos (continua)

Compon.	Assimetria	Chi-sq	Prob.
1	0.203593	0.838422	0.3598
2	-0.376273	2.756443	0.0969
3	-0.354136	2.456246	0.1171
Conjunto		6.051110	0.1091

Tabela 5 – Teste de Normalidade dos resíduos (conclusão)

Compon.	Curtose	Chi-sq	Prob.
1	3.201748	0.565604	0.4520
2	3.348337	0.257022	0.6122
3	3.426878	0.607588	0.4357
Conjunto		1.430214	0.6985

Compon.	Jarque-Bera	Prob.
1	1.404025	0.4956
2	3.013465	0.2216
3	3.063834	0.2161
Conjunto	7.481324	0.2786

Em seguida, serão analisados os resultados do modelo descrito acima, assim como interpretações dos resultados obtidos.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Este capítulo mostrará e analisará os resultados obtidos com o modelo econométrico definido no capítulo 3. A tabela 6 mostra a relação entre cada uma das variáveis definidas no modelo. Como pode ser observado, existe um efeito negativo entre a variável preço das *commodities*, considerando a diferença de seu log, e a variável câmbio; o que era esperado conforme gráfico 1.

A relação entre o câmbio, considerando a diferença de seu log, e a inflação mostra-se positiva e significativa nos dois primeiros meses, o que também era esperado, dado que uma desvalorização cambial gera pressões inflacionárias. E por último percebe-se também uma relação positiva entre o preço das *commodities* e a inflação, o que é esperado dado pelo aumento dos custos dos insumos às empresas. Importante notar que o modelo encontra um alta influência das taxas de inflação anteriores à inflação atual.

Tabela 6 – Tabela de Resultados do modelo VAR (continua)

	DLOGCAMBIO	DLOGCRBC	PERCIPCA
DLOGCAMBIO(-1)	0.075685 (0.09997) [0.75711]	-0.031160 (0.22186) [-0.14044]	2.10269*** (0.66749) [3.15014]
DLOGCAMBIO(-2)	0.022412 (0.09055) [0.24751]	-0.049149 (0.20097) [-0.24456]	1.128033** (0.60462) [1.86567]
DLOGCRBC(-1)	-0.201070*** (0.04489) [-4.47887]	0.089993 (0.09964) [0.90322]	0.930407*** (0.29976) [3.10384]
DLOGCRBC(-2)	-0.089060* (0.04916) [-1.81160]	0.099605 (0.10911) [0.91290]	1.020042*** (0.32826) [3.10743]
PERCIPCA(-1)	-0.001417 (0.01369) [-0.10351]	-0.014069 (0.03039) [-0.46290]	0.621876*** (0.09144) [6.80091]
PERCIPCA(-2)	-0.009123	-0.014293	-0.057380

Tabela 6 – Tabela de Resultados do modelo VAR (conclusão)

	(0.01364) [-0.66865]	(0.03028) [-0.47199]	(0.09110) [-0.62984]
C	0.002891 (0.00617) [0.46884]	0.019319 (0.01368) [1.41182]	0.160520 (0.04117) [3.89922]
DLOGVIX	0.088402*** (0.01499) [5.89785]	-0.238277*** (0.03327) [-7.16270]	-0.005565 (0.10008) [-0.05560]
DLOGUCI(-2)	-0.601788 (0.42091) [-1.42973]	2.168825** (0.93417) [2.32165]	4.414157 (2.81051) [1.57059]
DLOGSALARIO(-1)	0.328716 (0.24267) [1.35460]	0.021093 (0.53858) [0.03916]	3.359868** (1.62034) [2.07356]
DLIBOR	0.031535*** (0.01163) [2.71060]	-0.014377 (0.02582) [-0.55680]	0.099577 (0.07768) [1.28185]
R-2	0.539495	0.403300	0.504041
Adj. R-2	0.492979	0.343028	0.453944
Soma Quad. Resíduos	0.061818	0.304500	2.756145

Nível de significância: * = 10%; ** = 5%; *** = 1%

Para as variáveis exógenas, pode-se observar uma relação positiva e estatisticamente significativa entre o nível de volatilidade do mercado (VIX), na diferença de seu log, e a taxa de câmbio. Ou seja, um aumento do nível de risco do mercado tende a desvalorizar o real.

O índice de utilidade da capacidade industrial e o nível de salários, ambos analisados sob a diferença de seus logs, também mostram uma relação positiva com a inflação. Um baixo hiato do produto e um aumento do nível de salários tende portanto a elevar os preços.

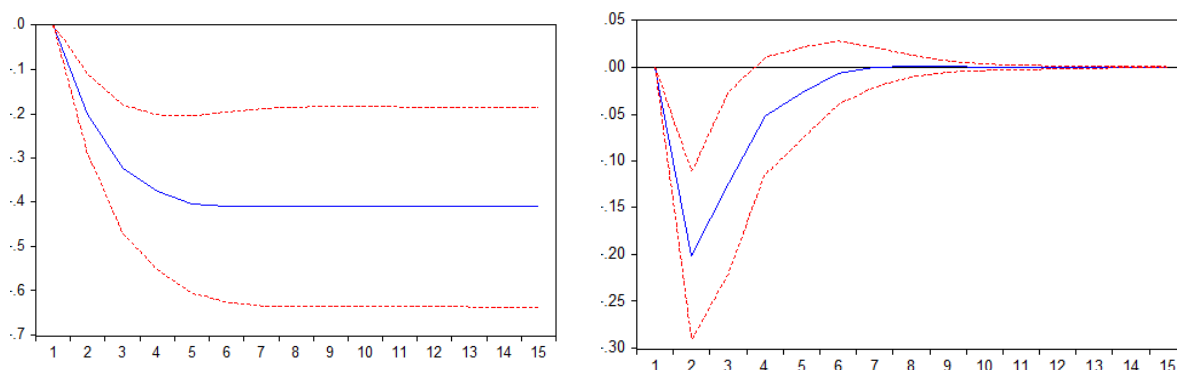
E por ultimo, percebe-se que um efeito positivo entre o diferencial da taxa de juros *libor* e o câmbio. A interpretação é que um aumento da taxa de juros externa irá atrair a saída de capital do Brasil, pressionando uma depreciação cambial.

Em seguida, será analisado o efeito líquido de um choque do preço das *commodities* sobre o índice de preços. Este efeito será analisado com base na resposta das variáveis a um dado impulso aplicado sobre o modelo VAR. De acordo com Enders (2004) para capturar os efeitos contemporâneos dos choques é necessária a recuperação do formato estrutural do modelo, a partir da estimação realizada na forma reduzida.

Na análise de impulso resposta as variáveis foram ordenadas na seguinte ordem: Preço das *commodities*, Taxa de câmbio e Índice de preços.

4.1 IMPACTO DO PREÇO DAS *COMMODITIES* SOBRE O CÂMBIO

Os gráficos 4 e 5 mostram a resposta da taxa de câmbio a uma variação de 1% na taxa de crescimento dos preços internacionais de *commodities*.



**Gráfico 4: Resposta acumulada do câmbio ao choque no preço de *commodities*.
Gráfico 5: Resposta não acumulada do câmbio ao choque no preço de *commodities*.**

Como se pode observar no gráfico 4, um aumento de 1% na taxa de crescimento dos preços internacionais de *commodities* gera uma apreciação acumulada do câmbio local de 0,40% ao longo dos seis primeiros meses. Em termos de elasticidade, um aumento de 10% na cotação das *commodities* aprecia o câmbio em 1,96%. O impacto do preço das *commodities* sobre o câmbio ocorre no curtíssimo

prazo, com maior intensidade no primeiro e no segundo mês conforme gráfico 5. A relação inversa entre as duas variáveis era esperada por duas razões principais.

A primeira é que o aumento do preço das *commodities* intensifica o fluxo de entrada de dólares ao Brasil, seja via canal exportação ou via canal financeiro por meio do aumento dos investimentos. Este aumento do fluxo de entrada de dólares gera uma pressão de apreciação do câmbio local.

A segunda explicação se deve ao aumento do interesse pela moeda local no mercado interbancário e de derivativos. Uma alta do preço das *commodities* gera expectativas de uma apreciação cambial futura, que por sua vez se refletem nos mercados futuros e de derivativos. A diferença entre a taxa de câmbio futura e a do mercado a vista gera então possibilidades de arbitragem com diferenciais de taxas de juros, que por sua vez pressionarão a taxa de câmbio do mercado a vista no sentido de apreciação.

4.2 IMPACTO DO CÂMBIO SOBRE A INFLAÇÃO

A segunda análise trata da resposta da inflação a uma depreciação da taxa de câmbio local. O gráfico 6 e 7 mostra esta relação:

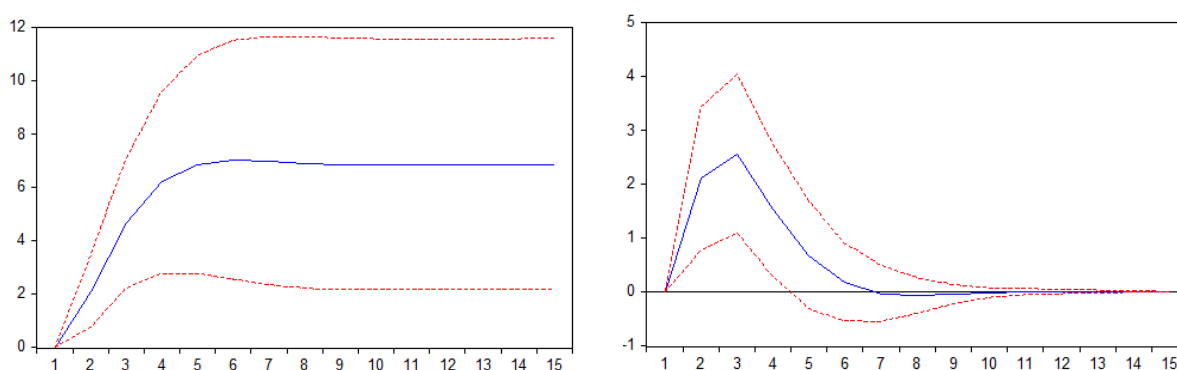


Gráfico 6: Resposta acumulada do IPCA ao choque no câmbio.

Gráfico 7: Resposta não acumulada do IPCA ao choque no câmbio.

A relação esperada é que uma depreciação do câmbio local contribua para um aumento dos preços dos produtos e insumos importados, que consequentemente

serão repassados para o consumidor final. Essa relação foi comprovada pelo modelo.

Conforme mostra o gráfico 7, o impacto do câmbio sobre a inflação ocorre com maior intensidade nos primeiros três meses após o choque cambial, mas se perdurando por cerca de sete meses no total. O modelo estima que um aumento da taxa de crescimento do câmbio (depreciação do câmbio) em 1% implicaria em um aumento acumulado da taxa de inflação de cerca de 6%. É importante mencionar que se trata de um aumento na taxa de crescimento do câmbio, e não do câmbio em si, uma vez que foi utilizada a primeira diferença do logaritmo da série câmbio no modelo. Em termos de elasticidade, uma depreciação de 10% da taxa de câmbio aumenta a inflação em 0,40%.

Com base nos resultados obtidos nas seções 4.1 e 4.2 pode-se concluir que o preço das *commodities* possui uma relação negativa com a inflação, quando analisada sob a ótica cambial. Ou seja, um dado aumento do preço das *commodities*, apreciaria o real, que por sua vez pressionaria a taxa de inflação para baixo. Segundo a análise, o impacto indireto do preço das *commodities* sobre a inflação ocorre com maior intensidade em um período de quatro a sete meses, uma vez que a resposta do preço das *commodities* para o câmbio ocorre de forma mais intensa entre o segundo e o terceiro mês e do câmbio sobre a inflação entre o segundo e o quarto mês.

4.3 IMPACTO DO PREÇO DAS *COMMODITIES* SOBRE A INFLAÇÃO

A última análise trata da resposta do preço das *commodities* sobre a taxa de inflação. Esta relação também pode ser vista sob duas óticas: uma direta e outra indireta. Primeiro, um aumento do preço das *commodities* irá obviamente elevar os preços destes produtos no mercado local. Por exemplo, um aumento do preço de açúcar no mercado internacional irá aumentar o custo das indústrias de alimentos e bebidas que o utilizam como insumo, que consequentemente irão repassar esta alta de preço ao consumidor final. Nesse caso, um aumento do preço das *commodities* cria um movimento inflacionário.

A segunda ótica, por outro lado, é negativa. Conforme visto na seção anterior, se analisado sob a dinâmica cambial, um aumento preço das *commodities* gera um

redução da taxa inflação. Esta seção analisará então o efeito líquido destes dois efeitos juntos.

Os gráficos 8 e 9 mostram esta relação:

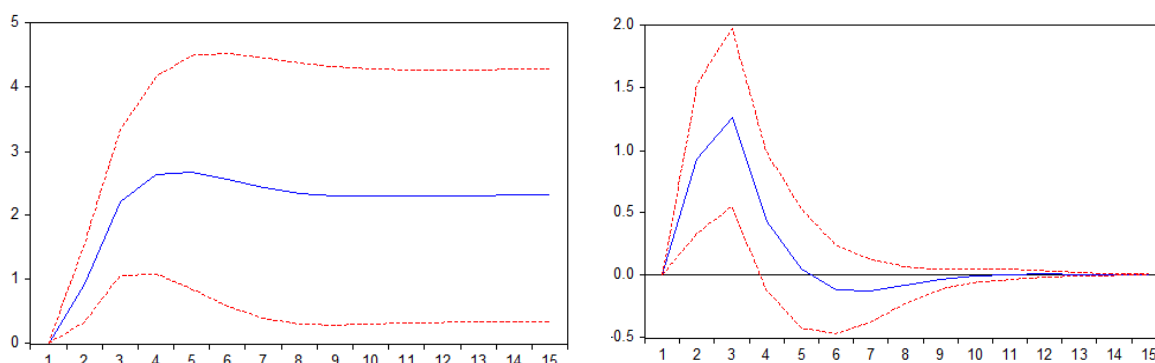


Gráfico 8: Resposta acumulada do IPCA ao choque no preço das *commodities*.

Gráfico 9: Resposta não acumulada do IPCA ao choque no preço das *commodities*.

No gráfico 8 percebe-se que o efeito final do preço das *commodities* sobre a inflação é positivo. O modelo estima que um aumento de 1% da taxa de crescimento do preço das *commodities* elevaria a inflação em cerca de 2,3% ao longo dos primeiros dez meses. Novamente, é importante mencionar que se trata de um aumento na taxa de crescimento do preço das *commodities*, e não do preço das *commodities* em si, uma vez que foi utilizada a primeira diferença do logaritmo do preço das *commodities* no modelo. Em termos de elasticidade, um aumento de 10% dos preços das *commodities* eleva a inflação em 0,132% acumulados após dez períodos do choque. Este resultado é bastante próximo ao estudo de Araújo & Modenesi (2010), que encontrou um valor de 0,11%.

No entanto, o gráfico 9 mostra o efeito não cumulativo desta relação. Nota-se que nos primeiros cinco meses há uma relação positiva entre o preço das *commodities* e a inflação. No entanto, a partir do sexto mês esta relação se torna negativa. Entre o sexto e o décimo período, o impacto do preço das *commodities* sobre a taxa de inflação se inverte, tornando-se negativo. Uma das causas da inversão deste efeito se trata da influência do preço das *commodities* sobre o câmbio e da consequente apreciação do câmbio sobre a inflação. Vale ressaltar, no entanto, que o próprio

efeito do preço das *commodities* sobre ela mesma também contribui para inversão deste efeito. O gráfico 10 presente no apêndice demonstra este efeito.

Caso não houvesse a influência do preço das *commodities* sobre o câmbio, e consequentemente sem o efeito indireto, é provável que o efeito dos preços das *commodities* sobre a inflação seria maior do que o valor encontrado pelo modelo. A análise deste resultado não nos permite afirmar qual a contribuição individual do efeito direto e do efeito indireto sobre a inflação, mas nos permite confirmar a existência do efeito indireto.

5 CONCLUSÕES

Após um período de controle inflacionário, os níveis de preços no Brasil voltaram a se elevar nos últimos quatro anos. Nessa discussão, a variação do preço das *commodities* tem sido vista como uma possível causadora da inflação. Tendo como base este contexto, o objetivo deste trabalho foi analisar o efeito líquido de uma alta do preço das *commodities* sobre a inflação. Conforme relata a literatura, países cujas economias possuem alta dependência na exportação de *commodities*, como o caso do Brasil, possuem um maior nível de repasse do preço das *commodities* para o câmbio. Como consequência, a variação das cotações das *commodities* possui um menor efeito sobre o nível de preços destas economias.

Para estimar este efeito, foram estimados modelos de Vetores Auto Regressores (VAR) com dados de Janeiro de 2004 a Abril de 2013. Foram definidas três variáveis endógenas no modelo, sendo elas a taxa de câmbio, cotações das *commodities* no mercado internacional e um índice de inflação. Em seguida, foram feitas análises de impulso respostas entre as variáveis endógenas definidas.

O resultado encontrado foi que o efeito líquido de um aumento no preço das *commodities* é positivo sobre a inflação. Um aumento de 1% na taxa de crescimento das cotações internacionais de *commodities* eleva a taxa de inflação em 2,3% acumulados após dez meses do choque. Em termos de elasticidade, um aumento de 10% dos preços das *commodities* eleva a inflação em 0,132% acumulados após dez períodos do choque.

No entanto, vale ressaltar que o repasse de um choque do preço das *commodities* sobre a inflação depende, dentre outros fatores, da interação entre o preço das *commodities* e a taxa de câmbio, e entre a taxa de câmbio e a inflação nesta economia. Esta interação reduz o efeito de repasse completo do preço das *commodities* sobre a inflação. O modelo confirma a existência do efeito indireto, e demonstra que durante o sexto e décimo período após o choque nas cotações das *commodities*, ocorre uma inversão do efeito do preço das *commodities* sobre inflação.

O resultado deste trabalho contribui para discussão do dilema sobre a condução da política monetária no Brasil. Caso haja uma atuação governamental no sentido de neutralizar o efeito do preço das *commodities* sobre o câmbio, via regulação do mercado de derivativos por exemplo, este ampliará o efeito inflacionário de uma alta do preço das *commodities*.

Uma sugestão de trabalho futuro seria entender se o efeito do preço das *commodities* para a taxa de câmbio se alterou no Brasil ao longo das últimas décadas, e, em caso positivo, entender quais os motivos que levaram a esta mudança. Algumas hipóteses podem ser a mudança da participação do segmento agrícola na economia, o peso das *commodities* agrícolas na balança de pagamentos e o nível de desenvolvimento do mercado futuro e de derivativos relacionados a câmbio.

Outra sugestão de trabalho futuro seria separar os efeitos entre as diferentes categorias de *commodities*, por exemplo agrícolas e minerais, visando entender o efeito de cada um destas no câmbio e na inflação do Brasil separadamente.

REFERENCIAIS BIBLIOGRÁFICAS

- Araujo, E. & Modenesi, A. (2010). *Custos e Benefícios do Controle Inflacionário no Brasil (2000-2008): uma análise empírica do mecanismo de transmissão da política monetária com base em um modelo VAR*. XXXVIII Encontro Nacional de Economia.
- Araujo, E. & Modenesi, A. (2010). *A importância do Setor Externo na Evolução do IPCA (1999-2010): uma análise com base em um modelo SVAR*. XXXVIII Encontro Nacional de Economia. Salvador, dezembro, 2010.
- BACEN - Banco Central do Brasil (2013). Histórico de metas de inflação. Fonte: <http://www.bcb.gov.br>
- Bacha, E. L. & Lopes, F. L. (1983). *Inflation, growth and wage policy: in search of a brazilian paradigm*. Journal of Development Economics, v. 13 n. 1-2, 1983.
- Barbosa, N. (2008). *Inflation Targeting in Brazil: 1999 – 2006*. International Review Of Applied Economics. Vol 22, No 2, March 2008.
- Belaïsch, A. (2003). *Exchange rate pass-through in Brazil*. Working Paper 03-141, International Monetary Fund, IMF, Washington.
- Bernanke et al. (1997). *Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks*. Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 1997, No. 1.
- Blanchard, G. & Galí J. (2007). *The macroeconomic effects of oil shocks: Why are the 2000s so different from the 1970s?* National bureau of economic research. Working Paper 13368.
- Bresser-Pereira, L. & Gala P. (2010). *Macroeconomia estruturalista do desenvolvimento*. Revista de Economia Política, v. 30, n. 4, p.663-686, Out./Dez. 2010.
- Carlin, W., Soskice, D. (2006). *Macroeconomics: Imperfections, Institutions and Policies*. Oxford University Press.
- Cashin, P., Céspedes, L.F., Sahay, R. (2004). *Commodity Currencies and the real exchange rate*. J. Dev. Econ. 75, 239-268.
- Carneiro, D. D., Monteiro, A. M. D. & Wu, T. Y. H. (2004). *Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA*. Textos para Discussão nº 462 – Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

- Cepea – Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – ESALQ/USP (2013). Base da dados histórica. Fonte: <http://cepea.esalq.usp.br/pib>
- Chen, S. (2008). *Oil price pass-through into inflation*. Energy Economics.
- Chen, Y., Rogoff, K. (2003). *Commodity Currencies*. Journal of International Economics 60. p. 133-160.
- Clemens, K. W., Fry R. (2006). *Commodity Currency and Currency Commodities*. CAMA Working Paper. The Australian National University: 63.
- De Gregorio, J. L. & Neilson, C.(2007a). *Another Pass-through Bites the Dust? Oil Prices and Inflation*. Economia, 7 pp. 155-208.
- Enders, W. (2004). *Applied Econometric time series*. 2. Ed. New Jersey: Wiley, 2004.
- FAO – Food and Agriculture Organization – United Nations (UN) (2011). Base da dados estatística. Fonte: <http://faostat.fao.org>
- Gagnon, J. & Jane I. (2001). *Monetary Policy and Exchange Rate Pass-through*.
- Gil-Pareja, S. (2000). *Exchange rates and European countries' export prices: An empirical test for asymmetries in pricing to market behavior*. Weltwirtschaftliches Archiv 136(1), 1-23.
- Goldfajn, I., Werlang, W. (2000). *The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study*. Banco Central do Brasil. Working Paper Series nº 5.
- LeBlanc, M. & Chinn, M. (2004). *Do High Oil Prices Presage Inflation? The evidence from G-5 Countries*. Business Economics, 39, pp. 38-48.
- McCarty, J. (2000). *Pass-through of Exchange Rate and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies*. BIS Working Paper No. 79.
- MDIC – Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (2013). Base da dados histórica. Fonte: <http://www.desenvolvimento.gov.br>
- Minella, A. & Correa, A. S. (2005). *Mecanismos não-lineares de repasse cambial: um modelo de Curva de Phillips com Threshold para o Brasil*. Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia.
- Minella, A., Freitas, P. S., Goldfajn, I. & Muinhos, M. K., (2003). *Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility*. Working Paper Series nº 77. Brasília: Banco Central do Brasil.
- SIMS, C. (1986).

- Modigliani F. & Padoa-Schioppa T. (1978). *The management of an Open Economy with '100% Plus' Wage Indexation*. Essays in International Finance 130, Princeton University.
- Ohno, K. (1989). *Export pricing behavior of manufacturing: A U.S.-Japan comparison*. IMF Staff Papers 36(3), 550-579.
- Olivei, G.P. (2002). *Exchange Rates and the Prices of Manufacturing Products Imported into the United States*. New England Economic Review, First Quarter, 3-18.
- Pinto, A. (1960). *Nem Estabilidade, Nem Desenvolvimento - A Política do Fundo Monetário*.
- Pollard, P. S. & Coughlin, C. C. (2004). *Size matters: Asymmetric exchange rate passthrough at the industrial level*, The University of Nottingham, Research Paper Series, n. 13.
- Rossi, P. (2010). *O Mercado internacional de moedas, o carry trade e as taxas de câmbio*. Observatório da Economia Global. (Textos Avulsos n. 5). Disponível em: <http://www.iececon.net/foco.htm>
- Rossi, P. (2011). *Taxa de Câmbio no Brasil: Dinâmicas da arbitragem e da especulação*. Observatório da Economia Global. (Textos Avulsos n. 7). Disponível em: <http://www.iececon.net/foco.htm>
- Sims, C. (1986). *Are forecasting models usable for policy analysis?* Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, Winter, p. 1-16.
- Sunkel, O. (1958). *La inflacion chilena: un enfoque heterodoxo*. El Trimestre Económico, vol. XXV, n.4, outubro-dezembro.
- Taylor, J. (2000). *Low Inflation, Pass-through and the Pricing Power of Firms*. European Economic Review 44, 1389-1408.
- Thomson Reuters (2013). Thomson Reuters Core Commodity CRB Index, September 2013. Fonte: <http://thomsonreuters.com/commodity-indices/>
- Ventura, A., Garcia, M. (2009). *Mercados futuro e à vista de câmbio no Brasil: O rabo balança o cachorro*. Texto para discussão, PUC-Rio, No. 563.

APÊNDICE

APÊNDICE A

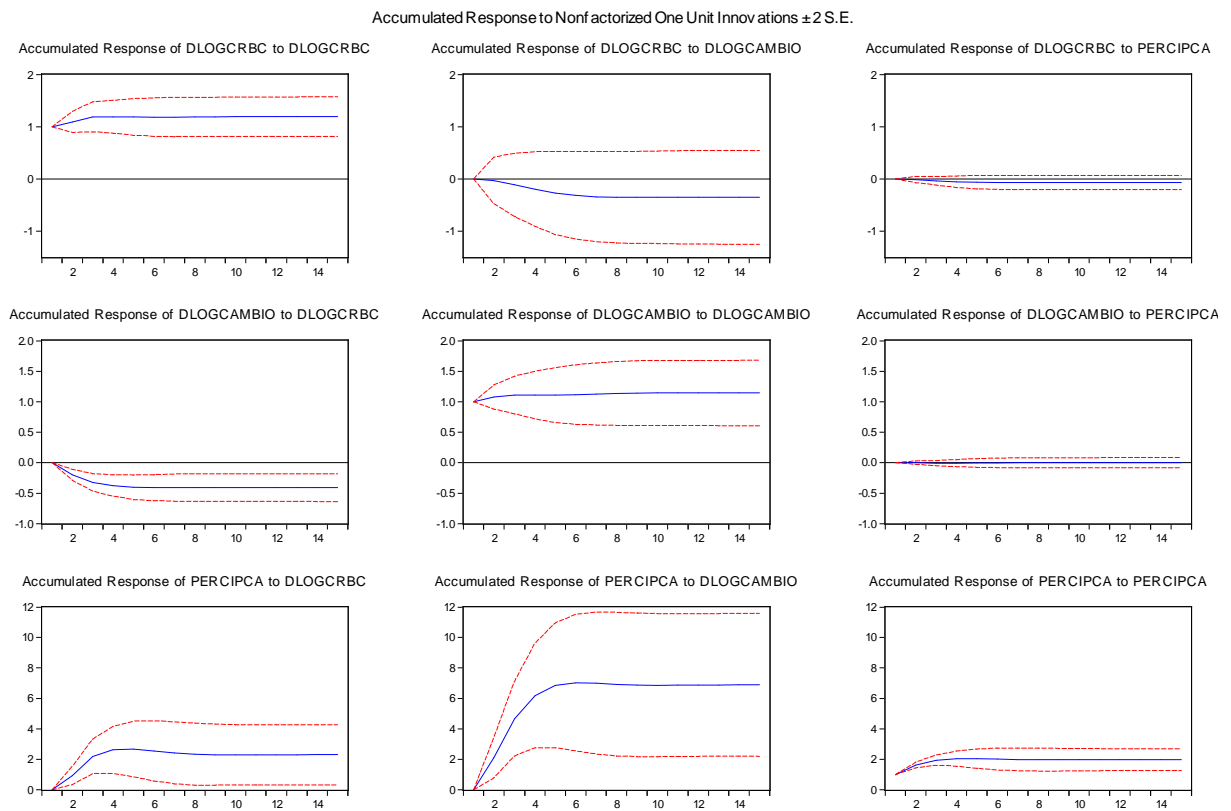


Gráfico 10: Impulso resposta acumulado das variáveis endógenas.

ANEXOS

ANEXO A

Tabela 7 – Participação das *commodities* no índice *Core Commodity CRB Index (CRB)*.

Grupo	<i>Commodity</i>	Peso
Grupo I	Petróleo	23%
Grupo I	Óleo para calor (HHO)	5%
Grupo I	Gasolina	5%
Grupo II	Gás Natural	6%
Grupo II	Milho	6%
Grupo II	Soja	6%
Grupo II	Boi (Vivo e corte)	6%
Grupo II	Ouro	6%
Grupo II	Alumínio	6%
Grupo II	Cobre	6%
Grupo III	Açúcar	5%
Grupo III	Algodão	5%
Grupo III	Café	5%
Grupo III	Cacau	5%
Grupo IV	Níquel	1%
Grupo IV	Trigo	1%
Grupo IV	Porco Magro	1%
Grupo IV	Suco de Laranja	1%
Grupo IV	Prata	1%
Total		100%

Fonte: THOMSON REUTERS, 2013