

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO
CENTRO DE CIÊNCIAS JURÍDICAS E ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

MARCOS STOCKL

**O IMPACTO DOS CHOQUES NOS PREÇOS DAS COMMODITIES SOBRE A
DINÂMICA DA INFLAÇÃO NO BRASIL: EVIDÊNCIAS PARA O CRB INDEX E
ÍNDICE DE COMMODITIES BRASIL (IC-Br)**

VITÓRIA

2015

MARCOS STOCKL

**O IMPACTO DOS CHOQUES NOS PREÇOS DAS COMMODITIES SOBRE A
DINÂMICA DA INFLAÇÃO NO BRASIL: EVIDÊNCIAS PARA O CRB INDEX E
ÍNDICE DE COMMODITIES BRASIL (IC-Br)**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Ramalhete Moreira

Co-orientador: Prof. Dra. Ana Carolina Giuberti

VITÓRIA

2015

Dados Internacionais de Catalogação-na-publicação (CIP)
(Biblioteca Central da Universidade Federal do Espírito Santo, ES, Brasil)

S865i Stockl, Marcos, 1980-
O impacto dos choques nos preços das commodities sobre a
dinâmica da inflação no Brasil : evidências para o CRB Index e
Índice de Commodities Brasil (IC-Br) / Marcos Stockl . – 2015.
56 f. : il.

Orientador: Ricardo Ramalhete Moreira.

Coorientador: Ana Carolina Giuberti.

Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade
Federal do Espírito Santo, Centro de Ciências Jurídicas e
Econômicas.

1. Inflação. 2. Índice nacional de preços ao consumidor
amplo. 3. Bolsa de mercadorias. 4. Taxas de câmbio. I. Moreira,
Ricardo Ramalhete. II. Giuberti, Ana Carolina. III. Universidade
Federal do Espírito Santo. Centro de Ciências Jurídicas e
Econômicas. IV. Título.

CDU: 330

“O Impacto dos Choques nos Preços das Commodities sobre a Dinâmica da Inflação no Brasil: Evidências para o CRB Index e Índice de Commodities Brasil (IC-Br)”

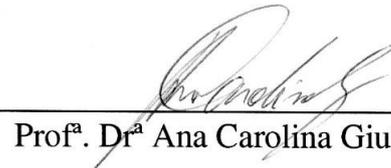
Marcos Stockl

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovada em 15 de junho de 2015 por:



Prof. Dr. Ricardo Ramalhte Moreira – Orientador -UFES



Prof.ª. Dr.ª Ana Carolina Giuberti - UFES



Prof. Dr. André de Melo Modenesi – UFRJ

Resumo

O conhecimento da dinâmica dos preços das *commodities* nos mercados internacionais tem ganhado importância nos últimos anos, haja vista seus potenciais impactos sobre a inflação no Brasil e, por conseguinte, suas implicações para a devida condução da política monetária. Segundo a literatura, países cujas economias dependem das exportações de *commodities*, como é o caso do Brasil, possuem um menor repasse de uma alta no preço das *commodities* sobre a inflação. Este menor repasse aos preços ocorre, uma vez que, o aumento do preço das *commodities* gera uma pressão de apreciação do câmbio local, que por consequência, alivia os efeitos sobre a inflação. Nesse contexto, o presente trabalho tem como propósito demonstrar os impactos dos choques nos preços internacionais das *commodities* na composição da inflação no Brasil, sua relação com o câmbio, bem como, as implicações desta relação para a condução da política monetária do Banco Central. Por meio da estimação de modelos de Vetores Auto Regressivos (VARs), comumente utilizado pelo Banco Central, foi estimado um modelo econométrico para verificar como as variações no Índice CRB (*Commodity Research Bureau*), principal índice de *commodities* mundial, e IC-Br (Índice de *Commodities* Brasil) - índice de *commodities* utilizado pelo Banco Central do Brasil, são repassados aos preços ao consumidor. Os resultados verificados a seguir mostram que, pela hipótese de choques de oferta, as flutuações dos preços das *commodities* possuem grande influência sobre a trajetória da inflação ao consumidor no país, embora em determinados períodos este impacto tenha sido amenizado possivelmente pela apreciação cambial. E, com base na literatura teórica e empírica, através dos resultados apresentados, buscar-se-á sugerir uma resposta de política monetária a estas variações de preços, comparativamente às respostas sugeridas pelos principais autores estudados.

Palavras-chave: Índice de *Commodities* Brasil; VAR; *Commodity Research Bureau*; Inflação; IPCA; Taxa de câmbio.

Abstract

Knowledge of the dynamics of commodity prices in international markets has gained importance in recent years, given their potential impact on inflation in Brazil and, therefore, its implications for the proper conduct of monetary policy. According to the literature, countries whose economies depend on exports of commodities, such as Brazil, have a lower pass-through of a rise in commodity prices on inflation. This lower transfer rates to occur, since the increase in the price of the commodity generates a pressure assessment of the local exchange, which consequently alleviates the effects on inflation. In this context, this paper aims to demonstrate the impacts of shocks in international commodity prices on inflation of the composition in Brazil, its relationship with the exchange rate, the implications of this relationship for the conduct of monetary policy of the Central Bank. By estimating models of Vector Auto Regression (VAR), commonly used by the Central Bank, it was estimated an econometric model for how to check the variations in the CRB index (Commodity Research Bureau), the world's leading commodities index, and IC-Br (Commodities Brazil Index) - commodity index used by the Central Bank of Brazil, are passed on to consumer prices. The results recorded below show that the hypothesis of supply shocks, the commodity price fluctuations have great influence on the trajectory of consumer inflation in the country, while in certain periods this impact was possibly soft by currency appreciation. In addition, based on theoretical and empirical literature, through the results, will be sought to suggest a monetary policy response to these price variations compared to the responses suggested by the main authors studied.

Keywords: Brazil Commodity Index; VAR; Commodity Research Bureau; inflation; IPCA; Exchange rate.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Índice CRB (<i>Commodity Research Bureau</i>) x câmbio nominal.....	11
Gráfico 2 – Evolução das séries (mensais): Jan/2005 a Dez/2013.....	55
Gráfico 3 – Inverso das raízes unitárias do polinômio (Especificações 1, 2, 3 e 4).....	64
Gráfico 4 – Resposta de $d(P)$ a um choque generalizado no CRB (Especificação 1) e $d(ICBr)$ (Especificação 2).....	65
Gráfico 5 – Resposta de $d(P)$ a um choque generalizado no CRB ex-câmbio (Especificação 3) e $d(ICBr)$ ex-câmbio (Especificação 4).....	67
Gráfico 6 – Resposta de $d(E)$ a um choque generalizado no CRB (Especificação 1) e $d(ICBr)$ (Especificação 2).....	68
Gráfico 7 – Resposta de $d(IBCBr)$ a um choque generalizado no CRB (Especificação 1) e $d(ICBr)$ (Especificação 2).....	69
Gráfico 8 – Resposta de $d(IBCBr)$ a um choque generalizado no CRB ex-câmbio (Especificação 3) e $d(ICBr)$ ex-câmbio (Especificação 4).....	70
Gráfico 9 – Resposta de $d(SELIC)$ a um choque generalizado no CRB (Especificação 1) e $d(ICBr)$ (Especificação 2).....	71

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Principais referências empíricas internacionais.....	44
Tabela 2 – Principais referências empíricas nacionais.....	49
Tabela 3 – Variáveis utilizadas.....	54
Tabela 4 – Testes de raiz unitária (ADF e PP).....	56
Tabela 5 – Teste KPSS de estacionariedade.....	57
Tabela 6 – Teste de raiz unitária de Zivot e Andrews (com intercepto e tendência).....	58
Tabela 7 – Testes de raiz unitária da primeira diferença (ADF, PP e KPSS).....	59
Tabela 8 – Especificações utilizadas pelo modelo.....	59
Tabela 9 – Critérios de seleção das defasagens (Especificação 1).....	60
Tabela 10 – Teste de autocorrelação (p-valor da estatística LM) - Especificação 1.....	60
Tabela 11 – Critérios de seleção das defasagens (Especificação 2).....	61
Tabela 12 – Teste de Autocorrelação (p-valor da estatística LM na defasagem d) - Especificação 2.....	61
Tabela 13 – Critérios de seleção das defasagens (Especificação 3).....	62
Tabela 14 – Teste de Autocorrelação (p-valor da estatística LM na defasagem d) - Especificação 3.....	62
Tabela 15 – Critérios de seleção das defasagens (Especificação 4).....	63
Tabela 16 – Teste de Autocorrelação (p-valor da estatística LM na defasagem d) - Especificação 4.....	63
Tabela 17 – Variáveis <i>dummies</i> utilizadas.....	72

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	9
2 REFERENCIAL TEÓRICO.....	13
2.1 O EFEITO DOS PREÇOS DAS COMMODITIES SOBRE A INFLAÇÃO.....	13
2.2 RELAÇÃO ENTRE PREÇOS DE COMMODITIES E CÂMBIO.....	16
2.3 EFEITOS DO CÂMBIO SOBRE A INFLAÇÃO.....	19
2.4 PREÇOS DE COMMODITIES, CÂMBIO E POLÍTICA MONETÁRIA.....	21
2.4.1 O modelo De Gregorio (2012).....	26
2.4.2 O modelo Moreira (2014).....	35
3 REVISÃO DE LITERATURA EMPÍRICA.....	41
3.1 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS INTERNACIONAIS.....	41
3.2 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O CASO BRASILEIRO.....	44
4 IMPLEMENTAÇÃO EMPÍRICA PARA O BRASIL.....	51
4.1 O VAR COMO MÉTODO PARA ANÁLISE DAS RELAÇÕES MACROECONÔMICAS.....	51
4.2 SÉRIES TEMPORAIS UTILIZADAS.....	54
4.3 TESTES PARA A ORDEM DE INTEGRAÇÃO DAS SÉRIES TEMPORAIS.....	56
4.4 ESPECIFICAÇÃO E IDENTIFICAÇÃO DAS DEFASASEGENS DOS MODELOS VAR.....	59
4.5 ANÁLISE DAS FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA GENERALIZADAS.....	64
4.5.1 Impacto dos preços das commodities sobre a inflação.....	65
4.5.2 Impacto do preço das commodities sobre o câmbio.....	67
4.5.3 Impacto do preço das commodities sobre o produto.....	68
4.5.4 Impacto do preço das commodities sobre a taxa de juros.....	71
4.6 ANÁLISE DE ROBUSTEZ.....	72
CONCLUSÃO.....	73
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	75
ANEXOS.....	80

1 INTRODUÇÃO

A inflação é amplamente definida como o processo de contínua alta dos preços. Segundo Moreira (2012a), a dinâmica inflacionária pode ser influenciada por diferentes fontes, tais como a demanda e a trajetória da atividade econômica, as expectativas dos agentes, bem como os choques de oferta ou o comportamento dos custos. Pode-se decompor a taxa de inflação, segundo os modelos de projeção do Banco Central¹, em seis componentes: (i) a variação cambial; (ii) a inércia associada à parcela da inflação que excedeu a meta; (iii) diferença entre expectativas de inflação dos agentes e a meta; (iv) choque de oferta; (v) inflação de preços livres, excluídos os efeitos dos quatro itens anteriores; e (vi) inflação de preços administrados por contratos e monitorados, retirando-se os efeitos dos itens (i) e (ii). Neste trabalho, será dada uma maior ênfase ao componente de choques de oferta, especialmente às variações nos preços relativos de *commodities* e como tais variações afetam a dinâmica da inflação ao consumidor no Brasil, utilizando o Índice de *Commodities* Brasil (IC-Br)² e seu correspondente internacional, o Índice *CRB*³ (*Commodity Research Bureau*).

Segundo dados estatísticos do IBGE, tomando como exemplo o período recente, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) - índice oficial do Governo Federal para medição das metas inflacionárias – desde o início de 2011 tem se acelerado mês após mês. Nos últimos 12 meses encerrados em dezembro de 2014, a inflação acumulou alta de 6,41%⁴. Trata-se de um valor muito acima do centro do intervalo de flutuação perseguido pelo Banco Central do Brasil (BCB), 4,5% a.a. – aproximando-se, inclusive, do teto de 6,5%, este já tendo sido superado em anos anteriores.

Em linha com o regime de metas de inflação (RMI), o Comitê de Política Monetária (Copom) do BCB iniciou um novo ciclo de alta da taxa básica de juros (Selic), visando reverter a tendência de elevação dos preços: entre janeiro e dezembro de 2014, por exemplo, a Selic saltou

¹ Segundo Relatório de Inflação de Março de 2011 do Banco Central do Brasil.

² A escolha do Índice IC-Br se deve ao fato de ser um indicador criado pelo Banco Central, com uma estrutura de ponderação adequada para medir o impacto das mudanças de preços sobre a inflação ao consumidor brasileiro, uma vez que os pesos adotados por outros índices disponíveis não refletem a participação relativa de cada mercadoria na cesta de consumo interno. Para maiores informações e detalhes sobre o cálculo oficial do Índice de *Commodities* Brasil (IC-Br), ver também o trabalho de Curatola de Melo (2013).

³ A metodologia de cálculo do Índice CRB, sua eficácia e/ou ineficácias como indicador de inflação podem ser encontradas no trabalho de Acharya et. al. (2008).

⁴ De acordo com a série 13522 - Índice nacional de preços ao consumidor - amplo (IPCA) - em 12 meses, retirada do site do Banco Central do Brasil e IBGE

de 7,25% para 11,75% a.a. Apesar do aumento da taxa Selic neste período, pode ser visto que a inflação ainda se mantém em níveis bem acima da meta estipulada pelo Banco Central.

Segundo Modenesi e Ferrari Filho (2011), a inflação brasileira não é, genuinamente, um fenômeno de demanda. Antes pelo contrário, a dinâmica inflacionária é, em larga medida, explicada por dois componentes que guardam pouca relação com o nível de atividade econômica doméstica. O primeiro tem um caráter mais conjuntural e resulta de um choque internacional dos preços das *commodities*. O segundo tem caráter estrutural – com origens históricas – e se refere ao alto grau de inércia inflacionária. Em suma, as pressões conjunturais de custos e o componente inercial explicam boa parte da dinâmica da atual inflação. (MODENESI E FERRARI FILHO, 2011)

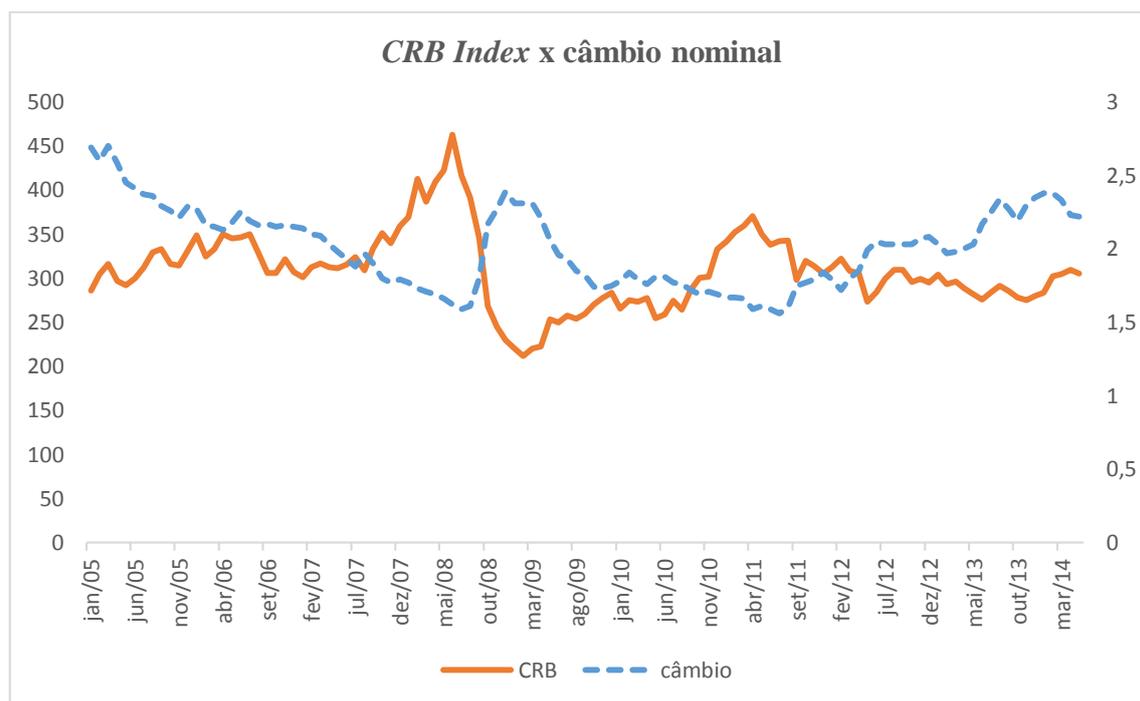
O conhecimento da dinâmica dos preços das *commodities* nos mercados internacionais tem ganhado importância nos últimos anos, dados seus potenciais impactos sobre a dinâmica dos preços ao consumidor no Brasil e, por conseguinte, suas repercussões no cenário prospectivo e implicações na condução da política monetária. Segundo Ono (2014), o choque dos preços das *commodities* influencia, por um lado, positivamente a inflação, uma vez que o aumento destes preços elevará os custos das empresas, e conseqüentemente poderá ser repassado ao produto final. Por outro lado, existe também um efeito indireto, no qual um aumento dos preços das *commodities* gera uma pressão de apreciação da taxa de câmbio. 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. Todavia, essa apreciação cambial também terá efeitos prejudiciais e desestimuladores à produção doméstica de comercializáveis.

Vale ressaltar que no Brasil, a exportação de *commodities*⁵ possui um papel de destaque no modelo de crescimento econômico. O segmento de *commodities*, segundo dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2014), respondeu por 46,7% das

⁵ Segundo o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), **Commodity** é um termo de língua inglesa (plural **commodities**), que significa mercadoria. É utilizado nas transações comerciais de produtos de origem primária nas bolsas de mercadorias. O termo é usado como referência aos produtos de base em estado bruto (matérias-primas) ou com pequeno grau de industrialização, de qualidade quase uniforme, produzidos em grandes quantidades e por diferentes produtores. Estes produtos "in natura", cultivados ou de extração mineral, podem ser estocados por determinado período sem perda significativa de qualidade. Possuem cotação e negociabilidade globais, utilizando bolsas de mercadorias.

exportações brasileiras dentre o período de janeiro de 2013 a janeiro de 2014, contribuindo significativamente para o saldo da balança comercial do país. O aumento da participação das exportações de *commodities* no total das exportações brasileiras de 2003 para cá, fez o saldo comercial de *commodities* crescer substancialmente, impulsionando o resultado agregado da balança comercial e ampliando a relevância dos preços internacionais das *commodities* para o fluxo cambial brasileiro, gerando, como consequência, a elevação da influência dos preços desses produtos sobre a taxa de câmbio doméstica. Nesse contexto, a forte alta dos preços internacionais das *commodities*, de 2003 a 2008, que contribuiu, em grande medida, para o bom desempenho das exportações, também favoreceu a contínua apreciação cambial no Brasil a partir de meados de 2004, interrompida em 2008, pela crise financeira internacional (*Subprime crisis*), conforme pode ser visto no Gráfico 1 abaixo.

Gráfico 1 – Índice CRB (*Commodity Research Bureau*) x câmbio nominal



Fonte: Elaborado pelo autor com informações do Banco Central do Brasil e *Reuters Jefferies*

Baseando-se nisso, este trabalho tem como objetivo principal estimar como as variações dos preços de *commodities*, no período recente, medidas pelo Índice *Commodity Research Bureau* (CRB) e Índice de *Commodities* Brasil (IC-Br), impactam na dinâmica da inflação ao consumidor no Brasil, bem como nas decisões de política monetária do Banco Central. Em

especial, o presente trabalho procura verificar se a taxa de câmbio, por meio do *pass-through*, tem contribuído para amenizar os repasses de choques das *commodities* à inflação doméstica.

O método empírico utilizado para estimar o repasse do IC-Br, bem como do Índice *CRB*, para o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), será a metodologia de Vetores Auto Regressivos (VAR). Esta metodologia foi escolhida por já ser comumente utilizada para os referidos fins pelo Banco Central do Brasil. Foram utilizados dados mensais abrangendo o período de 2005 a 2013, incluindo a média mensal dos preços das *commodities* em moeda estrangeira (*CRB Index*); a média mensal das cotações do Índice de *Commodities* Brasil, em reais (ICB-r); o IBC-Br⁶ dessazonalizado, como medida da atividade econômica ou *proxy* do PIB mensal brasileiro; a média mensal da taxa básica de juros Selic, como variável da política monetária; a média mensal da taxa de câmbio nominal (compra); expectativa de inflação (acumulada para os próximos 12 meses – variação % média) e a inflação mensal medida pelo IPCA (este período foi escolhido pelo fato de a partir do ano de 2005, devido ao aumento das exportações e do saldo da balança comercial de *commodities*, ter havido um aumento na correlação entre os preços das *commodities* e o câmbio⁷).

Este trabalho está dividido da seguinte forma: primeiramente, será apresentado o escopo teórico sobre o assunto, explicitando alguns conceitos, definições e as principais relações previstas pela literatura. Em seguida, será apresentado uma revisão da literatura empírica e o resultado de aplicações econométricas, dando-se ênfase ao impacto de um choque nos preços da cesta de *commodities* que compõem o *CRB Index* e o IC-Br sobre a inflação doméstica (no caso do Brasil, o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA), sua relação com o câmbio, e o papel da política monetária. A partir daí, serão apresentados a metodologia e a descrição formal das séries temporais utilizadas, bem como a apresentação dos resultados econométricos. E por fim, serão apresentadas as considerações finais, principais conclusões e sugestões de respostas da política monetária diante dos resultados encontrados.

⁶ A partir de 2003, o Banco Central do Brasil disponibilizou um novo índice, conhecido como Índice de Atividade Econômica do BC (IBC-Br), representado por uma metodologia de cálculo que não se restringe apenas ao setor industrial, mas também inclui estimativas para a agropecuária, setor de serviços e os impostos, e também é disponibilizado mensalmente sintetizando a evolução da atividade econômica no país.

⁷ Além disto, foi a partir de 2005 que a meta de inflação atual (4,5%) ganhou estabilidade, pelo que o período estudado neste trabalho pode ser entendido como o período de consolidação do RMI no país.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Este capítulo apresenta o arcabouço teórico no qual se baseia o presente trabalho. Divide-se em quatro partes, as quais, centralizam a relação principal que se pretende estudar: o efeito dos preços das *commodities* sobre a inflação doméstica, que será abordado na primeira parte. Por sua vez, partindo da análise que um choque nos preços das *commodities* afeta a taxa de câmbio, a segunda parte discorrerá sobre a relação entre estas duas variáveis. Foi buscado abordar esta relação, visto que a variável câmbio é afetada pelos choques de *commodities*, e é diretamente relacionada ao Índice de *Commodities* do Banco Central (IC-Br), calculado em reais. A terceira parte revisa a literatura acerca do grau de repasse desses preços para a inflação. E por fim, as implicações da relação entre *commodities* e câmbio para a condução da política monetária.

2.1 O EFEITO DOS PREÇOS DAS COMMODITIES SOBRE A INFLAÇÃO

As consequências inflacionárias do aumento dos preços das *commodities* têm representado um grande desafio para a política monetária. O aumento dos preços das matérias-primas resultam em aumento da inflação, mas ao mesmo tempo pode ter diferentes implicações sobre a produção e a renda, dependendo se o país é um exportador ou importador líquido⁸ de *commodities*.

Segundo De Gregorio (2012), no caso de uma economia importadora líquida de *commodities*, com demanda local, por exemplo, de um insumo como o petróleo, ou um bem final como a gasolina ou alimentos, um choque nos preços dessas *commodities* gera uma elevação na inflação e ao mesmo tempo um efeito negativo sobre a renda. Contudo, no caso de economia com abundância de recursos naturais, um choque nos preços das *commodities*, com o aumento dos preços das matérias-primas, geraria um efeito riqueza positivo, com efeitos sobre a taxa de câmbio e a demanda agregada.

Vale ressaltar que apesar de determinado país ser uma economia com abundância destes recursos naturais, os mesmos estão sujeitos a variações de preços determinados em mercados internacionais, medidos através de índices de *commodities*, como por exemplo, o *Commodity Research Bureau (CRB)*, conhecido como o principal índice de *commodities* mundial.

⁸ O termo líquido é importante ser mencionado aqui. Na prática, muitos países exportam e importam *commodities* ao mesmo tempo. Logo, o que importa é o saldo das *commodities*.

Quaisquer choques que venham a afetar as variações dos índices internacionais de *commodities* acabam por impactar diretamente a dinâmica dos preços das mercadorias nas economias exportadoras (e importadoras) líquidas de *commodities*, ainda que sejam países autosuficientes para determinados bens.

O papel dos preços das *commodities* como precursores da inflação foi abordado extensivamente na literatura, com resultados variados, e sua influência sobre a inflação foi intensificada a partir de estudos sobre o impacto do choque de petróleo nas economias, principalmente as desenvolvidas. Uma longa lista de estudos tem mostrado que as mudanças no índice *Commodity Research Bureau* e outros índices de preços de *commodities* levaram à inflação agregada na década de 1970 e na primeira parte dos anos 1980, ao mesmo tempo em que outros estudos concluíram que alguns preços de *commodities* não têm sido os principais indicadores confiáveis de inflação desde meados dos anos 1980 (FURLONG E INGENITO, 1996). Dentre estes estudos, destacam-se no campo internacional os trabalhos de Bernanke, Gertler e Watson (1997); Blanchard & Gali (2007); Chen (2008); e Jose de Gregorio (2012). E no caso brasileiro pode-se citar inicialmente Araújo e Modenesi (2010) e Moreira (2014).

Segundo Bernanke et al. (1997), o aumento do preço de petróleo na década de 1970 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.

Blanchard & Gali (2007) estudaram a diferença do impacto do choque de petróleo sobre a inflação americana entre as décadas de 1970 e 1990. Segundo os autores, o efeito do preço das *commodities* sobre a inflação americana foi menor durante a década de 1990 do que na década de 1970, devido a menor rigidez de salários reais, a maior eficiência da política monetária e a redução da participação da energia na economia, à época mais focada em serviços.

A queda do impacto dos preços das *commodities* para a inflação, no entanto, também pode estar associada a fatores microeconômicos. Chen (2008) estudou dezenove países industrializados entre as décadas de 1970 e 2000 e mostrou que o impacto das *commodities* sobre a inflação de cada país mostrou-se positivamente correlacionado com a participação da energia em sua economia (% do PIB), sugerindo que países com alta intensidade de consumo de energia tenderiam a ter um efeito mais elevado para com a inflação. O autor sugere ainda que a maior

abertura comercial das economias nas últimas décadas contribuiu para a 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.

É importante notar que o termo *commodities* se refere a uma ampla gama de produtos, que podem ser segmentados em agrícolas, metálicas e energéticas, cujo impacto sobre o nível de preços domésticos não é simétrico. Seguindo esta linha, JP Morgan Chase Bank (2009) ressalta que embora os preços das *commodities* metálicas sejam os mais influenciados pelo crescimento econômico, são os que exercem menor impacto sobre a inflação. De acordo com o relatório, variações nos preços dos segmentos agrícolas e energéticos afetam rapidamente os custos de alimentação e transporte, ao passo que movimentos de preços de metais básicos sofrem atenuação ao longo das normalmente extensas cadeias de produção (CURATOLA DE MELO, 2010, p. 17).

Araújo e Modenesi (2010) analisam a formação dos preços na economia brasileira entre 1999 e 2010, do ponto de vista macroeconômico e, segundo os autores, a inflação depende de três fatores: i) a demanda agregada (medida pela produção industrial); ii) as condições de oferta (mensuradas por um índice de preço de *commodities*); e iii) a taxa de câmbio. As condições de oferta são representadas por um índice de preços de *commodities*, que fazem parte da estrutura de custos do setor produtivo doméstico. Assim, uma elevação no preço das *commodities* implica um aumento de custos (ou um choque negativo de oferta), pressionando os preços para cima.

Segundo Moreira (2014) países em que as *commodities* desempenham um papel de destaque nas suas exportações são afetados de uma forma diferente pelas relações entre a taxa de câmbio, a inflação ao consumidor e a política monetária, em comparação com outras economias menos dependentes desses produtos, ou mesmo consideradas economias importadores líquidas de *commodities*. Quando os preços das *commodities* estão aumentando, países exportadores líquidos podem apresentar uma situação ideal, combinando crescimento mais rápido do PIB com taxas de inflação ao consumidor mais baixas. Tal contexto desejável ocorre principalmente porque um aumento dos preços das *commodities* são seguidos por expansão das reservas em moeda estrangeira em países exportadores líquidos de *commodities* e, conseqüentemente, por uma valorização de suas moedas nacionais, que por sua vez contribui para impor taxas de inflação mais baixas.

2.2 RELAÇÃO ENTRE PREÇOS DE COMMODITIES E CÂMBIO

Como pôde ser visto na seção anterior, os preços das *commodities* são um dos fatores que determinam a variação do nível de preços de uma economia. Além disso, uma segunda relação diretamente responsável pelos efeitos dos repasses aos preços ao consumidor merece ser analisada: trata-se da relação entre preços de *commodities* e o câmbio. 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 e moeda estrangeira nesta economia. Assim, se por um lado o aumento do preço das *commodities* impulsiona a inflação, este mesmo aumento gera uma pressão de apreciação da moeda local, que pressionará para baixo o nível de preços. Trata-se de um efeito amortecedor.

Entender o efeito do preço das *commodities* sobre o câmbio é 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.

Uma importante análise acerca dos efeitos dos preços das *commodities* para o câmbio pode ser feita através da variação do fluxo cambial líquido, e os termos de troca⁹, reflexo das relações comerciais entre o país e outras economias. 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 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 câmbio local (ROSSI, 2011). A apreciação da moeda de determinado país em decorrência de choques nos termos de troca é um fenômeno amplamente discutido na literatura econômica¹⁰. A explicação tradicional para essa relação é de que a melhora dos termos de troca afeta o fluxo cambial dos países, devido tanto ao efeito direto dos preços sobre o valor exportado, quanto ao indireto, que consiste no estímulo ao aumento do volume das exportações, elevando, dessa forma, ainda mais o valor exportado. O aumento das exportações provoca maior

⁹ Segundo Obstfeld e Rogoff (1996), termos de troca (ou *terms of trade*) refere-se ao preço relativo das exportações em termos das importações e é definido como a relação entre o valor das importações e o valor das exportações de um país em determinado período. Pode ser interpretado como a quantidade de bens importados que uma economia pode comprar por unidade de bens exportados.

¹⁰ Por exemplo, Obstfeld e Rogoff (1996), Banco Central do Brasil (2009)

entrada de moeda estrangeira, resultando em apreciação da moeda nacional. De fato, como o Brasil apresenta um volume de exportação agrícola (e mineral) 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 câmbio.

Adicionalmente, é possível argumentar também que os efeitos dos termos de troca sobre o valor exportado, e, conseqüentemente sobre a economia de um determinado país, tendem a elevar a atratividade dessa economia junto a investidores internacionais, ampliando a entrada de moeda estrangeira via conta financeira do balanço de pagamentos e apreciando ainda mais a moeda nacional. Segundo Fernandez (2003), para o caso especial de países exportadores de *commodities*, a influência dos termos de troca sobre a taxa de câmbio se apresenta de forma ainda mais intensa, pois os índices de preços de exportação desses países tendem a ser mais voláteis e menos correlacionados com os respectivos índices de preços de importação. Seguindo esta mesma linha, Barnett e Vivanco (2003) argumentam que os preços das *commodities*, em geral, seguem um processo não estacionário, de caminho aleatório¹¹, de tal forma que choques de preços desses produtos podem ser percebidos como permanentes em países que os exportam, fazendo com que a sociedade se sinta permanentemente mais rica.

Nesse sentido, Chen e Rogoff (2003) ressaltam a importância de se compreender os efeitos de choques nos preços das *commodities* sobre as taxas de câmbio de países emergentes exportadores de *commodities*, particularmente aqueles cujo mercado de capitais é livre de controles e a taxa de câmbio é flutuante. Os autores afirmam que a relação entre preços de *commodities* e taxa de câmbio afeta a implementação da política monetária nesses países, na medida em que são variáveis com impacto direto sobre a inflação.

Existe ainda uma segunda análise, que pode ser observada através da especulação financeira, via mercado interbancário e de derivativos (ROSSI, 2011). Segundo o autor, 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 câmbio. Podem ocorrer situações onde a entrada líquida de dólares aumenta, mas o real se deprecia já que os bancos querem aumentar sua

¹¹ O processo estocástico é definido como sendo não-estacionário quando a média ou a variância se alteram ao longo do tempo. Neste tipo de série todo o resultado da análise só é válido para o período analisado, não sendo possível extrapolar para outros períodos de tempo. O exemplo clássico deste modelo é o *passeio aleatório* (GUJARATI, 2006).

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 câmbio 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* fará os agentes especuladores comprar contratos futuros de Real, na expectativa de apreciação da moeda brasileira. A apreciação da taxa de câmbio 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 à vista. Portanto, movimentos especulativos movimentam a taxa de câmbio futura, o que em consequência influencia a taxa de câmbio no mercado à vista (ROSSI, 2010).

Clements e Fry (2006) apresentam os conceitos sobre moeda *commodity*. Segundo os autores, 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 câmbio 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 câmbio 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*”.

Outro estudo realizado com cinquenta e oito países exportadores de *commodities* conclui que cerca de um terço destes também possui uma moeda *commodity*. O estudo afirma que a teoria da paridade de poder de compra¹² (PPC) não é um bom modelo para explicar variações na taxa de câmbio 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 câmbio convergem,

¹² De acordo com a PPP, na ausência de custos de transação, o preço de uma cesta de bens deveria ser igual em qualquer país, quando mensurado na mesma moeda, ou seja, o nível de preço doméstico deveria ser igual ao internacional multiplicado pela taxa de câmbio e, assim, a variação dessa taxa seria totalmente repassada aos preços domésticos (CURATOLA DE MELO, 2010).

de forma que moedas estrangeiras devem possuir o mesmo poder de compra que a moeda local (CASHIN ET AL., 2004).

Em suma, a literatura tem comprovado que nos países cujas economias são altamente dependentes da exportação de *commodities* e que adotam um regime de câmbio flutuante, suas moedas se movimentam inversamente ao nível de preço das *commodities*. Esta relação também pode ser confirmada no Gráfico 1 apresentado neste trabalho, no qual é possível perceber uma alta correlação entre os movimentos da taxa de câmbio brasileira e o nível de preço das *commodities*. Assim, os países que tem a exportação de *commodities* como elemento chave de sua economia, possuem maior propensão a ter moedas *commodities*.

2.3 EFEITOS DO CÂMBIO SOBRE A INFLAÇÃO

Uma outra relação muito estudada por diferentes autores e importante neste trabalho é a relação grau de repasse, ou *pass-through*¹³ do câmbio para a inflação. É esperado que uma depreciação do câmbio local contribua para um aumento dos preços dos produtos e insumos importados, que conseqüentemente serão repassados para o consumidor final.

Um campo de estudo bastante explorado referente ao assunto é a diferença do *pass-through* entre países emergentes e desenvolvidos. Autores como Goldfajn e Werlang (2000) entre outros, demonstraram que o repasse da taxa de câmbio aos preços tende a ser maior nos países em desenvolvimento. Segundo Taylor (2000), essa correlação pode ser explicada pela maior inflação média dos países emergentes.

Em linha com esses resultados, Nogueira Junior (2006) encontrou evidências de que o repasse do câmbio para a inflação é maior em economias emergentes do que para os países desenvolvidos, e que diminuiu drasticamente após a adoção do regime de metas de inflação. Esse efeito, no entanto, não desapareceu completamente e permanece como importante variável na determinação da inflação de diversos países.

¹³ Termo inicialmente utilizado para se referir ao grau de repasse da variação cambial aos preços domésticos, mas que já vem também sendo empregado para referência ao repasse dos preços das *commodities* para a inflação (CURATOLA DE MELO, 2010).

Segundo Barbosa (2008), entre os anos de 1999 e 2006 o câmbio teve uma influência significativa sobre o nível de preços no Brasil. Neste período, a inflação ficou dentro da meta inflacionária, mais especificamente nos 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. Vale lembrar 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 câmbio nominal foi depreciado. Ou seja, o autor mostra que o câmbio tem sido de fato uma variável importante no sucesso da implantação de uma política de metas de inflação.

Outro determinante importante da magnitude do repasse cambial aos preços, a partir de um ponto de vista teórico, é o grau de abertura ao comércio exterior de um país, à medida que, quanto maior a abertura comercial de um país, mais facilmente as flutuações do câmbio seriam transmitidas ao consumidor via preços de importação. No entanto, o quadro torna-se mais complexo, caso seja levado em conta que a inflação poderia ser negativamente correlacionada com a abertura comercial, como encontrado empiricamente por Romer (1993). Isto dá origem a um canal indireto, em que a abertura comercial pode também contribuir para a redução da inflação, o que, por sua vez, teria efeito negativo sobre o *pass-through*. Dessa forma, o sinal da correlação entre o *pass-through* e a abertura pode, então, ser positivo ou negativo. (CA'ZORZI, HAHN E SANCHEZ (2007).

Conjuntamente, uma visão bastante estudada também para análise de níveis de *pass-through* leva em consideração fatores macroeconômicos. Esta visão considera que o *pass-through* do câmbio para os preços decresce 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 o 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)

A literatura também indica a possibilidade de que o grau de repasse do câmbio 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 (ONO, 2014).

Vale mencionar também contribuições de Minella e Correa (2005), que analisam a presença de mecanismos não lineares de repasse do câmbio para a inflação. Os autores concluem que a magnitude do *pass-through* cambial de curto prazo no Brasil é proporcional ao ritmo de crescimento da economia e à intensidade da depreciação cambial, enquanto a volatilidade da taxa de câmbio tende a reduzir o grau de repasse.

Em suma, embora haja consenso na literatura de que o nível de *pass-through* do câmbio 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 válido ressaltar que o câmbio ainda é um fator relevante nas variações dos índices de preços.

2.4 PREÇOS DE COMMODITIES, CÂMBIO E POLÍTICA MONETÁRIA

Preços relativos de alimentos e de energia são discutidos em estudos de controle da inflação por dois motivos. Primeiro, os preços relativos são muitas vezes utilizados como medidas de choques de oferta em equações da curva de Phillips, que procuram modelar o *trade-off* produto-inflação a curto prazo.¹⁴ Na literatura empírica sobre a curva de Phillips, mudanças nos preços relativos de alimentos e energia são comumente usados como uma medida de choques de oferta, que deslocam a curva de Phillips de curto prazo. Segundo, muitos autores¹⁵ tem procurado identificar um componente mais persistente da inflação, conhecido como núcleo da inflação. Para a condução da política monetária, o núcleo da inflação é considerado um indicador mais importante do que medidas de inflação cheia.

¹⁴ Ball e Mankiw (1995)

¹⁵ Bryan e Cecchetti (1994) e Cecchetti (1997).

Outra questão importante é como o Banco Central deve conduzir a política monetária na presença de choques setoriais e específicos, que afetam a eficiência dos preços relativos de diferentes tipos de produtos. O Banco Central tem uma escolha entre várias medidas diferentes possíveis de inflação e gap do produto, e deve identificar quais variáveis são as variáveis-meta adequadas.

Usando um modelo de otimização tem-se uma vantagem importante, ou seja, permite-se avaliar as políticas monetárias alternativas em um quadro de bem-estar teórico e analisar as variáveis que devem ser estabilizadas dentro de um equilíbrio ótimo. Segundo Aoki, em seu artigo *Optimal monetary policy responses to relative-price changes (2001)*, a política monetária ótima é caracterizada como um regime de metas de inflação, que incorpora corretamente a medida de inflação escolhida. Neste artigo, o autor aborda duas questões importantes para um banco central, sob a existência de choques de oferta setoriais: a relação entre mudanças de preços relativos e as flutuações de inflação, bem como a identificação de variáveis meta apropriadas para o banco central. O autor mostra que a flexibilidade do preço relativo dos bens representa um parâmetro de mudança da inflação no setor de preços rígidos. Esta característica do modelo está de acordo com as conclusões da literatura empírica sobre a curva de Phillips¹⁶, para as quais o preço relativo dos alimentos e da energia é significativa fonte de choques de oferta.

Aoki (2001) também caracterizou a política monetária ótima que maximiza o bem-estar da família representativa, que seria a completa estabilização da inflação no setor de preços rígidos. Este resultado implica que o banco central deve atingir o núcleo da inflação, definido como a inflação no setor de preços rígidos, em vez da inflação cheia. Além disso, o modelo prevê que estabilizar o núcleo da inflação e estabilizar o hiato do produto agregado são consistentes entre si. O modelo também prevê que, embora a estabilização do preço relativo em torno de seu nível eficiente seja uma das metas apropriadas do banco central, estabilizando o núcleo da inflação já seria suficiente para atingir este objetivo.

A caracterização de uma política monetária ótima, então segundo Aoki (2001) depende criticamente das variáveis meta do banco central e o mecanismo de propagação de ciclos de negócios. As variáveis de interesse apropriados, por sua vez, dependem da estrutura da

¹⁶ Conforme menciona Aoki (2001) em seu artigo “*Optimal monetary policy responses to relative-price changes*”

economia. Por isso, conclui o autor, é importante o uso de um modelo de otimização para identificar as variáveis meta apropriadas do banco central e seu regime de política ideal.

Conforme explicita o Banco Central em seu *Relatório de Inflação de Março de 2011*, para efeitos de condução da política monetária, a relevância de um choque depende do seu tamanho, como e de que forma e tempo ele persiste, bem como as características em que está se situada a economia. Variações cambiais persistentes por exemplo, tendem a ser repassadas mais intensamente aos preços. Ou ainda, no que se refere a *commodities*, como no presente trabalho, economias que tem participação elevada de alimentos na cesta de consumo das famílias tendem a ser mais fortemente impactadas quando há aumentos desses preços nos mercados internacionais. Em outra perspectiva, uma vez que a magnitude do choque, em geral, revela-se ao longo do tempo, uma regra usualmente aceita em bancos centrais, sugere que se calibre a resposta, à medida que os efeitos forem se manifestando (BLINDER, 1998).

No caso específico de choque de oferta, a política monetária pode enfrentar *trade-off* entre estabilizar o produto e controlar a inflação. Se o choque for positivo – por exemplo, ganhos de produtividade – a situação não é conflitante, uma vez que o choque contribui para aumentar a oferta agregada e se alinha ao esforço da política monetária para manter os preços estáveis. Se for negativo – por exemplo, apagão elétrico, quebra de safra ou aumento do preço do petróleo – contrai a oferta e pressiona a inflação para cima. Segundo Aoki (2001) e Bodenstein *et al* (2008), a recomendação é a de que, na presença de choques negativos de oferta, a política monetária ótima não reaja aos efeitos de primeira ordem (efeitos primários). Tal política deve evitar que os efeitos de aumentos localizados de preços – advindos de setores onde os choques de oferta se originaram – propaguem-se para salários nominais, expectativas de inflação de médio e de longo prazo e preços não afetados diretamente pela variação de custos (efeitos de segunda ordem).

Vale destacar ainda a questão da variabilidade dos preços, que, no caso das *commodities*, é grande em relação à tendência. Isso faz com que a previsão futura dos preços se torne um exercício difícil, já que eles estão sujeitos a movimentos grandes e imprevisíveis que podem ter efeitos persistentes. Devido a volatilidade ser uma característica fundamental dos preços das *commodities*, as informações sobre a natureza dessa volatilidade pode ser útil para a tomada de decisões políticas. Além de examinar as tendências de preços de longo prazo, sugere-se preocupar com o comprimento e o tamanho dos ciclos de preços de *commodities*. Melhorar a

compreensão da duração e amplitude dos ciclos de preços de *commodities* torna-se um insumo fundamental nos esforços em estabilizar os efeitos macroeconômicos dos movimentos de preços, principalmente para os países que são dependentes de *commodities* (CASHIN, P. E MCDERRMOTT, 2002).

Uma característica da maioria dos artigos de política monetária que abordam choques nos preços de *commodities* é se concentrar em choques nos preços de petróleo, mas cujas conclusões, em geral, podem ser estendidas aos choques de preços das demais *commodities*. Outra peculiaridade é que grande parte desta literatura enfatiza a importância da política monetária como canal de transmissão dos choques nos preços das *commodities* para a economia real, como em Bernanke, Gertler e Watson (1997), ou Cologni e Manera (2008). Segundo estes trabalhos, o efeito negativo de um choque nos preços das *commodities* sobre o nível de atividade econômica de um país ocorre, em grande medida, em decorrência da resposta antiinflacionária da política monetária a esses choques.

Bernanke et al. (1997) ressalta que uma maior e mais rápida atuação da política monetária no combate à inflação (uso de sistemas de metas de inflação) reduz a influência do repasse de uma alta do preço das *commodities* sobre a economia. 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.

Partindo para o ponto relacionado às implicações para a política monetária da interação entre câmbio e *commodities*, vale utilizar como base, as recomendações da teoria macroeconômica neo-keynesiana. Segundo Curatola de Melo (2010):

Em termos gerais, a modelagem neo-keynesiana emprega equações micro-fundamentadas, baseadas na otimização intertemporal, e assumem expectativas racionais, mercados imperfeitos e rigidez de preços. É a rigidez de preços em mercados imperfeitos que garante à política monetária a capacidade de afetar a economia real, e não apenas a inflação, como prevê a economia clássica, em que a moeda é neutra (CURATOLA DE MELO, 2010, p.20).

Para Clarida, Galí e Gertler (1999), diante de um choque de custos, existe um *trade-off* entre manter a inflação na meta ou a produção em seu nível potencial, de modo que a resposta ótima do Banco Central neutraliza apenas parcialmente o choque, aceitando alguma elevação da

inflação. Frente a um choque de demanda o Banco Central deve elevar a taxa de juros na intensidade suficiente para anular completamente o choque.

Adicionalmente à abordagem neo-keynesiana, Böwer, Geis e Winkler (2007) identificam canais de transmissão, por meio dos quais os preços das *commodities* impactam a inflação de um país exportador desses produtos. É possível classificar um choque nos preços de *commodities* como um choque simultâneo de custos e de demanda¹⁷, de modo que diante de um choque nos preços das *commodities*, a resposta ótima da autoridade monetária será inevitavelmente uma elevação da taxa nominal de juros.

Por outro lado, Oliveira (2004) argumenta que, devido ao elevado grau de obstrução dos canais tradicionais de transmissão da política monetária no Brasil, as oscilações nos preços internacionais de insumos produtivos como o petróleo deveriam ser suavizadas por mecanismos não tradicionais. O autor defende a adoção de um sistema de intervenção tributária, combinando tributos e subsídios variáveis no tempo, mascarando os movimentos dos preços internacionais das *commodities* e impedindo que sejam integralmente transmitidos aos preços domésticos.

Outra importante questão não abordada pelos neo-keynesianos tradicionais, refere-se à mudança dos preços relativos em decorrência de um choque nos preços das *commodities*. Segundo Curatola de Melo (2010):

Em presença de rigidez nominal de preços, um choque nos custos de insumos pode não ser repassado com a mesma tempestividade aos preços finais dos diversos segmentos de uma economia, podendo fazer com que bens de custos marginais iguais sejam vendidos a preços finais distintos, o que caracterizaria uma alocação ineficiente dos recursos. Essa ineficiência pode ser amplificada caso a resposta do Banco Central ao choque limite o repasse da elevação de custos, prolongando a distorção dos preços relativos (CURATOLA DE MELO, 2010, p.21).

Freitas (2006), após estudos sobre a resposta ótima da política monetária a uma elevação de preços administrados¹⁸, concluiu que o Banco Central deveria permitir a elevação da inflação dos demais bens, neutralizando, parcialmente, o impacto do choque sobre os preços relativos.

¹⁷ Segundo Bloch, Dockery e Sapsford (2006) choque de custo pode ser definido como uma elevação do custo marginal de produção em decorrência da elevação nos preços dos insumos, sendo repassado ao longo da cadeia produtiva até atingir os preços ao consumidor. Choque de demanda deriva do estímulo ao consumo ou investimento.

¹⁸ Segundo o Banco Central do Brasil, o termo “preços administrados por contrato e monitorados” – doravante simplesmente preços administrados – refere-se aos preços que são insensíveis às condições de oferta e de demanda porque são estabelecidos por contrato ou por órgão público.

Curatola de Melo (2010) ainda aborda a questão de preços relativos sob a perspectiva da desigualdade de renda. O autor conclui que embora os modelos tradicionais de política monetária usualmente supõem agentes representativos, a elevação de um índice de preços ao consumidor de uma economia não reflete de forma homogênea a perda de poder de compra entre as diversas classes sociais, visto que a cesta média de consumo varia consideravelmente entre as classes. Sendo insumos de produtos de primeira necessidade, como alimentação e transporte, as elevações dos preços das *commodities* afetam de forma mais intensa o poder de compra das classes mais pobres. Nesse sentido, conforme defende o autor, um modelo que considerasse agentes heterogêneos e cuja função utilidade do BC incorporasse objetivos relacionados à equidade de renda, poderia recomendar um aumento mais intenso na taxa de juros diante de um choque nos preços das *commodities*, em especial as agrícolas e energéticas, cujo impacto sobre os preços de bens de primeira necessidade é maior.

Ainda segundo o autor a interação entre câmbio e *commodities* reduz a necessidade tanto da adoção de mecanismos alternativos de intervenção tributária quanto da intensidade com que a política monetária precisaria responder a um choque nos preços internacionais desses produtos.

Os preços das *commodities* que interessam como custo de produção e receita de exportação, que influencia renda e liquidez de um país, é o valor em moeda doméstica, resultado do preço internacional em dólares multiplicado pela taxa nominal de câmbio do país em questão. Nesse sentido, se esse país for um exportador de *commodities*, é necessário considerar o efeito dos preços internacionais desse produtos sobre a taxa de câmbio do país, que, em geral, é de apreciação. Levando em conta esse efeito, a variação dos preços das *commodities* medida na moeda doméstica tende a ser menor e, por isso, tanto os choques de custo e demanda quanto a distorção dos preços relativos tendem também a ser menores, exigindo uma resposta mais branda, em termos de elevação da taxa de juros, por parte do Banco Central (CURATOLA DE MELO, 2010, p.22).

Na seção 1.4.1 e 1.4.2 abaixo, são apresentados dois modelos de trabalho, dos autores De Gregorio (2012) e Moreira (2014). Os autores abordam de uma forma abrangente, explicitando através de equações variadas, as principais relações entre as *commodities*, o câmbio e a política monetária.

2.4.1 O modelo De Gregorio (2012)

Partindo-se então, da relação entre *commodities*, câmbio e política monetária, o presente trabalho busca apresentar, como primeira referência, o modelo teórico formalizado por De

Gregório (2012), que descreve de uma forma sucinta as relações entre estas variáveis, através de sete equações básicas, sob uma estrutura novo keynesiana.

O autor discute o papel que os choques de preços de *commodities* tem sobre a política monetária, num contexto de um banco central com metas de inflação, definido sobre algum intervalo de tolerância e horizonte político. O horizonte político é o período de tempo no qual o banco central pretende corrigir os desvios de inflação da meta. Uma vez que o banco central tem de conduzir a política monetária com o objetivo de atingir a meta no futuro, a fim de cumprir esta meta, em média, ao longo do tempo, uma variável chave é a previsão que o banco central faz sobre a trajetória futura da inflação. Na verdade, o banco central deve seguir uma política que garanta que a inflação prevista atinja a meta no horizonte político. Então, na prática, o banco central tem como objetivo intermediário a sua inflação prevista dentro do horizonte de política.

De Gregorio (2012) discute também alguns pontos de análise em relação a exercícios de avaliação de políticas. A maioria deles são feitos no contexto de modelos *Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)* e a estrutura gira em torno de um modelo de preços rígidos ao longo das linhas dos modelos novos-keynesianos de avaliação de políticas (Galí e Gertler, 2007). Para realizar a avaliação de políticas, estes modelos maximizam o bem-estar, que é tipicamente a utilidade representativa do consumidor. Em seguida, a maximização da função de bem estar pode ser convertida para uma aproximação de segunda ordem, para a minimização tradicional de uma função de perda quadrática que depende de desvios da inflação (π) do seu alvo ($\bar{\pi}$), e desvios do produto do nível de produção de pleno emprego (gap do produto, $y - \bar{y}$). A taxa de inflação específica que entra na função de perda deve ser o índice para a meta. No entanto, se a função de perda quadrática é assumida em vez da derivada da função de utilidade dos consumidores, o índice que se pretende atingir torna-se um pressuposto e não uma implicação do modelo. Mas, mesmo quando a função de perda é derivada de uma função de bem-estar, a aproximação é muito específica para os pressupostos do modelo, e avaliar ambientes diferentes e mais gerais é o que trabalhos analíticos recentes têm feito.

Outra diferente questão que o autor aborda, é a forma de conduzir a política monetária a fim de atingir a meta, não importando se é baseada no núcleo da inflação (*core inflation*)¹⁹ ou na

¹⁹ Segundo Relatório de Inflação de junho de 2000 do Banco Central do Brasil, o núcleo de inflação, também denominado de inflação subjacente, é uma medida que procura captar a tendência dos preços, desconsiderando distúrbios resultantes de choques temporários. É uma medida de inflação desenhada para detectar mudanças de

inflação cheia (*headline inflation*)²⁰. Em geral, o instrumento de condução da política monetária é a taxa de juros. Como uma primeira aproximação, pode-se pensar que o banco central determina a taxa de juros de acordo com alguma regra de *feedback*, no qual um determinado estado da economia implica uma certa orientação da política monetária. Esta regra deve ser consistente com a meta. A Regra de Taylor é a mais conhecida entre as regras de *feedback* e ajusta a taxa de juros para o hiato do produto e os desvios da inflação em relação a meta. Regras mais elaboradas também incluem outras variáveis observadas, bem como a previsão de inflação alguns períodos à frente.

A maioria dos modelos-padrão para avaliação de políticas consideram diferentes regras de política de *feedback*, e, em seguida, avaliam o seu desempenho relativo em termos de bem-estar. De Gregorio (2012), dentro do contexto de seu trabalho, tinha como objetivo comparar as regras que usam o núcleo da inflação, com as regras que usam a inflação cheia. No entanto, esta estratégia apresentava algumas limitações. Em primeiro lugar, o número de regras potenciais é ilimitado. E em segundo, os bancos centrais não operam seguindo regras mecânicas. Regras como a regra de Taylor, são uma forma reduzida para interpretar o comportamento da política monetária, mesmo para calibrar modelos em bancos centrais, mas não representam a real tomada de decisão nos bancos centrais, nem a política monetária ótima. Uma regra ótima, segundo Svensson (1999) e Woodford (2007), deve ser uma trajetória de juros que maximize o bem-estar, e isso pode ser melhor aproximado com um caminho para a taxa de juros que garanta que a previsão de inflação no horizonte político seja igual à meta de inflação. Neste contexto, a política monetária deve reagir a todas as variáveis e aos choques que afetam a previsão de inflação, que deve ser igual à meta de inflação no horizonte político.

caráter fundamental nos preços, que podem ser causadas por pressões de demanda sobre a capacidade produtiva, por choques permanentes nos preços relativos ou por alterações nas expectativas de inflação

²⁰ Segundo o Banco Central do Brasil, o regime brasileiro considera um índice “cheio” como referência, em linha com a grande maioria dos países que adotam metas formais para a inflação. Nesse índice são considerados todos os itens presentes no levantamento de preços do IPCA. No Brasil, a adoção do índice cheio deveu-se a dois motivos. O primeiro é que, embora no longo-prazo o núcleo e a inflação tendam a convergir, no curto prazo podem divergir significativamente. O segundo, e talvez o mais importante, é a questão de transparência e credibilidade. No momento da implantação do regime de metas para a inflação, além da necessidade de explicar à população o que significava o regime de metas, a introdução de novo conceito de inflação (núcleo), que não reflete a inflação efetivamente ocorrida junto ao consumidor, poderia gerar ainda mais dúvidas. Ademais, o índice cheio está mais próximo do conceito de bem-estar, pois é mais representativo para mensurar o verdadeiro poder de compra do consumidor. As pessoas não estão interessadas nos preços de parte de sua cesta de consumo, e sim em sua totalidade (REGIME DE METAS PARA A INFLAÇÃO NO BRASIL, 2014)

De Gregorio (2012), busca ainda em seu trabalho, responder a duas questões distintas. Primeiramente, que índice de preços o Banco Central deve buscar como meta? E em segundo, como a política monetária deve reagir aos choques dos preços das *commodities*?

O autor responde à primeira questão, que, embora inicialmente a teoria tenha enfatizado o uso de uma medida de preço do núcleo como alvo, parece mais razoável usar o índice cheio, especialmente em economias com metas de inflação.

No que tange à questão sobre como a política monetária deve reagir aos choques dos preços das *commodities*, o autor sugere que, independentemente de que índice é utilizado para a meta de inflação, a política monetária deve sim responder aos choques nos preços das *commodities* para estabilizar os preços, mas a força da resposta depende das características da economia, bem como do choque específico. No entanto, o núcleo da inflação é uma das melhores medidas para avaliar as pressões inflacionárias subjacentes.

A fim de resolver a segunda questão, o autor apresenta ainda um modelo simples, de um período, que permite descrever a reação ótima da política monetária ao choque nos preços das *commodities* e ilustrar o mecanismo de transmissão através do qual este choque afeta a economia.

Considera-se um banco central que minimiza a função de perda quadrática que depende dos desvios do produto de pleno emprego ($y - \bar{y}$) e os desvios da inflação em relação à meta ($\pi - \bar{\pi}$). Isto é:

$$\min [\lambda(y - \bar{y})^2 + (\pi - \bar{\pi})^2] \quad (1)$$

onde λ é o peso relativo do desvio do produto versus os desvios da inflação na função de perda. A economia é fechada. O processo de inflação é governado por uma curva de Phillips, no qual a inflação depende das expectativas de inflação dos preços e salários fixos (π^e) e o hiato do produto. A curva de Phillips é da seguinte forma:

$$\pi = \pi^e + \theta (y - \bar{y}) + \mu \quad (2)$$

onde μ é um choque de oferta. Para assumir que este é um choque de preços de *commodities*, é necessário especificar quais são os canais através dos quais o choque nos preços das *commodities* afeta a curva de Phillips. O autor denota o choque nos preços das *commodities* como ε e assume que o banco central observa o choque antes de tomar sua decisão sobre a política monetária, mas o público não. Existem dois canais através dos quais ε afeta a curva de Phillips. Primeiro, há um efeito direto sobre os preços. O outro é um efeito sobre a produção no pleno emprego. Quando, por exemplo, o produto é o petróleo, um aumento nos preços da energia corresponde a um declínio na produtividade e, conseqüentemente, o produto do pleno emprego cai. Portanto, a curva de Phillips pode ser escrita como:

$$\pi = \pi^e + \theta (y - (\bar{y} - \gamma\varepsilon)) + \alpha\varepsilon$$

o qual torna-se

$$\pi = \pi^e + \theta (y - \bar{y}) + \varepsilon(\alpha + \theta\gamma) \quad (3)$$

onde γ corresponde aos efeitos das *commodities* sobre o produto de pleno emprego. No caso de alimentos esse parâmetro é zero, enquanto para óleo é positivo e aumenta com a intensidade relativa de energia na estrutura de produção da economia. O parâmetro α representa a importância da *commodity* na cesta do consumidor, caso em que ambos, óleo e alimentos, tem um efeito positivo. No entanto, se a medida de inflação for o núcleo, o parâmetro α seria zero. Se a taxa de inflação for um índice cheio, tem-se que levar em conta os efeitos diretos, bem como os indiretos, ou efeitos de segunda ordem. Enquanto, se for o núcleo da inflação, incluiriam-se somente os efeitos de segunda ordem, porque os efeitos diretos não seriam incluídos no índice de preços. O autor relata que, no caso de um choque nos preços de alimentos, o valor de α é muito maior em economias emergentes e em desenvolvimento do que em economias industrializadas.

Este é um problema muito simples na qual as condições de primeira ordem irão fornecer uma relação entre o hiato do produto e os desvios da inflação em relação à meta. Em seguida, retornando à expressão da curva de Phillips, podemos ter uma expressão para a taxa de inflação em função do choque de preços de *commodities* e da inflação esperada. Esta seria a taxa de inflação que a autoridade iria escolher para equilibrar o *trade-off* entre inflação e desemprego

dadas as expectativas inflacionárias. As expectativas inflacionárias em equilíbrio devem ser igual à meta, mas é assumido que elas são dadas, uma vez que facilita a discussão sobre o impacto da inflação esperada sobre a política monetária.

No entanto, os bancos centrais controlam a inflação indiretamente afetando a demanda agregada, a qual também será afetada pelos choques nos preços das *commodities*, uma vez que para um país importador, o choque dos preços de *commodities* representa um choque negativo nos termos de troca, o que reduz a renda e demanda agregada. Denotando por i a taxa de juros, a demanda agregada é assumida como sendo:

$$y - \bar{y} = A - \phi(i - \pi^e) - \delta\varepsilon \quad (4)$$

onde δ representa a intensidade do efeito da demanda agregada. Claro que, para um país exportador de alimentos, δ seria negativo. Usando a expressão para a inflação e o hiato do produto, podemos derivar a regra de política ótima, que é:

$$i = \bar{i} + \frac{\theta}{\phi(\theta^2 + \lambda)} [\pi^e - \bar{\pi}] + \varepsilon \left(\frac{\alpha\theta + \gamma\theta^2}{\phi(\theta^2 + \lambda)} - \frac{\delta}{\phi} \right) \quad (5)$$

onde \bar{i} é a taxa nominal de juros de equilíbrio, que é a meta de inflação mais a taxa de juros real de equilíbrio, que neste caso é igual a A / ϕ (ou seja, a taxa real quando o hiato do produto é zero e a inflação é igual a meta).

A equação (5) representa a taxa de juros ótima na presença de um choque nos preços de *commodities*. Quanto maior o efeito no lado da oferta, maior será o aumento das taxas de juros quando o choque dos preços de *commodities* atingir a economia. Em contraste, o efeito dos choques dos preços de *commodities* do lado da demanda reduz a força da resposta da política. Um choque positivo de demanda pura, ou um choque inflacionário puro na curva de Phillips requer uma reação mais forte da política monetária, uma vez que não há efeitos de compensação. No caso de um choque nos preços de *commodities*, o efeito do lado da oferta induz ao aperto monetário, enquanto que o efeito do lado da demanda limita a extensão do aperto. Se a economia fosse um exportador de alimentos, os efeitos de oferta e demanda se somariam, exigindo uma reação política mais forte, como δ seria negativo. Uma maneira de superar artificialmente esse efeito em alguns países exportadores de *commodities* é aproveitar

os termos de troca comercial para subsidiar o preço doméstico dos bens que usam intensivamente a *commodity*. Isto pode gerar transitoriamente uma inflação menor, mas a um custo fiscal que deve ser considerado, especialmente quando o choque é persistente.

De Gregorio (2012) deixa claro não ter considerado um canal de expectativas, por meio do qual a reação da inflação esperada pode depender de se o alvo é definido como índice cheio ou núcleo da inflação, e isso pode ter consequências importantes na escolha da meta. O autor também ignorou os efeitos dinâmicos do choque dos preços de *commodities* sobre a inflação cheia. Estes são os efeitos de segunda ordem do choque dos preços de *commodities*. Um dado choque causará um aumento imediato da inflação cheia, mas ainda vai demorar algum tempo para afetar o núcleo da inflação. Isto pode ocorrer porque as *commodities* são insumos intermediários, ou eles são relevantes na cesta de consumo e, portanto, na determinação dos salários. Além disso, quanto mais persistente o choque dos preços de *commodities*, mais provável de os efeitos de segunda ordem começarem e maior serão as suas consequências inflacionárias. E, quanto maior aqueles efeitos de segunda ordem, mais persistentes e maiores serão os efeitos de um choque dos preços de *commodities* sobre a inflação cheia.

Outra importante implicação dinâmica é que o autor assume ter ignorado em sua discussão o papel que o horizonte de tempo tem sobre um regime de metas de inflação. A maioria dos bancos centrais com metas de inflação definem um horizonte para atingir a meta. Às vezes, esse horizonte é explícito, como dois anos, o que é muito predominante e, por vezes, é mais difusamente definido como " médio prazo".

O horizonte é definido com base em várias considerações. Primeiro, a política monetária afeta a economia com defasagens. No entanto, estes atrasos não são longos o suficiente para justificar uma escolha que vai para o médio prazo. A outra razão é para afrouxar o custo de produção da estabilização da inflação. Enquanto há custos de produção, em termos de desvios do produto de pleno emprego, a escolha do horizonte equilibra os custos do hiato do produto e os desvios da inflação em relação à meta (SVENSSON, 1997; DE GREGORIO, 2007). E havendo choques temporários para a inflação, seria muito caro manter a inflação na meta em todos os momentos. Isto é o que está por trás da idéia de deixar o tempo passar, a fim de avaliar com mais precisão a persistência do choque. Mas como esses choques não revertem, como a recente experiência com alimentos e energia, é necessária uma reação da política monetária a fim de não deixar que a inflação se enraíze e fique ainda mais caro para estabilizá-la.

Vale ressaltar que o modelo apresentado, como define o próprio autor, é enquadrado para uma economia fechada. Para uma economia aberta, acrescentam-se muito mais complicações, porém, neste caso, o canal da taxa de câmbio pode ser importante na transmissão do choque dos preços de *commodities*. Uma economia importadora de *commodities*, em princípio, teria uma desvalorização quando os preços das *commodities* subissem. Neste caso, os efeitos inflacionários do aumento dos preços mundiais podem ser exacerbadas pela desvalorização da moeda. Em contraste, quando o país goza de um ganho em termos de troca com o choque dos preços de *commodities*, a valorização seguida pode melhorar os efeitos da alta dos preços mundiais sobre a inflação doméstica. Estes desenvolvimentos devem também ser levados em conta na definição da política monetária. Novamente, isto não é porque o banco central tem como meta a taxa de câmbio, mas porque os movimentos persistentes na taxa de câmbio terão implicações sobre a taxa de inflação e, portanto, sobre o cumprimento da meta de inflação (DE GREGORIO, 2012)

De Gregorio (2012) ainda cita uma ressalva em relação ao núcleo da inflação e a inflação cheia. Os bancos centrais prestam muita atenção ao núcleo da inflação, apesar de alvejarem o índice cheio. De fato, um aumento na inflação cheia com núcleo estável leva a uma reação menos forte do que quando o aumento é no núcleo da inflação. Na verdade, isto parece indicar que os bancos centrais tem como alvo de fato o núcleo, ao invés da inflação cheia. No entanto, como indicado anteriormente, esta diferente reação pode ser em função de uma fonte diferente de inflação. Se houver um choque no núcleo da inflação, é provável que o hiato do produto é o que está impulsionando a dinâmica inflacionária. Em contraste, um choque dos preços de *commodities* elevaria a inflação cheia, mas não o núcleo da inflação, e, uma vez que também pode ter efeitos contracionistas pelo lado da demanda, a reação da política monetária deve ser menos agressiva.

No entanto, o autor enfatiza que poder-se-ia estabelecer uma equivalência entre atingir o núcleo e a inflação cheia se soubéssemos exatamente as características dos efeitos de segunda ordem. O autor denota a inflação cheia por π , o núcleo da inflação por π' e a energia e inflação dos alimentos (de *commodities*, ou não) por π^C . A inflação cheia é uma média ponderada de seus dois componentes:

$$\pi = \alpha\pi' + (1 - \alpha)\pi^C \quad (6)$$

Se um choque dos preços de *commodities* ($\Delta\pi^C$) aumenta o núcleo da inflação, como resultado dos efeitos de segunda ordem devido ao custo ou impulso salarial, por um fator de σ , temos que $\Delta\pi' = \sigma\Delta\pi^C$. Portanto, a relação entre um choque dos preços de *commodities* e a inflação cheia é dada por:²¹

$$\Delta\pi = [\alpha\sigma + (1 - \alpha)]\Delta\pi^C \quad (7)$$

Quanto maiores forem os efeitos de segunda ordem, medidos por σ , maior o impacto na inflação. Se o choque de preços é permanente, há um aumento de uma vez por todas em π^C , que então realimenta a inflação cheia e, portanto, fazendo com que, tanto o núcleo quanto o índice cheio subam transitoriamente. Este é um caso em que o preço relativo das *commodities* sobe. O aumento na inflação de *commodities*, $\Delta\pi^C$, será transitória, sendo positivo em um período e retornando a zero depois. Se os efeitos do choque transitório à inflação, permanente aos preços, não tiver lugar dentro do horizonte político e os efeitos de segunda ordem forem pequenos, não será necessária nenhuma reação da política monetária. De fato, se não houver propagação, um aumento de uma só vez nos preços das *commodities* levará a um aumento da inflação anual por apenas 12 meses, o que é mais curto do que os horizontes políticos habituais. No entanto, além dos efeitos persistentes de segunda ordem devido a, por exemplo, pressão salarial, deve-se considerar a possibilidade de que as expectativas inflacionárias aumentarão, induzindo a propagação de alta da inflação.

Portanto, o que irá desencadear a reação do banco central será o tamanho e a persistência dos efeitos sobre o núcleo da inflação. Isso poderia ser interpretado como a meta do núcleo da inflação, mas como argumentado pelo autor, este foco é devido à importância do núcleo da inflação como um indicador das pressões inflacionárias subjacentes. Logo, o monitoramento e uma reação mais firme ao núcleo da inflação é totalmente consistente com as metas de inflação cheia. O núcleo da inflação é uma diretriz operacional útil, mas ignorando a evolução da inflação cheia, pode impedir a tomada de medidas de política mais adequadas.

Presumivelmente, os efeitos de segunda ordem (σ) dependem da conduta e credibilidade da política monetária. Com as expressões descritas aqui, não pode ser dito que o σ será menor sob

²¹ Desde que o autor está ignorando a dinâmica, deve-se pensar que este está em um horizonte de tempo de, digamos, um ano, caso contrário, o efeito de segunda ordem deve considerar a inflação passada (DE GREGORIO, 2012, p. 15)

o núcleo ou a inflação cheia. No entanto, como discutido anteriormente, o aumento da volatilidade da inflação cheia e esperada, causada por metas de núcleo da inflação, pode induzir a maiores efeitos de segunda ordem e, por isso, é provável que o σ seria maior sob metas de núcleo da inflação. Com a estrutura apresentada aqui pode-se ver o *trade-off* entre as metas de núcleo da inflação e a inflação cheia. A meta de núcleo da inflação irá levar a uma resposta mais fraca da política monetária (ver equação (5) para $\alpha = 0$), mas isso pode gerar mais volatilidade nas expectativas inflacionárias, com efeitos incertos sobre a volatilidade do produto.

2.4.2 O modelo Moreira (2014)

Um segundo modelo que aborda a relação entre estas variáveis é estudado por Moreira (2014). O autor apresenta algumas notas para o caso de uma economia exportadora líquida de *commodities*, no que diz respeito às relações entre a taxa de câmbio, a inflação ao consumidor e as reações do Banco Central em face das metas de inflação. O autor aborda as relações existentes entre estas variáveis através de um modelo teórico dividido em 5 equações. Adicionalmente, também utiliza-se de uma análise gráfica simples, feita com o objetivo de responder com mais clareza algumas questões subjacentes ao assunto e que pode ser utilizada de uma forma eficaz para o ensino de uma política econômica de preços de *commodities*.

Moreira (2014) parte de um modelo para uma economia exportadora líquida de *commodities*, o qual expressa as relações dinâmicas entre as variáveis macroeconômicas relevantes, que podem ser utilizadas dentro de uma análise empírica. Caracteriza-se como um modelo dinâmico autoregressivo e estocástico, com componentes *forward-looking*. Mesmo com especificações e notações não convencionais, o modelo, segundo o autor, reflete pensamentos já encontrados em trabalhos de Clarida, Galí & Gertler (1999), dentre outros. É introduzido explicitamente um componente de preços de *commodities* dentro do modelo, de modo que se aproxima de obras que lidam diretamente desta questão, como Medina & Soto (2005) e Lee & Song (2009). No curto prazo o comportamento do produto numa economia com algum grau de rigidez de preços pode ser definido como:

$$Y_t = \sum_{j=1}^n \alpha_{-j} y_{t-j} - \sum_{j=1}^n b_{-j} i_{t-j} - E_t \sum_{j=0}^n \beta_j i_{t+j} + \vartheta_1 e_{t-1} + \vartheta_2 p^{comm}_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Onde Y é o Produto, i a taxa básica nominal de juros, e a taxa de câmbio, p^{comm} o índice de preços de *commodities* e u o choque de demanda (termo de ruído branco). Todos os parâmetros $\alpha, b, \beta, \vartheta_1$ e ϑ_2 são positivos. Os componentes *backward-looking* são expressos em variáveis *lag*, do período t_{-1} até t_n (por meio do operador de soma), enquanto o componente *forward-looking* – para a taxa básica de juros – é indicado também pelo operador expectacional (E) do período t até t_{+n} . Além disso, todas as variáveis podem ser consideradas como desvios para seus valores normais. Por (1), um aumento dos preços das *commodities* tem um impacto positivo sobre a produção de um período a frente. Conforme o autor, é natural pensar que quanto maior o setor exportador de *commodities* na produção, maior o ϑ_2 . Numa economia exportadora líquida de *commodities*, sua dinâmica é expressivamente dependente do valor de $\vartheta_1 + \vartheta_2$, quanto maior a subvalorização da moeda doméstica, juntamente com o aumento dos preços das *commodities*, maior será o estímulo aos setores exportadores, e assim, à produção. Na verdade, e em conjunto com p^{comm} podem ser usados para medir o ganho do setor exportador de *commodities* em termos de moeda doméstica²².

Por outro lado, países importadores líquidos de *commodities* são pressionados diante de um aumento dos preços das *commodities*, de modo que esse aumento representa uma espécie de choque de demanda negativo ou choque tecnológico negativo, e ϑ_2 torna-se um parâmetro negativo. Por sua vez, a inflação ao consumidor pode ser especificada como:

$$\pi_t = \sum_{j=1}^n l_{-j} \pi_{t-j} + E_t \sum_{j=0}^n \lambda_j \pi_{t+j} + \sum_{j=1}^n q_{-j} y_{t-j} + E_t \sum_{j=0}^n v_j v_{t+j} + \zeta_1 e_t + \zeta_2 p^{comm}_{t-1} + g_t \quad (2)$$

Onde π é a inflação ao consumidor. Como em (1), os componentes *backward-looking* e *forward-looking* são indicados por defasagens do período t até $t + n$, juntamente com, respectivamente, o somatório e a expectativa dos agentes. Os parâmetros $l, \lambda, q, v, \zeta_1$ e ζ_2 são positivos, enquanto que g representa um choque de oferta, com média zero e variância constante. Os efeitos dos preços das *commodities* sobre a inflação ao consumidor irão depender basicamente de variações na taxa de câmbio. Em uma economia exportadora líquida de *commodities*, em geral, um aumento dos preços das *commodities*, provoca uma sobrevalorização da moeda doméstica, com o aumento das reservas em moeda estrangeira, de

²² Em tal notação, a taxa de câmbio mede a quantidade de moeda doméstica necessária para comprar uma unidade de dólar. Assim, um aumento (ou diminuição) de e expressa uma desvalorização (ou sobrevalorização) da moeda nacional frente ao dólar (MOREIRA, 2014, p.27).

modo que os impactos sobre a inflação ao consumidor pode ser menor, dado ζ_1 e ζ_2 . Isso significa que e e p^{comm} se movem em sentido inverso para o caso de países exportadores líquidos de *commodities*²³. No entanto, em países importadores líquidos de *commodities*, um aumento dos preços das *commodities*, impõe uma desvalorização da moeda nacional, já que há uma diminuição das reservas em moeda estrangeira, de modo que os impactos sobre a inflação ao consumidor podem ser maiores. Nesses países, e e p^{comm} movem-se na mesma direção. Por agora, o autor procura definir a política monetária como uma regra de Taylor *forward-looking* inercial:

$$i_t = \rho(i_{t-1}) + (1 - \rho)[(i^n_t) + \sum_{j=1}^n m_{-j} \pi^*_{t-j} + E_t \sum_{j=0}^n \phi_j \pi^*_{t+j} + \sum_{j=1}^n n_{-j} y_{t-j} + E_t \sum_{j=0}^n \kappa_j y_{t+j}] + \eta_t \quad (3)$$

Em (3), ρ é o coeficiente de inércia, o que dá a proporção de i_{t-1} traduzido para i_t ; portanto, quanto maior ρ , maior a inércia ou suavização da política monetária. Por sua vez, i^n é a taxa de juros nominal de equilíbrio para onde a economia converge quando os desvios de inflação ao consumidor e produto são eliminados. Os parâmetros m , ϕ , n e κ são positivos e o princípio de Taylor (Taylor, 1993) define a política monetária contra-cíclica no caso em que m e ϕ forem maiores do que 1. Como em (1) e (2), os componentes *backward* e *forward-looking* são indicados ao longo do tempo por meio do somatório das variáveis defasadas e esperadas, enquanto η significa o choque de política monetária (ruído branco).

O problema a ser resolvido pelo Banco Central, segundo o autor, pode ser expresso em termos de uma função de perda quadrática social (L), tal como:

$$L_T = E_t \sum_{j=0}^n w_{1j} (\pi_{t+j})^2 + E_t \sum_{j=0}^n w_{2j} (y_{t+j})^2 \quad (4)$$

Dado $w_1 + w_2 = 1$, o Banco Central deve ajustar o seu principal instrumento atual de forma a minimizar os desvios esperados do produto e inflação ao consumidor ao longo do tempo. No entanto, esta forma convencional de pensar do Banco Central sobre os principais problemas,

²³ Embora a sobrevalorização da moeda nacional reduza o impacto de um aumento dos preços das *commodities* sobre a inflação ao consumidor, o efeito líquido ainda é positivo. Moreira (2012), através de testes para o Brasil - ou seja, uma economia exportadora líquida de *commodities* - utilizando estimativas VAR, por exemplo, encontrou evidências segundo as quais, choques positivos nos preços das *commodities* induzem a taxas de inflação mais elevadas de consumo três meses a frente.

não incorpora a questão da volatilidade dos preços das *commodities*. Tal questão, segundo o autor, tem tido um papel de destaque nas discussões internacionais em relação à distribuição de energia e alimentos sobre a cesta de bens de consumo do consumidor em todo o mundo. Por sua vez, os agricultores também são prejudicados quando os preços das *commodities* ficam abaixo dos níveis esperados, e o montante significativo de subsídios disponíveis a eles em países desenvolvidos mostra que evitar perdas com oscilações de preços é um tema antigo na prática, pelo menos em debates fiscais.

Desta forma o autor pôde estipular uma nova função de perda social, colocando a volatilidade dos preços das *commodities* ($\sigma^2_{p^{comm}}$) explicitamente como um alvo a ser controlado. Em uma nova regra, como tal, o Banco Central deve ajustar sua taxa básica de juros, juntamente com outros instrumentos regulatórios e prudenciais disponíveis, a fim de minimizar as flutuações nos mercados de *commodities*, bem como a inflação ao consumidor e ao produto. Como o autor está considerando as flutuações diárias dos preços das *commodities* de acordo com a oferta e a demanda através de contratos à vista e futuros, torna-se difícil controlar tais preços apenas com ajustes básicos nas taxas de juros, de modo que a minimização de $\sigma^2_{p^{comm}}$ requer provavelmente esforços coordenados entre o Banco Central, agentes de mercado, instituições regulatórias e autoridades fiscais. A nova função de perda social proposta é indicada em (5), permitindo que $w_1 + w_2 + w_3 = 1$:

$$L_t = E_t \sum_{j=0}^n w_{1j} (\pi_{t+j})^2 + E_t \sum_{j=0}^n w_{2j} (y_{t+j})^2 + E_t \sum_{j=0}^n w_{3j} \sigma^2_{p^{comm}_{t+j}} \quad (5)$$

Moreira (2014) finaliza o trabalho sugerindo algumas observações para investigação empírica. O autor menciona também o trabalho de De Gregorio (2012), e sugere, com relação à hipótese de que flutuações nos preços de alimentos afetam mais fortemente a inflação ao consumidor que a inflação dos preços de energia, especialmente nas economias emergentes, que seria desejável testar a robustez de tal suposição usando dados e métodos para comparar as diferentes respostas de inflação ao consumidor face ao impulso dos preços de petróleo e dos alimentos para economias emergentes e avançadas. O autor também sugere estudar as relações entre o crescimento do PIB, choques dos preços das *commodities* e respostas de política monetária para uma economia exportadora líquida (ou importadora líquida), ou até mesmo para uma amostra de países exportadores e importadores líquidos, a fim de testar possíveis assimetrias da dinâmica entre eles.

Por outro lado, segundo o autor, a volatilidade dos preços das *commodities* e suas possíveis relações com variáveis macroeconômicas relevantes podem ser investigados usando a metodologia VAR e modelos GARCH em conjunto. Por fim, uma questão importante é colocada à posta: se a volatilidade nos mercados de *commodities* é neutra ou não para a dinâmica macroeconômica, em termos reais, um aumento da volatilidade dos preços das *commodities* é seguido por mudanças nos níveis do PIB real em uma economia exportadora líquida (ou importadora líquida)? Se sim, em que direção ele ocorre? Os resultados deste tipo de pesquisa pode influenciar decisivamente as preocupações dos formuladores de políticas com relação a flutuações abruptas nos mercados de *commodities* internacionais (MOREIRA, 2014, p. 30).

3 REVISÃO DE LITERATURA EMPÍRICA

Nesta seção serão apresentados alguns dos principais estudos empíricos acerca do impacto dos choques de *commodities* para a inflação, sua relação com o câmbio, bem como as implicações para a política monetária. Primeiramente, serão analisados alguns dos principais estudos empíricos internacionais relacionados ao assunto. Por fim, e ainda mais importante, o presente trabalho busca revisar a literatura empírica para o caso brasileiro, metodologia utilizada e principais conclusões. Ao final de cada seção será apresentado uma tabela com a síntese dos resultados encontrados por importantes trabalhos.

3.1 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS INTERNACIONAIS

Nesta subseção, o presente trabalho procura apresentar e demonstrar os resultados de alguns dos principais trabalhos empíricos internacionais, relacionados aos impactos dos choques dos preços de *commodities* sobre a inflação, relação com o câmbio, e política monetária. Para tanto, serão abordados em especial os estudos de Furlong e Ingenito (1996), Bernanke et al. (1997), Chen e Rogoff (2003), Acharya et al (2008), e Mallick e Souza (2013).

Partindo de um dos primeiros trabalhos que abordam o tema, tem-se as análises de Furlong e Ingenito (1996). Os autores analisam a relação empírica entre as mudanças nos preços das *commodities* e da inflação, observando o desempenho dos preços das *commodities* não-petrolíferas como indicadores independentes de inflação e em conjunto com outros indicadores antecedentes da inflação. Para tanto, utilizam-se os modelos de Vetores Auto Regressivos (VAR), incluindo um dos índices de preços de *commodities* (CRB – *Commodity Research Bureau*) juntamente com o índice de preços ao consumidor (CPI – *Consumer Price Index*). A série também utiliza um índice para matérias-primas (CRBRAW). Os resultados indicam que a relação empírica entre os preços das *commodities* e da inflação mudou drasticamente ao longo do tempo.

Segundo Furlong e Ingenito (1996), os preços das *commodities* não-petrolíferas foram os principais indicadores relativamente fortes e estatisticamente robustos de inflação global durante a década de 1970 e início de 1980, mas têm sido indicadores autônomos pobres de inflação a partir do início de 1980. Quando considerados em conjunto com outros indicadores prováveis de inflação, tais como a taxa de desemprego ou a taxa de câmbio, os preços das

matérias-primas não-petrolíferas tiveram uma relação mais estatisticamente robusta com a inflação nos últimos anos, embora seja problemático identificar as razões para a diferença no conteúdo de informação dos preços das *commodities*. Declarações como o declínio da participação das *commodities* na produção global, a menor utilização de matérias-primas para hedging de inflação, ou a resposta compensatória da política monetária parecem inadequadas para explicar a deterioração nas relações empíricas entre as mudanças nos preços das *commodities* e inflação global. Outra possibilidade sugerida na análise dos autores é uma mudança no mix de choques que afetam os preços. A ocorrência de tal mudança seria consistente com a inflação de CPI relativamente estável e baixa, o declínio geral do preço relativo das *commodities*, bem como o papel mais importante dos choques petrolíferos para explicar a inflação desde o início de 1980.

Bernanke et al. (1997) também descrevem a mudança dos efeitos da variação de preços das *commodities* sobre a economia norte-americana, através da utilização da metodologia de vetores auto regressivos (VAR). Os autores ressaltam 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. Os autores citam ainda 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. Os autores concluem que quanto mais ativa a participação da política monetária para conter a inflação, menor será o efeito do preço das *commodities* para inflação.

Chen e Rogoff (2003) utilizaram diversos métodos econométricos, entre eles o método dos momentos generalizados – GMM (*Generalized Method of Moments*) para analisar o impacto dos preços internacionais de *commodities* sobre a taxa de câmbio real para três economias abertas, pequenas e desenvolvidas – Canadá, Austrália e Nova Zelândia, entre 1973 a 2001. Os três países possuem uma pauta exportadora bastante concentrada em *commodities* apesar de choques nos preços da maioria desses produtos serem exógenos a eles. O estudo conclui que para a Austrália e Nova Zelândia a relação entre preços de *commodities* e a taxa de câmbio é bastante significativa. Porém, a conclusão para o Canadá é mais fraca, possivelmente devido ao fato deste país possuir uma base industrial maior e mais desenvolvida.

Acharya et al (2008) analisam os movimentos históricos no mercado futuro de *commodities* e a relação com a inflação, especificamente, a relação entre o índice *Commodity Research Bureau (CRB)* e a inflação dos Estados Unidos. Os autores verificaram que a relação entre o índice *CRB* e a taxa de inflação nos EUA foi maior no passado do que em tempos mais recentes, provavelmente devido à uma mudança na composição da economia dos Estados Unidos, como exemplo, o setor de serviços, que tem crescido à uma proporção maior dentro da economia. O setor de serviços utiliza menos produtos à base de *commodities* do que os setores industrial e agrícola. Um sistema VAR de segunda ordem foi estimado para examinar se o índice agregado *CRB Reuters Jefferies* pode ser utilizado como um indicador de alerta precoce para a inflação.

Embora estudos anteriores tenham mostrado que o impacto dos preços das *commodities* sobre a inflação tem diminuído, devido ao aumento da participação do setor de serviços na economia dos EUA, os resultados apresentados neste estudo mostram que a relação entre os preços das *commodities* e a inflação ainda é significativa. Em particular, os resultados do modelo mostram que existe uma relação unidirecional entre o índice de preços das *commodities* e a inflação. Por exemplo, um aumento no índice de preços de *commodities* por um desvio padrão aumentaria a inflação quase em uma unidade no segundo ano e seu impacto tende a desaparecer no final do quinto ano. Isto implica dizer que o índice de preços de *commodities* ainda pode ser usado como um dos primeiros indicadores de alerta de inflação.

Uma das possíveis razões para a divergência dos resultados de estudos anteriores pode ser decorrente do fato de que Acharya et al (2008) utilizam dados anuais, em vez de séries mensais, as quais têm sido a norma na maioria dos estudos. Desde que os preços das *commodities* estão propensos a movimentos idiossincráticos no curto prazo (Furlong, 1989), o uso de dados anuais deve fornecer uma medida melhor da relação entre preço de *commodities* e inflação do que modelos baseados em frequências maiores.

Por fim, é válido apresentar o trabalho de Mallick e Souza (2013), para o período recente, que aborda as relações entre preços de *commodities*, pressões inflacionárias e política monetária para os países do BRICS (Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul). Os autores avaliam a transmissão da política monetária e o impacto das flutuações dos preços das *commodities* sobre a economia real para os cinco países maiores e de mais rápido crescimento das economias emergentes. Usando técnicas econométricas modernas, tais como o VAR, BVAR (bayesiano) e PVAR (VAR em painel), é mostrado que: a) uma contração da política monetária tem um

efeito negativo sobre a produção; b) os choques de preços de *commodities* levam a um aumento da inflação e exigem um comportamento agressivo dos bancos centrais para a estabilização da inflação; c) a contração da política monetária traz uma forte queda da inflação dos preços das *commodities*, apesar da persistência da inflação global; d) leva a uma grande (ainda que temporária) correção dos mercados de ações; (e) geralmente aperta as condições de liquidez de mercado; e (f) contribui para uma valorização real da moeda nacional. A Tabela 1 abaixo apresenta os principais resultados encontrados no campo internacional.

Tabela 1 – Principais referências empíricas internacionais

	Chen & Rogoff (2003)	Acharya et. al. (2008)*	Mallick e Souza (2013)
Período Amostral	1973 - 2001	1948 - 1994	1990 - 2012
Relação	câmbio e preço de <i>commodities</i>	<i>commodities</i> e inflação	<i>commodities</i>, câmbio e pol. monetária
Variáveis utilizadas	taxa de câmbio real; tx de câmbio da CPI; termos de troca; Índice de <i>commodities</i> IMF; Índice de preços de <i>commodities</i> não-energéticas IMF; PIB real (GDP)	Índice CRB; taxa de inflação US; capacidade de produção/ inovação tecnológica; PIB dos EUA (GDP); medida de oferta monetária (M2);	Índice de preços de <i>commodities</i> ; taxa de inflação (CPI); PIB real (GDP); tx nominal do BC; oferta monetária; tx de câmbio real efetiva índice de preços das ações
Frequência	trimestral	anual	trimetral
Referências	Frankel and Rose (1995); Froot and Rogoff (1995); Engel (2000);	Bordo (1980); Furlong (1989); Garner (1995); e Bloomberg and Harris (1995)	Taylor (2000); Ahmed (2003); Calvo et al. (2003); Morón et al. (2005); Devereux et al. (2006); Batini et al. (2007)
Metodologia	GMM	VAR	VAR; BVAR; PVAR
Principais Conclusões	- relação preços de <i>commodities</i> e taxa de câmbio é significativa - para Austrália e Nova Zelândia - mais fraca p/ Canadá (base industrial maior)	- relação preços de <i>commodities</i> e inflação é significativa - foi maior no passado - primeiros indicadores de alerta de inflação	- contração da pol. monetária tem efeito negativo sobre a produção - choque preços de <i>commodities</i> = aumento da inflação - contração da pol. monetária = queda da inflação dos preços das <i>commodities</i> - contribui para apreciação cambial

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas principais referências empíricas internacionais

3.2 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O CASO BRASILEIRO

Para a relação entre *commodities*, câmbio e política monetária, no caso brasileiro, o presente trabalho dá destaque aos estudos²⁴ de Araújo e Modenesi (2010), Minella et al. (2002), Pastore e Associados (2008), Curatola de Melo (2010) e Moreira (2012).

²⁴ Também foram utilizados como verificações empíricas para o estudo, os trabalhos do Banco Central relacionados ao Índice de *Commodities* Brasil (IC-Br), sua metodologia e impactos para com a inflação brasileira, os quais podem ser visualizados no Relatório de Inflação de Dezembro (2010).

Araújo e Modenesi (2010) buscaram analisar a formação dos preços na economia brasileira entre 1999 e 2010, do ponto de vista macroeconômico e pela estimação de vetores autorregressivos estruturais. De acordo com o trabalho, a inflação depende de três fatores: i) a demanda agregada (medida pela produção industrial); ii) as condições de oferta (mensuradas por um índice de preço de *commodities*); e iii) a taxa de câmbio. Os condicionantes macroeconômicos domésticos se refletem na demanda agregada. Já os condicionantes de caráter externo se expressam em ambas, as condições de oferta agregada e a taxa de câmbio. As condições de oferta são representadas por um índice de preços de *commodities*, que fazem parte da estrutura de custos do setor produtivo doméstico. Assim, uma elevação no preço das *commodities* implica um aumento de custos (ou um choque negativo de oferta), pressionando os preços para cima. A magnitude do coeficiente de repasse da oferta depende da capacidade das firmas repassarem para os preços as mudanças ocorridas nos custos de produção (ARAÚJO E MODENESI, 2010, p.11).

Os autores observam uma clara assimetria existente entre a relevância dos fatores de ordem doméstica e os de caráter externo na evolução do IPCA e concluem, por um lado, que é o alto peso dos *condicionantes externos* – formados pela taxa de câmbio e pelo preço das *commodities* – que explicam a evolução da inflação no país. Em conjunto, eles respondem por cerca de 14% da variância do IPCA (ao final de 12 meses). Por outro lado, os *condicionantes internos* – expressos pelo nível de atividade econômica – explicam menos de 1% do comportamento da inflação.

Da constatação de que os fatores externos se sobrepõem à demanda agregada na determinação dos preços, derivam-se relevantes implicações para a política monetária. Trata-se de potencial fonte de problemas para o funcionamento do mecanismo de transmissão: a inflação tem-se mostrado pouco sensível ao nível de atividade. Isso significa que, ao aumentar os juros, o BCB pode contrair a demanda agregada; entretanto, o desaquecimento da economia não se transmite *integralmente* para os preços: o arrefecimento da inflação é desproporcional à queda no nível de atividade. Neste sentido, corrobora-se a proposição de que a inflação é pouco sensível à taxa de juros. Assim, a evidência apresentada pelos autores pode ser interpretada como favorável à hipótese de que há problemas na transmissão da política monetária.

Com relação ao repasse do câmbio para a inflação, em termos quantitativos, para o Brasil, Minella et al. (2002) apresentaram estimativas do *pass-through* cambial com base em um

modelo estrutural utilizado pelo Banco Central brasileiro, de acordo com o qual o repasse para o IPCA é de 12% após um ano do choque cambial. O artigo também estimou o *pass-through* cambial do Brasil por meio de um modelo VAR, tanto para o período posterior ao plano real quanto para o período seguinte à implementação do regime de metas para inflação, cujos resultados indicam redução do repasse para o IPCA no segundo período. Enquanto no modelo estimado para o período entre setembro de 1994 a junho de 2002 o *pass-through* resultante para IPCA cheio, preços administrados e preços livres foi de respectivamente 14,1%, 19,7% e 8,4%, a estimação para o período entre julho de 1999 a junho de 2002 foi de 12,6%, 18,8% e 7,8%.

Com relação ao impacto do choque dos preços de *commodities* na inflação doméstica, Pastore & Associados (2008) estimaram em 16% o repasse da variação do índice CRB, medido em reais, para o IPCA. O estudo mostra ainda que o coeficiente de repasse do CRB de alimentos para o sub-índice do IPCA referente à alimentação é um pouco maior, cerca de 20%, mas o repasse final, sobre o IPCA cheio é de apenas 3,2%²⁵. Os autores ressaltam o fato de que no Brasil os preços das *commodities* são comercializados em moeda doméstica e que, devido à resposta da taxa de câmbio às variações das cotações internacionais das *commodities*, o impacto inflacionário de choques nos preços desses produtos acaba sendo amenizado. Concluem ainda que “foi esta interação entre o câmbio e os preços de *commodities* que impediu que a enorme elevação de preços internacionais de *commodities*, ocorrida entre 2006 e 2008, provocasse um efeito inflacionário de maiores proporções” (PASTORE & ASSOCIADOS, 2008, p.16).

Curatola de Melo (2010), por sua vez, procurou analisar o impacto de choques nos preços internacionais das *commodities* sobre a inflação brasileira, assumindo que desde meados de 2005 o significativo aumento do saldo comercial das *commodities* elevou a influência exercida pelos preços internacionais desses produtos sobre o Real. Foram estimados modelos de Vetores Auto-Regressivos (VARs) para antes e depois de junho de 2005, quando teve início a elevação da correlação entre preços de *commodities* e a taxa de câmbio segundo o autor. Com o intuito de testar se, de fato, houve redução do impacto inflacionário proveniente de choques nos preços das *commodities*, foram comparadas as funções impulso-resposta e a decomposição da variância entre os dois períodos.

²⁵ Os alimentos no domicílio pesam cerca de 16% no IPCA (PASTORE & ASSOCIADOS, 2008)

O autor utiliza duas especificações para os modelos: uma com *utilização de capacidade instalada* (UCI) e Selic em nível, e índice de preços de *commodities* (CRB), taxa de câmbio, IPCA e o *Volatility Index* (VIX, índice que mede o grau de aversão ao risco do mercado financeiro) em primeira diferença; e a outra, utilizando todas as séries em primeira diferença. Apesar das limitações inerentes à redução dos graus de liberdade, decorrente da divisão da amostra em dois sub-períodos para efeito de comparação, os resultados obtidos foram satisfatórios, isto é, fortalecem a hipótese de aumento da influência dos preços internacionais das *commodities* sobre o câmbio e de que essa maior influência contribuiu para a redução do impacto inflacionário proveniente de choques nesses preços. Mesmo que as respostas de longo prazo da taxa de câmbio ao choque nos preços de *commodities* não tenham se mostrado estatisticamente diferentes entre os dois períodos, foi identificada diferença estatisticamente significativa nos primeiros meses após o choque, e a estimativa central da resposta ao impulso das duas especificações sugere efeito final próximo de zero para o primeiro período e apreciação cambial no segundo período. Ademais, a análise da decomposição da variância residual sugere que a parcela das variações da taxa de câmbio explicada pelos preços das *commodities* passou da casa dos 9% no primeiro período para algo próximo de 50% no segundo período.

No que se refere ao impacto inflacionário de um choque nos preços das *commodities*, não apenas os sinais das respostas ao impulso estão de acordo com o esperado, como em termos de significância estatística os resultados também foram satisfatórios. O repasse estimado de longo prazo de um choque nos preços das *commodities*, para o IPCA, saiu da casa dos 30% no primeiro período para próximo de 0% no segundo. Portanto, os resultados fornecem fortes evidências de que, de fato, o impacto inflacionário de um choque nos preços de *commodities* sofreu redução no período entre junho de 2005 e maio de 2010. Diante das limitações inerentes ao tamanho da amostra, pode-se dizer que os resultados também fornecem indícios de que a redução do impacto inflacionário está, em grande parte, relacionada à apreciação cambial resultante do choque.

Como contribuição à análise da política monetária em relação a esses choques, Curatola de Melo (2010) ainda argumenta que uma implicação direta da redução do impacto inflacionário de choques nos preços internacionais das *commodities* deveria ser a diminuição da intensidade com que a política monetária precisaria responder a esses choques, o que, apesar da ressalva quanto à significância estatística, é corroborado pelas estimativas centrais das respostas ao impulso.

Por sua vez, as respostas da UCI contrariam as expectativas de que a apreciação cambial resultante da alta nos preços das *commodities* também reduzisse eventuais impactos desses preços sobre a atividade econômica (choques de demanda). Conforme ressaltado pelo autor, esse resultado pode estar relacionado com o aumento da participação do setor de *commodities* no PIB brasileiro. Nesse caso, o aumento da influência dos preços das *commodities* sobre a economia brasileira teria importantes implicações para a condução da política monetária, que passaria a se preocupar menos com as pressões de custos e mais com o impacto sobre a demanda de um choque nos preços das *commodities*.

Por fim, seguindo a linha de trabalhos mais recentes sobre o impacto do choque nos preços das *commodities* para a inflação doméstica e decisões de política monetária, Moreira (2012) investiga a natureza da taxa de inflação ao consumidor brasileiro para o período de janeiro de 2005 a junho de 2011, através da implementação do método VAR. Segundo o autor, esta metodologia permitiria verificar em que medida a inflação ao consumidor é determinada pelos preços das *commodities* (choques de oferta) em vez de pela dinâmica da atividade econômica (choques de demanda).

Como resultados, o autor verifica que a variação da taxa de inflação ao consumidor brasileiro é determinada basicamente com defasagens de tempo (no sentido de Granger) pela flutuação dos preços das *commodities*, em vez de pela dinâmica da atividade doméstica. Foi encontrado significância estatística para a hipótese de choques de oferta como a principal causa para a trajetória da inflação ao consumidor do país e, como consequência, sobre as decisões de política monetária no regime de metas de inflação do Brasil. Por outro lado, também foram observadas evidências para rejeitar a hipótese de choques de demanda. Por sua vez, essas evidências confirmam que a política monetária doméstica está sob a situação de *trade-offs* para o Banco Central, já que sob choques de oferta haveria uma troca da menor variabilidade da inflação por maior variabilidade do produto.

De um modo geral, Moreira (2012) constatou que a dinâmica da inflação ao consumidor brasileiro foi determinada principalmente pelos "choques de oferta", tais como mudanças nos preços das *commodities*, que, por sua vez, possivelmente, não foram correlacionadas com as dinâmicas do produto. Na verdade, isto também foi verificado pelo fato do hiato do produto brasileiro não ter apresentado relações de causalidade de Granger com a dinâmica da inflação

ao consumidor. Ou seja, a hipótese de choques de demanda como a principal causa de alterações na taxa de inflação foi rejeitada em favor da hipótese de choques de oferta.

Na Tabela 2 abaixo são apresentados as principais conclusões no campo nacional relevantes para o presente trabalho.

Tabela 2 – Principais referências empíricas nacionais

	Minella et al. (2002)	Araujo e Modenesi (2010)*	Curatola de Melo (2010)
Período Amostral	1994 - 2002	1999 - 2010	2005 - 2010
Relação	câmbio e inflação	commodities, câmbio e inflação	commodities, câmbio e pol. monetária
Variáveis utilizadas	índice de mercados emergentes EMBI+ tx mensal de câmbio; tx de juros (média mensal) SELIC; produção industrial dessazonalizada; preços administrados; preços de mercado;	índice de preços ao consumidor amplo (IPCA); índice da produção física da indústria; índice de preço das commodities; taxa de câmbio média real/dólar;	preços das <i>commodities</i> (CRB); taxa de câmbio nominal; índice de preços - IPCA; taxa de juros - SELIC; util. de cap. Instalada - UCI; índice de volatilidade (VIX)
Frequência	mensal	mensal	mensal
Referências	Bogdansky et al. (2001); Kuttner and Posen (1999); Hausmann, Panizza and Stein (2001); Schmidt-Hebel and Werner (2002) Sims, Stock, e Watson (1990, 2004); Ferreira and Petrassi (2002)	Belaisch (2003); Minella et al (2002; 2003) Correia (2004); Carneiro et al (2004); Minela e Correia (2005); Tombini e Alves (2006); Nogueira Jr. (2006, 2007); Schwartzman (2006)	Pastore e Associados (2008); Fernandez (2003); Chen e Rogoff (2003); Clements e Fry (2006); Chen (2008); Ca'Zorzi, Hahn e Sanchez (2007);
Metodologia	VAR	SVAR	VAR
Principais Conclusões	- relação câmbio e inflação é significativa - repasse para o IPCA é de 12% após um ano do choque cambial; - redução do repasse para o IPCA pós período de metas de inflação	- relação preço de commodities, câmbio e inflação é significativa - tx de câmbio é componente + relevante - atividade econ. explica pouco a inflação	- relação commodities, câmbio e inflação é significativa - houve redução do impacto inflacionario causado pelos preços de commodities - resposta mais branda de pol. monetária

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas principais referências empíricas nacionais

4 IMPLEMENTAÇÃO EMPÍRICA PARA O BRASIL

A análise empírica do presente trabalho consiste em testar, em primeiro lugar, se variações nos preços dos principais índices de *commodities* têm afetado a dinâmica da inflação no Brasil. E, em segundo lugar, se, de fato, o câmbio tem contribuído para a redução ou não do impacto inflacionário proveniente de choques nos preços das *commodities*, dentro do período analisado. Para tanto, foram estimados modelos de *Vetores Auto-Regressivos* (VARs), a partir de janeiro de 2005, quando teve início o aumento da correlação entre os preços de *commodities* e a taxa de câmbio²⁶, a dezembro de 2013.

4.1 O VAR COMO MÉTODO PARA ANÁLISE DAS RELAÇÕES MACROECONÔMICAS

Os modelos de *vetores auto-regressivos* (VAR), segundo Sims (1980), surgiram como resposta às críticas ao grande número de restrições impostas às estimações pelos modelos estruturais. A idéia era desenvolver modelos dinâmicos como o mínimo de restrições, nos quais todas as variáveis econômicas fossem tratadas como endógenas. Sendo assim, os modelos VAR examinam relações lineares entre cada variável e os valores defasados dela própria e de todas as demais variáveis, impondo como restrições à estrutura da economia somente a escolha do conjunto relevante de variáveis e do número máximo de defasagens envolvidas nas relações entre elas. Nos modelos VAR, o número de defasagens é normalmente escolhido com base em critérios estatísticos, como os de Akaike ou Schwarz.

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:

²⁶ Curatola de Melo (2010)

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

Onde: Z_t é o vetor com as variáveis definidas como endógenas, X_t o vetor que define as variáveis exógenas, A_0 , A_i e ϕ_i são 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 um vetor ruído branco.

Para determinar as equações a serem estimadas, multiplicam-se os dois lados da equação anterior por A_0^{-1} , obtendo-se 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 método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Evidentemente, o modelo tem as suas limitações, que foram objeto de um grande volume de pesquisas a partir da década de 1980. Cooley-Leroy (1985), por exemplo, apontou duas limitações. A primeira refere-se ao elevado número de parâmetros dos modelos VAR. Quanto mais parâmetros, maior deve ser o tamanho da amostra para obter uma estimação confiável. A segunda diz respeito ao fato de que cada modelo VAR é uma forma reduzida, ou seja, as mesmas relações entre as variáveis e suas defasagens são simultaneamente compatíveis com vários diferentes modelos que descrevem também as relações contemporâneas entre as variáveis (chamados de “formas estruturais”).

Segundo Lutkepohl (2005), existem duas maneiras de amenizar a sobreparametrização dos modelos VAR. A primeira refere-se à restrição nos parâmetros do sistema. Nesse sentido, testa-

se a significância dos coeficientes de todas as variáveis. Caso os coeficientes sejam estatisticamente iguais a zero, impõem-se realmente valores iguais a zero. A segunda é a aplicação da econometria bayesiana, através do BVAR. Os modelos BVAR (Bayesian Vector Autoregression) surgiram como uma resposta mais satisfatória ao problema da sobreparametrização. Nos modelos BVAR, em vez de se impor a exclusão de determinadas variáveis, opta-se por estipular uma distribuição de probabilidade *a priori* (informativa) para cada um dos coeficientes. Essa distribuição *a priori* é combinada com a informação amostral para gerar as estimações dos parâmetros. Esse processo, portanto, difere da estimação clássica utilizada nos modelos VAR.

Quanto à constatação de que os modelos VAR são meras formas reduzidas, que por si só não permitem identificar a verdadeira forma estrutural, cabe notar que essa identificação é importante para certas finalidades e que há procedimentos estabelecidos para lidar com o problema. Entretanto, se o intuito é simplesmente gerar previsões para a trajetória futura das variáveis que compõem o VAR, então não é necessário recuperar os parâmetros estruturais. As projeções seriam as mesmas, qualquer que fosse a verdadeira forma estrutural, desde que compatível com a forma reduzida, e, portanto, podem ser produzidas apenas com base nesta última²⁷.

O Banco Central do Brasil (BCB) e a larga maioria dos bancos centrais, de países desenvolvidos e em desenvolvimento, utilizam modelos multivariados VAR e BVAR como instrumento de análise e, principalmente, de previsão de variáveis econômicas²⁸.

O Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep) do Banco Central do Brasil desenvolveu dois modelos VAR e dois modelos BVAR que, a cada mês, geram previsões para a inflação dos preços livres. Essas previsões são combinadas com as previsões para a inflação dos preços administrados feitas pelo Departamento Econômico (Depec) do Banco Central do Brasil e geram, assim, previsões para o IPCA. A partir de março de 2004, dois desses modelos passaram também a ser utilizados para gerar previsões para a produção industrial. Todas essas previsões têm o objetivo de auxiliar as decisões de política monetária do Banco Central. Segundo o Relatório de Inflação do Banco Central do Brasil (2008, v.10, n.1, pág.125):

²⁷ Ver Relatório de Inflação (RI) do Banco Central do Brasil (BCB), junho de 2004, v.6, n.2, p. 107.

²⁸ Esses bancos centrais empregam também uma grande variedade de outros modelos para previsão, desde simples modelos de séries univariadas no tempo a sofisticados modelos multivariados não-lineares.

“As informações proporcionadas pelos modelos VAR, juntos às geradas por outras ferramentas econométricas, constituem insumos importantes para o processo decisório do COPOM”. (RELATÓRIO DE INFLAÇÃO, 2008, p.125)

No presente estudo, a amostra completa contou com um total de 108 observações, dos quais os resultados obtidos foram satisfatórios, conforme será apresentado na Seção 4.5.

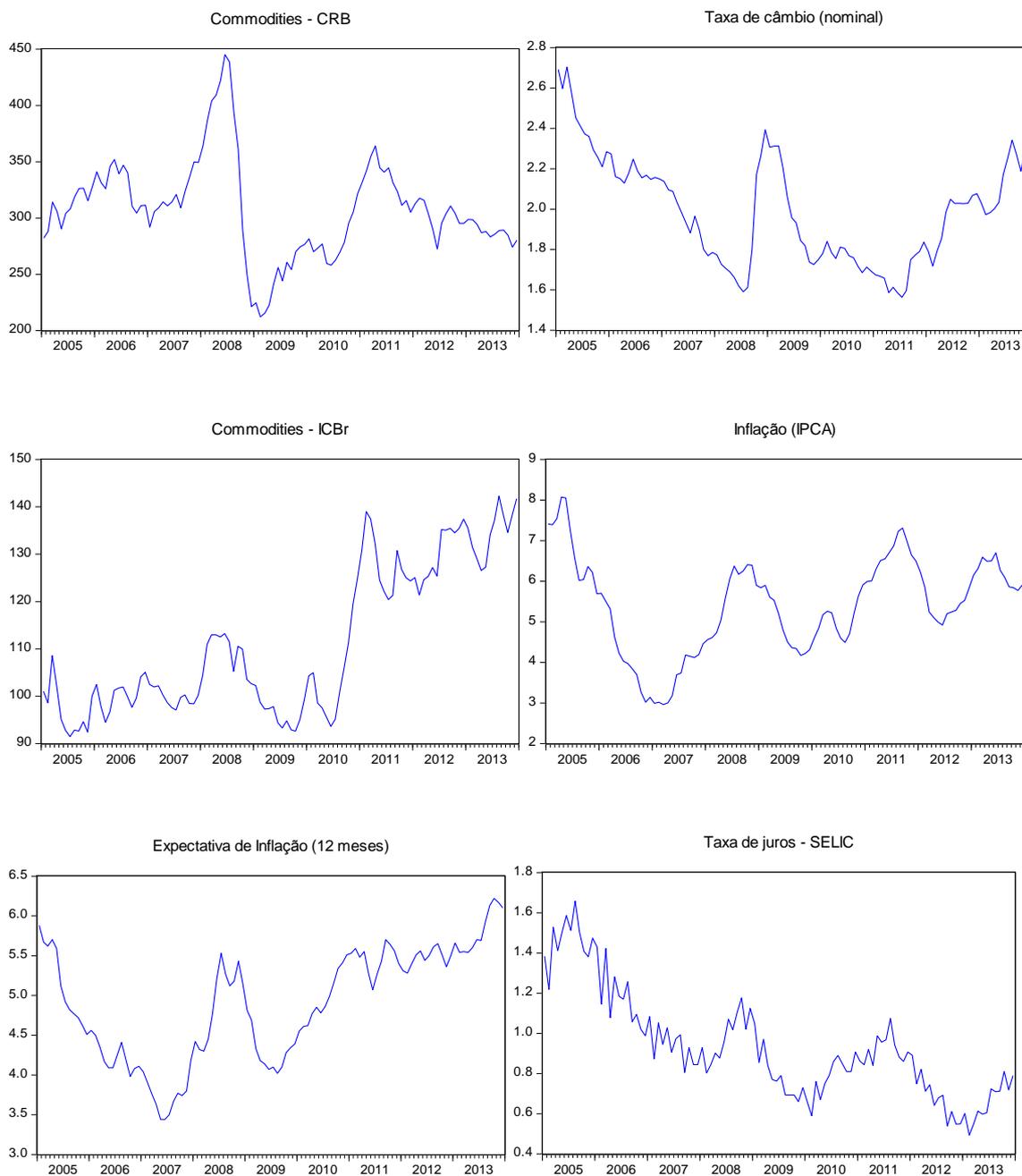
4.2 SÉRIES TEMPORAIS UTILIZADAS

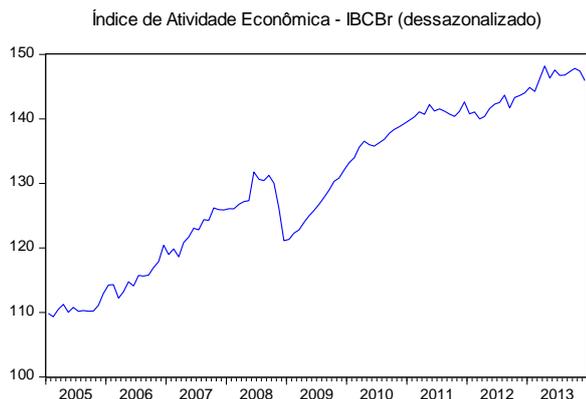
Foram utilizados dados mensais, abrangendo o período entre janeiro de 2005 a dezembro de 2013. O início da amostra foi escolhido como o ano de 2005, pois, este foi o período em que a correlação entre o câmbio e os preços de *commodities* se tornou mais significativa (Curatola de Melo, 2010). As variáveis utilizadas nas estimações dos modelos VAR são as seguintes (conforme Tabela 3 e Gráfico 2):

Tabela 3 – Variáveis utilizadas

	Variáveis	Descrição	Fonte
CRB	Preços das <i>commodities</i>	média mensal das cotações diárias do índice CRB (Commodity Research Bureau)	<i>Reuters Jefferies</i>
IC-Br	Preços das <i>commodities</i> em reais	média mensal das cotações diárias do índice IC-Br (Índice de <i>Commodities</i> Brasil)	Banco Central do Brasil
E	Taxa de câmbio	média mensal da taxa nominal de câmbio (compra), divulgada pelo Banco Central do Brasil	Ipeadata
P	Índice de Preços	Índice de Preços ao Consumidor – Amplo (IPCA)	IBGE
EXP_P	Expectativa de Inflação	IPCA – inflação acumulada para os próximos 12 meses - variação % - média	Banco Central do Brasil
SELIC	Taxa de juros	média mensal da taxa básica de juros Selic, efetiva diária	Banco Central do Brasil
IBC-Br	Medida de atividade econômica	Índice dessazonalizado de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br)	Ipeadata

Fonte: Elaborado pelo autor

Gráfico 2 – Evolução das séries (mensais): Jan/2005 a Dez/2013



Fonte: Elaborado pelo autor

4.3 TESTES PARA A ORDEM DE INTEGRAÇÃO DAS SÉRIES TEMPORAIS

Todas as séries foram submetidas à análise para verificar suas respectivas ordens de integração. Utilizaram-se os testes de raiz unitária *Dickey-Fuller Aumentado (ADF)* e *Phillips-Perron (PP)*, além do teste de estacionariedade KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin). A escolha da ordem de integração foi com base na convergência do resultado de pelo menos dois testes especificados.

A Tabela 4 apresenta os resultados dos testes ADF e PP, e a Tabela 5 mostra o resultado do teste KPSS para todas as variáveis introduzidas nos modelos.

Tabela 4 – Testes de raiz unitária (ADF e PP)

	Com Intercepto		Com Intercepto e Tendência	
	ADF (estat. t)	PP(estat. t)	ADF (estat. t)	PP(estat. t)
CRB	-3,2474*	-2,6863	-3,3316	-2,8357
IC-Br	-1,0501	-0,7563	-2,7597	-2,2264
IBC-Br	-1,0195	-1,0201	-2,2333	-2,4562
E	-2,4230	-2,5638	-1,9438	-1,8198
SELIC	-2,8272	-2,2004	-3,4301	-3,3799
P	-2,6187	-2,2459	-2,9505	-2,4752
EXP_P	-1,1795	-1,4763	-3,1141	-3,0456

Nota:

ADF: teste de Dickey-Fuller Aumentado

PP: teste de Phillips-Perron

* rejeição da hipótese nula de raiz unitária ao nível de significância de 5%

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela 5 – Teste KPSS de estacionariedade

	Valores Críticos			
	KPSS (estat. LM)	1%	5%	10%
CRB	0,1623	0,7390	0,4630	0,3470
IC-Br	0,9910*	0,7390	0,4630	0,3470
IBC-Br	1,1477*	0,7390	0,4630	0,3470
E	0,4320	0,7390	0,4630	0,3470
SELIC	0,8538*	0,7390	0,4630	0,3470
P	0,2159	0,7390	0,4630	0,3470
EXP_P	0,6863*	0,7390	0,4630	0,3470

Nota:

KPSS: teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

* Valores da estatística LM acima de 0,4630 (5%) rejeitam a hipótese nula de estacionariedade

Fonte: Elaborado pelo autor

Pelos testes ADF e PP, em conjunto com o teste KPSS, não rejeitam a hipótese nula de presença de raiz unitária para o Índice IC-Br, taxa de câmbio, IPCA, Expectativa de Inflação e IBC-Br, mas apresenta rejeição para a variável Índice *CRB*. Por conseguinte, a variável *CRB* será estimada em nível, e as variáveis IC-Br, IBC-Br, E, SELIC, P e EXP_P devem ser introduzidas nos modelos em suas primeiras diferenças.

Antes de partir para os testes em 1ª diferença, o presente trabalho procurou introduzir nos testes de raiz unitária a possível presença de quebras estruturais, nas variáveis *CRB* (*Commodity Research Bureau*), IC-Br (Índice de *Commodities* Brasil), IBC-Br (Índice de atividade econômica do BC), câmbio, e inflação²⁹, com base na evolução das séries mostrada no Gráfico 2. É conhecida a fraqueza dos resultados dos testes ADF e PP na presença de potenciais quebras estruturais mostrando evidências de não estacionariedade³⁰. Em outras palavras, para uma série encontrada como não estacionária, pode existir a possibilidade de que de fato seja estacionária em torno da quebra estrutural, $I(0)$, mas erroneamente classificada como $I(1)$.³¹

Perron (1989) desenvolveu um procedimento para testar a raiz unitária permitindo a incorporação de uma quebra estrutural exógena. Isto é, a quebra estrutural é conhecida. Por

²⁹ As variáveis Expectativa de inflação e taxa Selic não fizeram parte do teste devido à aparente colinearidade dos dados.

³⁰ Carrasco-Gutierrez e Almeida (2013)

³¹ Perron (1989).

outro lado, há uma vasta literatura sobre quebras endógenas em que a data da quebra é determinada seguindo algum critério de identificação através do uso de algum tipo de *outlier*³².

A fim de investigar a possibilidade dos resultados obtidos na Tabela 4 terem sido causados pela presença de quebras estruturais, aplicamos o teste de Zivot-Andrews (1992). Tal teste é uma variação do conhecido teste de Perron (1989), com a diferença de que permite modelar a quebra estrutural na tendência e no intercepto endogeneamente.³³ Os resultados confirmam a rejeição da hipótese nula de raiz unitária com quebra para a série do Índice *CRB*, que, portanto, é estacionária; bem como a presença de raiz unitária com uma quebra para as séries *IC-Br*, *IBC-Br*, câmbio (*E*) e inflação (*P*), conforme é apresentado na Tabela 6 abaixo.

Tabela 6 – Teste de raiz unitária de Zivot e Andrews (com intercepto e tendência)

	Com Intercepto			Com Intercepto e Tendência		
	Lags	Estat. T	Val. Críticos	Estat. T	Val. Críticos	Ponto de quebra
CRB	6	-4,9574*	-4,93	-5,3251*	-5,08	2008 : 08
IC-Br	6	-4,6645	-4,93	-4,8801	-5,08	2010 : 10
IBC-Br	6	-2,7568	-4,93	-3,3190	-5,08	2008 : 10
E	6	-3,3264	-4,93	-3,5275	-5,08	2010 : 12
P	6	-3,2498	-4,93	-3,7711	-5,08	2007 : 05

Nota:

* rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5%

Fonte: Elaborado pelo autor com a utilização do Add-in Zivot-Andrews (Eviews 8)

Assim sendo, damos prosseguimento ao teste de primeira diferença de todas as séries, com exceção do Índice de *commodities CRB*, que será estimado em nível. Nesta análise, em primeira diferença, os testes rejeitaram a presença de raiz unitária para todas as variáveis, confirmando a estacionariedade das variáveis em 1ª diferença, conforme mostra a tabela 7.

³² *Outliers* são observações anormais ou excepcionais que estão distantes do resto dos dados.

³³ A hipótese nula do teste de Zivot e Andrews é de que a série tem uma raiz unitária com quebra estrutural no intercepto.

Tabela 7 – Testes de raiz unitária da primeira diferença (ADF, PP e KPSS)

	ADF (estat. t)	PP(estat. t ajust.)	KPSS (estat. LM)	I(n)
d(IC-Br)	-8,0543*	-7,9163*	0,0986	I(1)
d(IBC-Br)	-9,8454*	-9,8460*	0,0745	I(1)
d(E)	-6,9415*	-6,9106*	0,3571	I(1)
d(SELIC)	-5,1258*	-18,5989*	0,2983	I(1)
d(P)	-5,4471*	-5,3557*	0,1696	I(1)
d(EXP_P)	-6,3219*	-6,3219*	0,3281	I(1)

Nota:

ADF: teste de Dickey-Fuller Aumentado

PP: teste de Phillips-Perron

KPSS: teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

* rejeição da hipótese nula de raiz unitária ao nível de significância de 5%

** Valores da estatística LM acima de 0,4630 (5%) rejeitam a hipótese nula de estacionariedade

Fonte: Elaborado pelo autor

4.4 ESPECIFICAÇÃO E IDENTIFICAÇÃO DAS DEFASASEGENS DOS MODELOS VAR

A fim de verificar, em especial, o papel do câmbio como amortecedor das pressões inflacionárias de choques de *commodities*, decidiu-se estimar quatro especificações diferentes, conforme pode ser visualizado na Tabela 8 abaixo. A primeira com a variável *CRB Index* (em nível) mais as variáveis IBC-Br, E, SELIC, P e EXP_P (em primeira diferença). A segunda com a variável Índice de *Commodities* Brasil (IC-Br) mais as variáveis IBC-Br, E, SELIC, P e EXP_P (todas em primeira diferença). A terceira e quarta especificações partem respectivamente das duas primeiras, excluindo-se a variável câmbio (E) para efeitos de experimentação. Com isto, as especificações 3 e 4 são uma espécie de *contrafactual* em relação às especificações 1 e 2. Retirando-se o câmbio destas últimas, em que medida os choques de *commodities* afetam mais a inflação ao consumidor no Brasil?

Tabela 8 – Especificações utilizadas pelo modelo

ESPECIFICAÇÃO	VARIÁVEIS UTILIZADAS
1	CRB, d(IBC-Br), d(E), d(SELIC), d(P) e d(EXP_P)
2	d(IC-Br), d(IBC-Br), d(E), d(SELIC), d(P) e d(EXP_P)
3	CRB, d(IBC-Br), d(SELIC), d(P) e d(EXP_P)
4	d(IC-Br), d(IBC-Br), d(SELIC), d(P) e d(EXP_P)

Fonte: Elaborado pelo autor

Por sua vez, deve-se identificar o número de defasagens dos modelos 1, 2, 3 e 4, procedimento para o qual existem diversos métodos. 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 trabalho, optou-se pela utilização dos critérios de seleção simultâneos LR (Razão de Verossimilhança), FPE (Erro de Predição), AIC (Akaike), SC (Schawtz) e HQ (Hannan-Quinn), dando uma maior ênfase aos três últimos. A escolha das defasagens foi condicionada à ausência de autocorrelação dos resíduos, verificada por meio da estatística LM do teste de Breusch-Godfrey.

Os critérios de seleção indicaram, para a primeira especificação, uma ou três defasagens conforme a tabela 9 abaixo. Todavia, devido à presença de autocorrelação dos resíduos nos modelos com uma e três defasagens (tabela 10), forçou-se a escolha de mais defasagens.

Tabela 9 – Critérios de seleção das defasagens (Especificação 1)

Lags	LogL	LR	FPE	AIC	SCH	HQ
0	-419,5386	NA	0,000184	8,426508	8,581861	8,489399
1	-200,3789	407,941	4,90E-06	4,799581	5,887057*	5,239823*
2	-162,1274	66,65605	4,72e-06*	4,754997	6,774595	5,572589
3	-125,8908	58,83958*	4,79E-06	4,750313*	7,702033	5,945254
4	-100,8931	37,62027	6,17E-06	4,96818	8,852023	6,540472
5	-70,40897	42,25525	7,30E-06	5,077405	9,89337	7,027046
6	-51,4699	24,00199	1,12E-05	5,415246	11,16333	7,742236

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela 10 – Teste de autocorrelação (p-valor da estatística LM) - Especificação 1

LAGS	VAR (1)	VAR (2)	VAR (3)	VAR (4)	VAR (5)	VAR (6)
1	0,0001*	0,013*	0,2795	0,1199	0,8769	0,5688
2	0,1261	0,1002	0,0739*	0,0504*	0,7285	0,2362
3	0,0071*	0,3008	0,5469	0,2843	0,0616*	0,1198
4	0,1498	0,0767*	0,3614	0,4267	0,3302	0,8931
5	0,8114	0,8959	0,9122	0,9809	0,9847	0,2596
6	0,6451	0,8095	0,8425	0,8660	0,9863	0,9075

H0: ausência de autocorrelação residual na defasagem h

*Rejeição de H0 ao nível de 10%

Obs: p-valor elevado indica aceitação da hipótese nula de ausência de auto-correlação

Fonte: Elaborado pelo autor

Por meio da estatística LM do teste de Breusch-Godfrey, o resultado do teste não acusou a existência de autocorrelação para o modelo com seis defasagens [VAR(6)], pelo que este foi o número de lags para a especificação 1.

Para a segunda especificação, os critérios de seleção indicaram uma ou quatro defasagens (conforme pode ser visto na tabela 11). Contudo, devido à presença de autocorrelação dos resíduos no modelo com uma defasagem, optou-se pela escolha de quatro defasagens, confirmada pelo teste LM de Breusch-Godfrey (conforme tabela 12).

Tabela 11 – Critérios de seleção das defasagens (Especificação 2)

Lags	LogL	LR	FPE	AIC	SCH	HQ
0	-161,9669	NA	1,12E-06	3,326077	3,481431	3,388969
1	-74,3007	163,1806	4,04e-07*	2,302984*	3,390460*	2,743226*
2	-43,13319	54,3117	4,47E-07	2,398677	4,418275	3,216268
3	-6,588669	59,33962	4,51E-07	2,387894	5,339615	3,582836
4	27,75163	51,68046*	4,83E-07	2,42076	6,304602	3,993051
5	53,62216	35,86014	6,26E-07	2,621343	7,437308	4,570984
6	74,79656	26,83488	9,21E-07	2,91492	8,663006	5,24191

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela 12 – Teste de Autocorrelação (p-valor da estatística LM na defasagem d) - Especificação 2

LAGS	VAR (1)	VAR (2)	VAR (3)	VAR (4)
1	0,0675*	0,0154*	0,0375*	0,2977
2	0,2086	0,0296*	0,078*	0,3726
3	0,0152*	0,1203	0,4665	0,1493
4	0,1386	0,1081	0,2970	0,1835
5	0,7232	0,4652	0,3982	0,5863
6	0,7406	0,7481	0,9227	0,6699

H0: ausência de autocorrelação na defasagem h

*Rejeição de H0 ao nível de 10%

Obs: p-valor elevado indica aceitação da hipótese nula de ausência de auto-correlação

Fonte: Elaborado pelo autor

Para fins de experimento do presente trabalho, e em busca de apresentar respostas adicionais acerca do papel do câmbio na relação *commodities* – inflação, foram modeladas as especificações 3 (CRB ex-câmbio) e 4 (IC-Br ex-câmbio), lendo-se ex-câmbio como “excluindo o câmbio”.

Para a especificação 3, os critérios de seleção indicaram uma, duas ou três defasagens (conforme pode ser visto na tabela 13). A autocorrelação dos resíduos foi identificada no modelo com uma e duas defasagens, levando à escolha de três defasagens, conforme pode ser visto no teste LM de Breusch-Godfrey (tabela 14).

Tabela 13 – Critérios de seleção das defasagens (Especificação 3)

Lags	LogL	LR	FPE	AIC	SCH	HQ
0	-549,7128	NA	4,06E-02	10,98441	11,11387	11,03682
1	-374,9388	328,7827	0,002091	8,018591	8,795359*	8,333049
2	-333,6295	73,62052	1,52E-03	7,695634	9,11971	8,272141*
3	-307,9808	43,17115*	0,001514*	7,682788*	9,754171	8,521343
4	-293,3647	23,15421	1,89E-03	7,88841	10,6071	8,989014
5	-272,2685	31,33105	2,10E-03	7,965712	11,33171	9,328364
6	-261,3786	15,0948	2,90E-03	8,245122	12,25843	9,869822

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela 14 – Teste de Autocorrelação (p-valor da estatística LM na defasagem d) - Especificação 3

LAGS	VAR (1)	VAR (2)	VAR (3)
1	0,0000*	0,0506*	0,2198
2	0,0099*	0,0701*	0,1765
3	0,0020*	0,4603	0,7790
4	0,6939	0,3506	0,5490
5	0,6007	0,7523	0,8200
6	0,2472	0,3973	0,8310

H0: ausência de autocorrelação na defasagem h

*Rejeição de H0 ao nível de 10%

Obs: p-valor elevado indica aceitação da hipótese nula de ausência de auto-correlação

Fonte: Elaborado pelo autor

Para a especificação 4, os critérios de seleção indicaram uma, duas ou três defasagens (conforme pode ser visto na tabela 15), porém a presença de autocorrelação dos resíduos forçou a escolha de um número maior de lags. Desta vez, por meio da estatística LM do teste de Breusch-Godfrey, o modelo escolhido foi com 4 defasagens (conforme pode ser visto na tabela 16).

Tabela 15 – Critérios de seleção das defasagens (Especificação 4)

Lags	LogL	LR	FPE	AIC	SCH	HQ
0	-297,2108	NA	2,73E-04	5,984373	6,113834	6,036782
1	-230,8916	124,759	0,000121	5,16617	5,942938*	5,480628*
2	-203,1101	49,51159	0,000115*	5,111090*	6,535166	5,687597
3	-178,5067	41,41161*	1,17E-04	5,118945	7,190327	5,9575
4	-155,4694	36,49474	1,23E-04	5,15781	7,876499	6,258414
5	-138,7146	24,8833	1,49E-04	5,321082	8,687079	6,683734
6	-124,0949	20,26502	1,92E-04	5,526631	9,539935	7,151332

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela 16 – Teste de Autocorrelação (p-valor da estatística LM na defasagem d) - Especificação 4

LAGS	VAR (1)	VAR (2)	VAR (3)	VAR (4)
1	0,0002*	0,0309*	0,0088*	0,2284
2	0,0604*	0,0433*	0,2250	0,5084
3	0,0054*	0,1205	0,3396	0,9369
4	0,5718	0,3886	0,2914	0,1094
5	0,6549	0,6259	0,6136	0,8733
6	0,4356	0,5333	0,8098	0,6308

H0: ausência de autocorrelação na defasagem h

*Rejeição de H0 ao nível de 10%

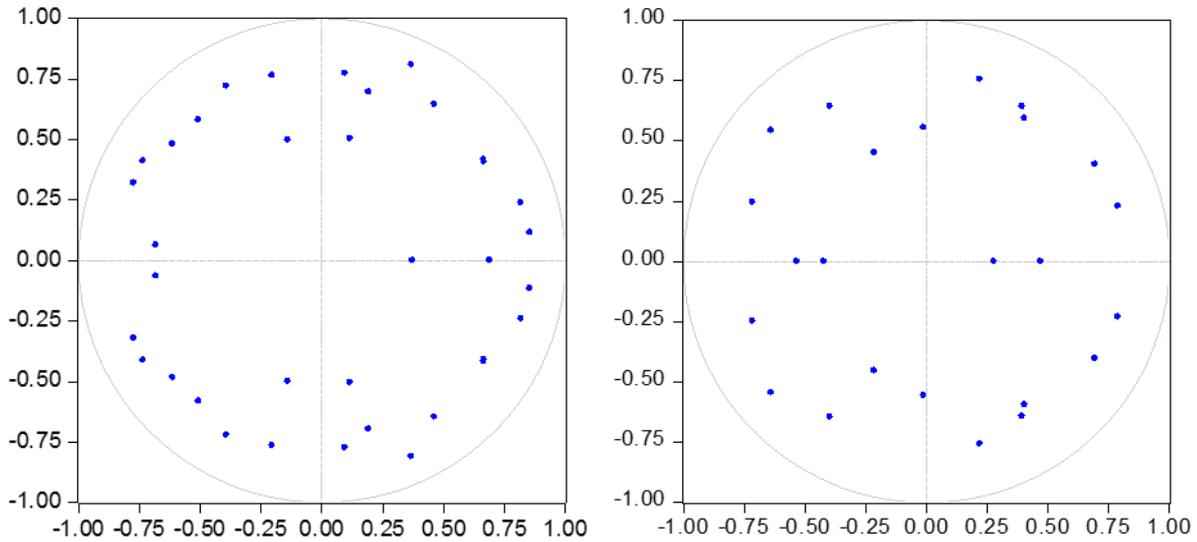
Obs: p-valor elevado indica aceitação da hipótese nula de ausência de auto-correlação

Fonte: Elaborado pelo autor

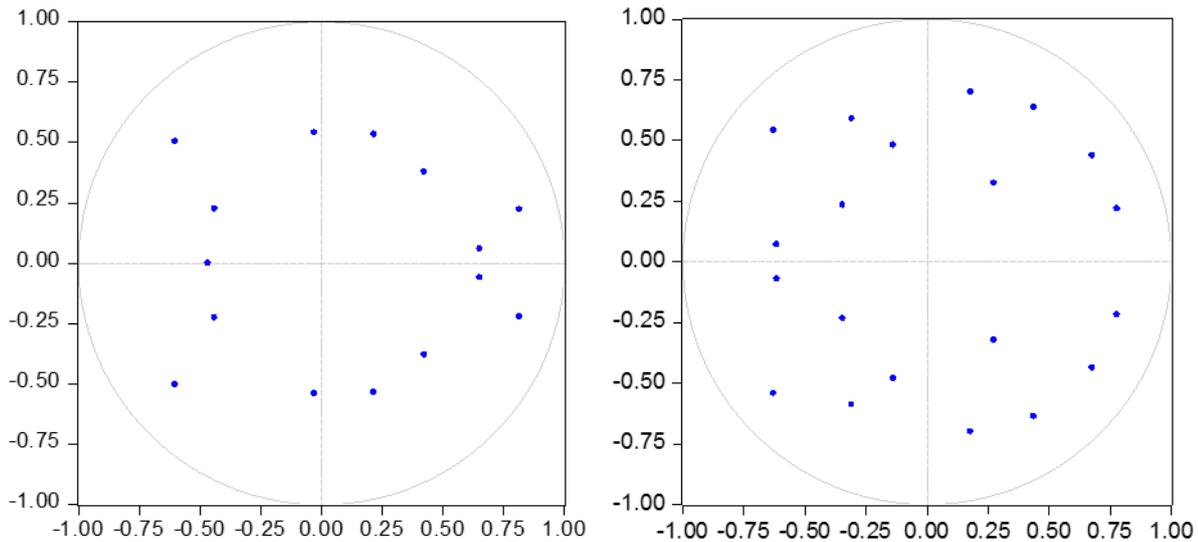
Ademais, ainda para efeito de diagnóstico dos modelos nas quatro especificações, foram analisadas as raízes do polinômio característico construído pelo modelo VAR. O gráfico 3 abaixo mostra o inverso (X^{-1}) dessas raízes, que devem situar-se dentro do círculo unitário no caso de estabilidade dos parâmetros. Como todas as raízes representadas pelos pontos no gráfico encontram-se dentro do círculo unitário, pode-se dizer que os modelos satisfazem a condição de estabilidade do VAR.

Gráfico 3 – Inverso das raízes unitárias do polinômio (Especificações 1, 2, 3 e 4)

Raízes Inversas do Polinômio característico VAR (E.1) Raízes Inversas do Polinômio característico VAR (E.2)



Raízes Inversas do Polinômio característico VAR (E.3) Raízes Inversas do Polinômio característico VAR (E.4)



Fonte: Elaborado pelo autor.

4.5 ANÁLISE DAS FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA GENERALIZADAS

Após estimadas as equações do modelo de Vetores Auto Regressivos (VAR), foram geradas funções de impulso-resposta, que mensuram os efeitos de choques de um desvio padrão em uma variável endógena. Uma inovação afeta diretamente a variável atingida e é transmitida para as demais variáveis endógenas através da estrutura dinâmica do VAR. Essas inovações, contudo, frequentemente são correlacionadas entre si, possuindo componente comum. O

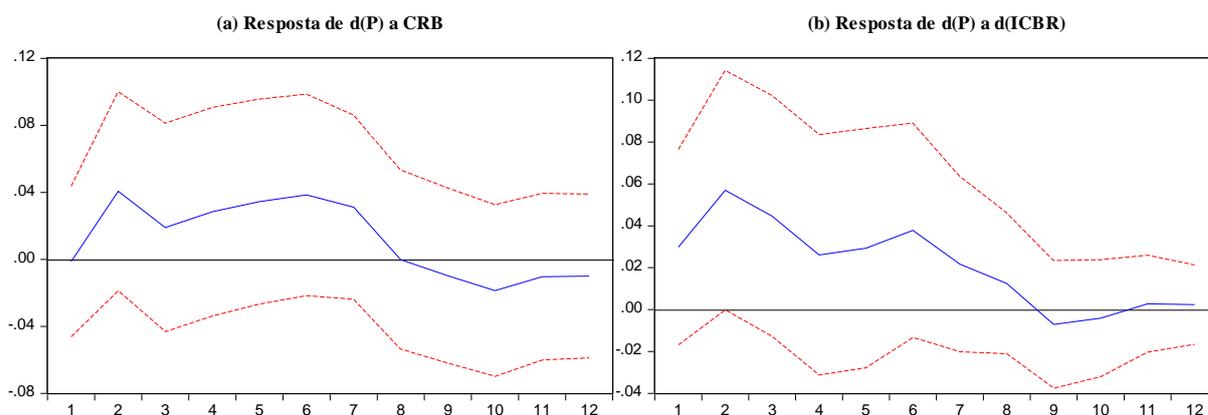
método de decomposição dessas inovações foi o dos *impulsos generalizados*, proposto por Pesaran e Shin (1998), que ao contrário da tradicional decomposição de Cholesky, independe da ordem em que as variáveis se causam contemporaneamente.

Para fins de análise, as relações que receberam ênfase foram: preços das *commodities* para a inflação, preços das *commodities* para o câmbio, preços das *commodities* para a produção e, por fim, preços das *commodities* para a taxa de juros, ou resposta de política monetária do Banco Central.

4.5.1 Impacto dos preços das *commodities* sobre a inflação

O gráfico 4 abaixo apresenta a resposta da inflação ao choque nos preços das *commodities* (índice *CRB*) e índice IC-Br. É esperado, conforme a literatura estudada, que um aumento no preço das *commodities* eleve os preços ao consumidor no mercado local, e, conseqüentemente a inflação doméstica. Por outro lado, como visto na Seção 2.2, principalmente se o país analisado for uma economia exportadora líquida de *commodities*, os choques nos preços das *commodities* terão um impacto inflacionário amortecido, via valorização cambial, em comparação com economias que não apresentem essa peculiaridade.

Gráfico 4 – Resposta de $d(P)$ a um choque generalizado no CRB (Especificação 1) e $d(ICBr)$ (Especificação 2)



Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa

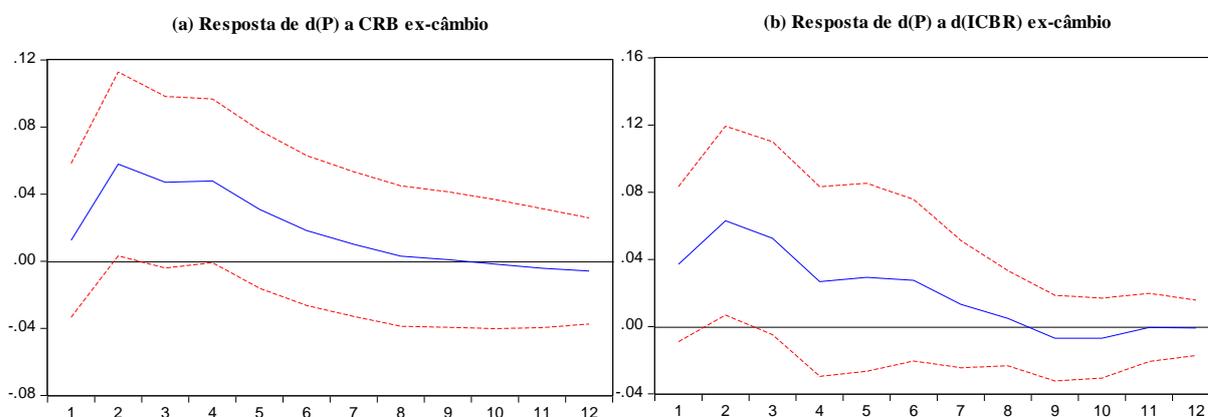
Com base nas respostas ao impulso apresentadas no gráfico 4-a, pôde-se verificar, através da resposta central, a existência de uma relação positiva de um choque nos preços das *commodities*,

medidas pelo Índice CRB, sobre a variação inflacionária. Um aumento na variação do preço das *commodities*, gera um aumento na inflação logo no primeiro mês, atinge o seu auge no segundo mês e reduz-se no terceiro mês, tornando-se nulo próximo ao oitavo. Todavia, tais respostas não apresentam significância estatística dentro do período analisado. Apesar disto, no que tange à resposta central, os resultados corroboram os corolários da literatura, verificados principalmente nos trabalhos de Acharya et. al. (2008) e Curatola de Melo (2010), podendo os preços das *commodities* serem caracterizados como um dos primeiros indicadores de alerta de inflação.

O gráfico 4-b, por sua vez, apresenta os resultados das estimativas de repasse de um choque na variação dos preços da cesta de *commodities* que compõe o IC-Br para o IPCA. Os exercícios indicam, com base na resposta central, que o repasse de um choque na variação de preços do IC-Br para o IPCA inicia logo no primeiro mês em que os preços médios da cesta se elevam, atinge o pico no mês seguinte, reduz-se fortemente no quarto mês e torna-se praticamente nulo a partir do oitavo mês. Os resultados vêm ao encontro do que foi verificado nos trabalhos de Curatola de Melo (2013) e no Relatório de Inflação do Banco Central de dezembro de 2010, os quais ratificam a visão de que houve contribuição significativa, no período recente, da elevação dos preços das *commodities* para a aceleração do IPCA. Com relação à diferença entre os dois índices, pôde ser notado um impacto relativamente maior para com a inflação quando a variável choque de *commodities* considerada foi o índice IC-Br (Gráfico 4-b). Não obstante o índice considerado ter sido utilizado em primeira diferença, esse resultado já era esperado em vista de o mesmo compor em sua estrutura uma cesta de *commodities* mais relevante para com a atividade doméstica brasileira.

O gráfico 5 abaixo, apresenta o resultado do experimento com a retirada da variável câmbio, referindo-se à resposta da inflação a um choque nos preços das *commodities*. Portanto, analisam-se as relações referentes ao Índice CRB ex-câmbio (Especificação 3) e ao Índice IC-Br ex-câmbio (Especificação 4).

Gráfico 5 – Resposta de $d(P)$ a um choque generalizado no CRB ex-câmbio (Especificação 3) e $d(ICBr)$ ex-câmbio (Especificação 4)



Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa

Pode-se notar na resposta da variação inflacionária a partir de um choque no Índice CRB (ex-câmbio), visualizada no gráfico 5-a, a presença de um impacto positivo e agora significativo em termos estatísticos. O mesmo resultado pôde ser verificado através de um choque no Índice IC-Br (ex-câmbio) – Especificação 4. Esses resultados vêm confirmar a influência da taxa de câmbio, através do *pass-through*, como amortecedor dos choques dos preços de *commodities* sobre a inflação ao consumidor. Diferentemente do que foi visualizado nos gráficos 4-a e 4-b, desta vez, a resposta da variação inflacionária apresentou significância estatística logo no segundo mês, onde atinge seu nível máximo.

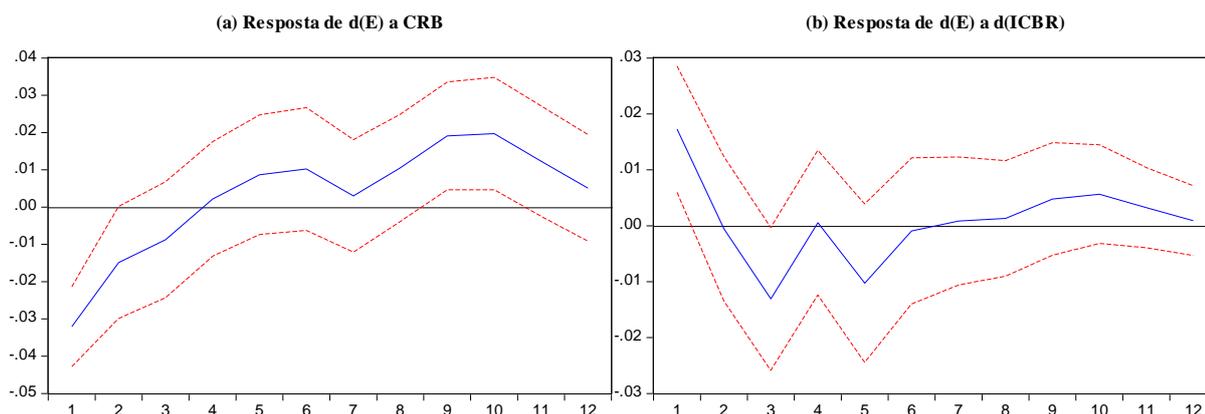
Os resultados confirmam a literatura relacionada – Chen e Rogoff (2003), Mallick e Souza (2013), Araujo e Modenesi (2010) e Curatola de Melo (2010) –, ratificando a importância das flutuações cambiais como mecanismo de transmissão dos choques de preços de *commodities* e, consequentemente, como amortecedoras das pressões inflacionárias resultantes.

4.5.2 Impacto do preço das *commodities* sobre o câmbio

O gráfico 6 mostra a resposta da variação da taxa de câmbio a um choque positivo na variação dos preços das *commodities* internacionais (CRB) e do Índice de *Commodities* Brasil (IC-Br). Como se pode observar no gráfico 6-a, os primeiros resultados de uma elevação nos preços das *commodities* via Índice CRB, geram uma resposta negativa da variação cambial, indicando uma valorização do câmbio, com significância estatística, vista com mais intensidade ao longo dos

quatro primeiros meses. Tal resultado é esperado pela literatura relacionada, como demonstrado no Capítulo 2. O impacto do preço das *commodities* sobre o câmbio ocorre no curtíssimo prazo, com maior intensidade no primeiro e segundo mês, conforme pode ser visto no gráfico.

Gráfico 6 – Resposta de $d(E)$ a um choque generalizado no CRB (Especificação 1) e $d(ICBr)$ (Especificação 2)



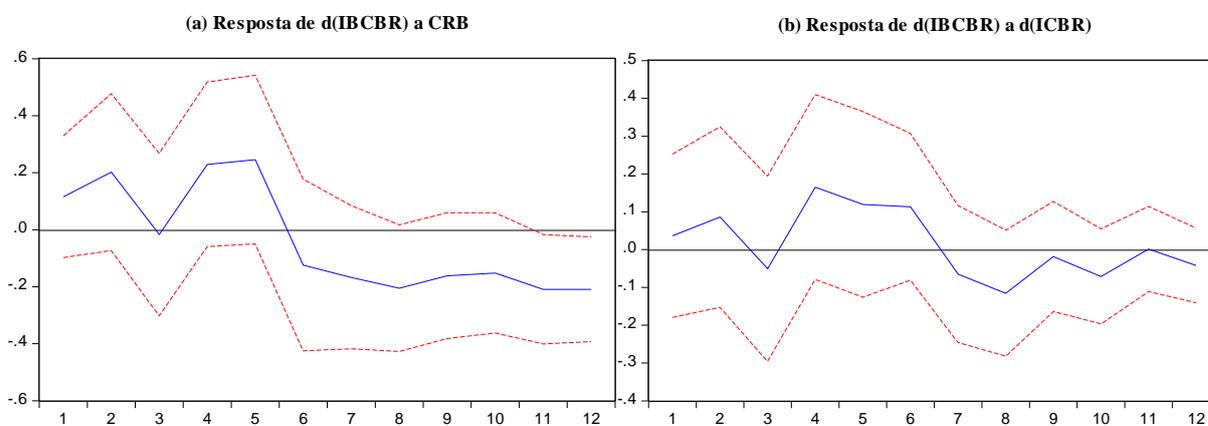
Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa

Contudo, a resposta visualizada ao choque no Índice de *Commodities* Brasil (ICBr), mostrou-se bem diferente do que o esperado. Um aumento na *variação* dos preços de *commodities* do índice IC-Br gerou um aumento de curto prazo na variação cambial. Essa resposta divergente em relação ao esperado possivelmente é observada por uma questão metodológica, i.e. o fato de o ICBr já estar convertido para Reais pelo BCB. Neste caso, existe uma espécie de endogenia necessária entre a variação do ICBr e a variação cambial, talvez resultando na resposta observada. Uma vez que o ICBr é medido em preços na moeda doméstica, e portanto automaticamente influenciado pela taxa de câmbio, pode-se usar a relação entre CRB e variação cambial como mais adequada para a análise, já que a primeira não sofre influência metodológica da taxa cambial R\$/US\$. Por fim, não foram consideradas as estimações das funções com a Especificação 3 e 4, visto ser necessário a presença do câmbio para os resultados da relação sob análise.

4.5.3 Impacto do preço das *commodities* sobre o produto

O gráfico 7 abaixo mostra a resposta da variação do produto na economia brasileira (medido pelo índice de atividade econômica do Banco Central – IBC-Br) a um choque nos preços das *commodities* via Índice CRB (Especificação 1) e $d(IC-Br)$ (Especificação 2).

Gráfico 7 – Resposta de d(IBCBr) a um choque generalizado no CRB (Especificação 1) e d(ICBr) (Especificação 2)



Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa

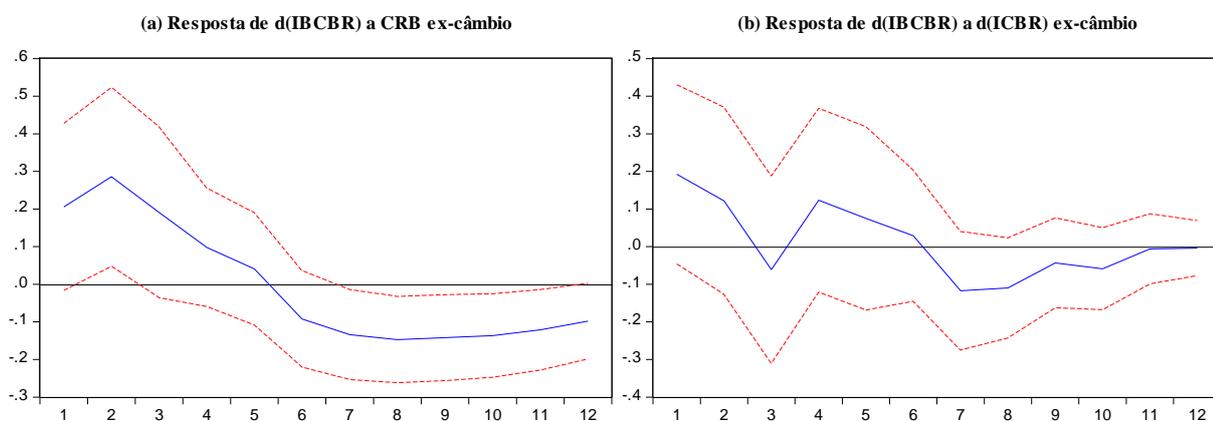
Para o IBC-Br, o gráfico 7-a apresenta uma resposta (central) positiva da variação da produção a um choque no preço das *commodities* medido pelo índice *CRB*, sugerindo que a melhoria dos termos de troca para o setor exportador de *commodities* possui efeito positivo sobre a variação do produto agregado no país. Contudo, não há significância estatística até o 11º mês. De fato, durante o 11º e 12º meses após o choque a resposta da variação do produto é negativa e significativa estatisticamente. Embora não seja o objetivo deste trabalho abordar especificamente os impactos estruturais sobre o PIB brasileiro, deve-se notar que a valorização cambial advinda de choques de preços de *commodities* tem sido apontada como responsável pelo processo de desindustrialização da economia brasileira, com conseqüente redução da produtividade do trabalho e menor dinâmica do PIB nos últimos anos (OREIRO et al., 2014).

Em suma, as implicações de um choque de preços de *commodities*, em conjunto com a valorização cambial, podem estimular uma mudança estrutural profunda na composição do PIB de um país como o Brasil, induzindo maior participação do setor produtor de *commodities* e serviços (que não são afetados pelo câmbio), e menor participação da indústria de transformação. A este respeito, há uma ampla discussão atualmente no Brasil, que se cristaliza no suposto fenômeno de desindustrialização³⁴.

³⁴ O conceito “clássico” de “desindustrialização” foi definido por Rowthorn e Ramaswany (1999) como sendo uma redução persistente da participação do emprego industrial no emprego total de um país ou região (OREIRO e FEIJÓ, 2010)

Para um choque na variação do índice de *commodities* Brasil (IC-Br), por sua vez, as respostas em muito se assemelham ao verificado para o índice CRB (conforme gráfico 7-b), porém sem significância estatística. Contudo, quando a variação cambial é excluída, as respostas sofrem alterações, conforme é mostrado na Especificação 3 (CRB ex-câmbio) e 4 (IC-Br ex-câmbio) no Gráfico 8.

Gráfico 8 – Resposta de $d(IBCBr)$ a um choque generalizado no CRB ex-câmbio (Especificação 3) e $d(ICBr)$ ex-câmbio (Especificação 4)



Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa

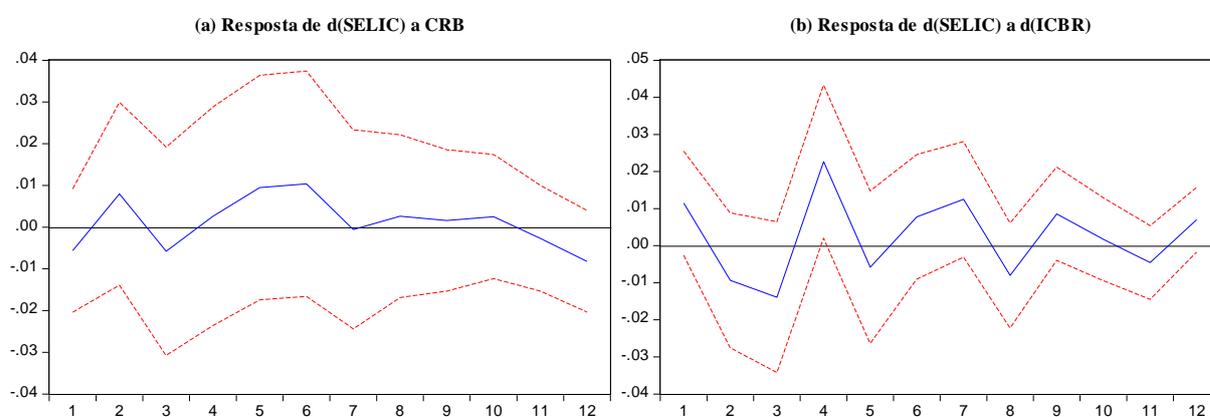
Observa-se que a resposta negativa da variação do produto é antecipada, apresentando significância estatística já entre o sexto e sétimo mês após o choque (gráfico 8-a). Esta evidência pode ser interpretada da seguinte maneira: na medida em que o choque positivo de CRB não vem acompanhado de valorização cambial no curto prazo, isto amplifica os efeitos inflacionários e potenciais sobre a política monetária, desta forma amplificando as consequências restritivas sobre a produção (comparando-se 8-a com 7-a), particularmente a produção industrial, neste caso mais sensível à perda de poder de compra dos consumidores domésticos com a inflação e com a maior restrição de crédito. Concomitantemente, os efeitos da desindustrialização estariam sendo antecipados.

Portanto, se, por um lado, a valorização cambial a partir dos choques estudados seja restritiva para a produção industrial nacional, por outro lado, a ausência da flutuação cambial a partir desses mesmos choques pode amplificar os efeitos restritivos sobre o PIB brasileiro, por meio do maior ônus inflacionário e resposta mais agressiva da taxa Selic. Por fim, em relação à resposta ao choque em $d(IC-Br)$, não há diferenças expressivas nos dois casos (8-b e 7-b).

4.5.4 Impacto do preço das commodities sobre a taxa de juros

O gráfico 9 mostra a resposta da variação da taxa de juros (SELIC) a um choque nos preços das *commodities* via Índice CRB (Especificação 1) e IC-Br (Especificação 2). Os resultados gerados pela Especificação 3 e 4 (com a retirada do câmbio) não foram apresentados uma vez que houve forte semelhança com o observado nas duas primeiras³⁵.

Gráfico 9 – Resposta de $d(\text{SELIC})$ a um choque generalizado no CRB (Especificação 1) e $d(\text{ICBr})$ (Especificação 2)



Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa

No caso da resposta da variação da Selic a um choque no índice *CRB* (gráfico 9-a), observa-se ausência de significância estatística. Pela resposta central, de fato, haveria uma redução da variação de Selic no primeiro mês após o choque. Em conjunto, estas evidências poderiam ser explicadas pelo papel da taxa de câmbio, que amortece os efeitos inflacionários a partir de choques nos preços de *commodities*. Neste caso, como tais choques não estariam apresentando efeitos expressivos sobre a inflação, via valorização cambial, a política monetária não precisaria ser acionada como remédio ao controle de preços ao consumidor.

Contudo, pela resposta da variação de Selic a choques na variação do IC-Br, como pode ser visto no gráfico 9-b, verifica-se uma elevação daquela primeira no curtíssimo prazo, com base na resposta central. Pela significância estatística, há de fato um aumento da variação da Selic de maneira pontual, no quarto mês após o choque. Uma possível explicação para as diferenças entre 9-a e 9-b, mais uma vez, estaria na particularidade metodológica para o cálculo do IC-Br.

³⁵ Conforme pode ser visualizado no Anexo D e E na seção Anexos.

Uma elevação da variação de IC-Br pode ser devido endogenamente a uma elevação da taxa de câmbio, e pelo efeito *pass-through* a política monetária do BCB estaria sendo acionada.

4.6 ANÁLISE DE ROBUSTEZ

Para fins de análise de robustez dos resultados encontrados, buscou-se verificar se os mesmos permanecem inalterados diante de uma reespecificação das Especificações 1, 2, 3 e 4, por meio da inclusão de variáveis *dummies*, que caracterizam determinados momentos críticos ou quebras estruturais nas séries temporais usadas neste trabalho. Para tanto, foram aplicadas quatro *dummies*, cuja descrição é apresentada na Tabela 17. A primeira *dummy* refere-se a uma possível quebra estrutural no comportamento da série IC-Br, entre 06/2010 a 12/2013, em que a mesma apresentou expressiva elevação; a segunda refere-se ao período da gestão da presidente Dilma Rousseff, iniciando em 01/2011; a terceira diz respeito à possível quebra na variável taxa de câmbio, a partir de 10/2008, quando da grande desvalorização do Real face à crise do *Subprime*; a última, por fim, expressa uma possível quebra medida pelo CRB, em que a mesma teria apresentado maior volatilidade.

Tabela 17 – Variáveis dummies utilizadas

<i>Dummy</i>	Característica	Momento da quebra
1	possível quebra estrutural para o Índice IC-Br	0 (01/2005 a 05/2010), e 1 (06/2010 a 12/2013)
2	início do Governo Dilma	0 (01/2005 a 12/2010), e 1 (01/2011 a 12/2013)
3	possível quebra estrutural para a variável câmbio	0 (01/2005 a 09/2008), e 1 (10/2008 a 12/2013)
4	possibilidade de quebra estrutural nos preços das commodities medidos pelo Índice CRB	0 (01/2005 a 07/2008), 1 (08/2008 a 04/2011) e 0 (05/2011 a 12/2013)

Fonte: Elaborado pelo autor

As *dummies* foram então incluídas, cada uma de uma vez, nas quatro estimações do trabalho. As funções impulso-resposta estimadas a partir desses modelos, todavia, apresentaram as mesmas características básicas das estimações originais, fornecendo evidências adicionais de robustez para estas últimas.³⁶

³⁶ Por razões de espaço, os resultados são apresentados em detalhe no Anexo F do Apêndice.

CONCLUSÃO

O conhecimento da dinâmica dos preços das *commodities* nos mercados internacionais tem ganhado importância nos últimos anos. Segundo dados estatísticos, mesmo após um período de relativo controle inflacionário, os níveis de preços no Brasil voltaram a se elevar no período recente. Neste cenário, a variação dos preços das *commodities* tem recebido mais atenção como uma potencial causadora da inflação.

Não obstante uma elevação nos preços das *commodities* represente um choque de custos para uma economia, o repasse desse choque aos preços finais está condicionado a uma série de fatores, dentre os quais a interação entre os preços de *commodities* e a taxa de câmbio nessa economia, que adquire particular relevância se o país em questão for um exportador líquido de *commodities*. Para o caso destes países, a apreciação cambial resultante de um choque nos preços internacionais das *commodities* pode reduzir o efeito deste choque sobre os preços de bens e serviços medidos em moeda doméstica, amenizando o impacto inflacionário da variação de preços de *commodities*.

Nesse contexto, o presente trabalho teve por objetivo analisar o impacto dos choques nos preços internacionais das *commodities* sobre a inflação brasileira, a partir do uso de dois índices para a mensuração de tais preços – o CRB e o IC-Br –, particularmente testando o papel da taxa de câmbio como mecanismo de amortecimento das pressões inflacionárias. Para tanto, foram estimados modelos de *Vetores Auto Regressivos (VAR)* abrangendo o período de janeiro de 2005, quando teve início uma elevação da correlação entre os preços de *commodities* e a taxa de câmbio, e dezembro de 2013. Foram consideradas quatro especificações para o modelo: enquanto as duas primeiras, respectivamente com CRB e IC-Br, incluíram a taxa de câmbio no modelo estimado, as duas últimas excluíram essa taxa, *coeteris paribus*. Com tal experimento, buscou-se verificar se, ao retirarmos a taxa de câmbio, os choques nas *commodities* estariam induzindo respostas maiores na inflação ao consumidor no país.

Os resultados encontrados mostram que um efeito líquido de um aumento no preço das *commodities* é positivo sobre a inflação e se mostra ainda mais influente caso a variável câmbio não se faça presente. As flutuações cambiais, portanto, são um importante mecanismo de absorção de uma parcela do ônus causado por tais choques e a ser repassado ao consumidor. De fato, com a retirada da variável câmbio, através das Especificações 3 e 4, não apenas os sinais

das respostas centrais ao impulso estão de acordo com o esperado, como também passaram a apresentar significância estatística. O modelo confirma então, como encontrado na literatura, que a variável câmbio tem sido uma importante ferramenta de absorção dos choques dos preços das *commodities* sobre a inflação.

Ainda conforme argumentado pela literatura, uma implicação direta da redução do impacto inflacionário de choques nos preços internacionais das *commodities*, gerada possivelmente pela apreciação cambial, deveria ser a diminuição da intensidade com que a política monetária responderia a tais choques, o que também foi corroborado pelas evidências encontradas neste trabalho, embora não com a mesma significância como no caso da resposta direta da inflação ao consumidor.

Por sua vez, as respostas do PIB brasileiro, mensuradas através do índice de atividade econômica do Banco Central (IBC-Br), parecem não mostrar ganhos líquidos, pelo menos se analisarmos a partir de sua significância estatística. Observou-se que a exclusão da taxa de câmbio dos modelos testados, particularmente com o CRB, faz com que o choque estudado amplifique a desaceleração econômica, em comparação com o modelo que inclui a taxa cambial. Uma explicação para isto seria o fato de que, no primeiro caso, há maior pressão inflacionária ao consumidor e uma política monetária mais agressiva por parte do BCB, de modo que o consumidor estaria perdendo poder de compra por esses dois tipos de ônus, potencializando a contração do mercado doméstico.

Não obstante os resultados encontrados neste trabalho, o campo de estudo e discussão sobre o impacto de choques nos preços de *commodities* ainda é vasto. Uma sugestão de trabalho futuro, por exemplo, seria separar os efeitos entre as diferentes categorias de *commodities*, por exemplo, as agrícolas e as minerais, visando entender o efeito de cada uma destas no câmbio e na inflação do Brasil separadamente. Por fim, como possíveis avanços, também poderia sugerir-se uma análise mais profunda do papel exercido pelas variações cambiais induzidas pelos choques estudados na composição do PIB brasileiro, por meio de uma desagregação dos indicadores de atividade econômica.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

2014 CRB Yearbook - The Book of Record for Commodity Markets. Commodity Research Bureau. Fundamental Market Research, 2013.

ACHARYA, R. N., GENTLE, P., PAUDEL, K. Examining the CRB Index as an indicator for U.S. Inflation. Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, Dallas, TX, February 2-6, 2008

AOKI, K. (2001). Optimal Monetary Policy Responses to Relative-Price Changes. *Journal of Monetary Economics*, 48, 55-80

ARAÚJO, 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.

BALL, L., MANKIW, G., 1995. Relative price changes as aggregate supply shocks. *Quarterly Journal of Economics* 110 (1), 161–193.

BALL, L. (1999a). “Efficient rules for monetary policy”. *International Finance*, v.2, n.1, pp.63-83, Apr/1999.

Banco Central do Brasil. Efeitos dos Termos de Troca sobre a Taxa de Câmbio Real no Brasil. Relatório de Inflação. Dezembro, 2009.

BARBOSA, N. (2008). *Inflation Targeting in Brazil: 1999 – 2006*. *International Review Of Applied Economics*. Vol 22, No 2, March 2008.

BARNET, Steven., VIVANCO, Alvaro. Statistical Properties of Oil Prices: Implications for Calculating Government Wealth, in: Davis, JM, Ossowski, R. and Fedelino, A.: *Fiscal Policy Formulation and Implementation in Oil-Producing Countries – August 21, 2003*.

BERNANKE, B. S., GERTLER, M., WATSON, M. (1997). *Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks*. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1997, No. 1.

BLANCHARD, G. & GALI 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.

BLINDER, A. (1998). *Central Banking in Theory and Practice*. MIT Press.

BLOCH, H., A.M. DOCKERY and D. SAPSFORD (2006), *Commodity Prices and the Dynamics of Inflation in Commodity-Exporting Nations: Evidence from Australia and Canada*, *The Economic Record*, 82: S97-S109, 09.

BODENSTEIN, M.; ERCEG, C. J.; GUERRIERI, L. (2008). *Optimal Monetary Policy with Distinct Core and Headline Inflation Rates*. *Journal of Monetary Economics*, 55, 18-33.

BOFFINGER, P., MAYER, E. & WOLLMERSHAEUSER, T. (2006). "The BMW Model: A New Framework for Teaching Monetary Economics". *The Journal of Economic Education*, 37 (1), pp. 98-117, 2006.

BÖWER, U.; GEIS, A.; e WINKLER, A. *Commodity Price Fluctuations and Their Impact on Monetary and Fiscal Policies in Western and Central Africa*. (April, 2007) ECB Occasional Paper No. 60.

BRESSER-PEREIRA, L. C. (2008). The Dutch disease and its neutralization: A Ricardian approach. *Revista de Economia Política*, 28:47–71.

BRYAN, M., CECCHETTI, S., 1994. Measuring core inflation. In: Mankiw, G. (Ed.), *Monetary Policy*. University of Chicago Press, Chicago, pp. 195–215.

CARRASCO-GUTIERREZ, C. A., ALMEIDA, F.M.M. Modelagem e Previsão do Preço do Café Brasileiro. *Revista de Economia*, v. 39, n. 2 (ano 37), p. 7-27, mai./ago. 2013.

CASHIN, P. e MCDERMOTT. "The Long-Run Behavior of Commodity Prices: Small Trends and Big Variability. *IMF Staff Papers*, Vol. 49, 175-99-2002

CASHIN, P., CÉSPEDES, L.F., SAHAY, R. (2004). *Commodity Currencies and the real exchange rate*. *J. Dev. Econ.* 75, 239-268.

CA'ZORZI, M., HAHN, E. and SANCHEZ, M. Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets. *ECB Working Paper*, No. 739 (2007).

CECCHETTI, S., 1997. Measuring Short-Run Inflation for Central Bankers. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 79 (3), 143–155.

CHEN, Y. and ROGOFF, K. *Commodity Currencies*, *Journal of International Economics* 60 (1), 2003, pp. 133-160.

CHEN, S. (2008). *Oil price pass-through into inflation*. *Energy Economics*.

CLARIDA, R., GALÍ, J., & GERTLER, M. (1999). "The science of monetary policy: a new Keynesian perspective." *Journal of Economic Literature*, v. XXXVII, pp. 1661-1707, Dec/1999.

CLEMENS, K. W., FRY R. (2006). *Commodity Currency and Currency Commodities*. CAMA Working Paper. The Australian National University: 63.

COOLEY, T.F.; LEROY, S.F. Atheoretical Macroeconomics: A Critique. *Journal of Monetary Economics*, v.16, pp.283-308, 1985.

COPOM. Relatório de Inflação do Banco Central do Brasil. Volume 10, n.1. 2008. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/?SISMETAS>. Acesso em 21/02/2014.

D'AGOSTINI, L. (2011). *Econometria Temporal Multivariada. Projetando Juros e Câmbio a partir de Modelos Monetários e Vetores Autoregressivos VAR e BVAR*. Editora Blucher. 2011.

DE GREGORIO, J. (2007), "Defining Inflation Targets, the Policy Horizon and the Output-Inflation Tradeoff," Working paper No. 415, Central Bank of Chile.

DE GREGORIO, J. (2012), "Commodity Prices, Monetary Policy and Inflation," Working Papers wp359, University of Chile, Department of Economics.

ENDERS, W. (2004). *Applied Econometric time series*. 2. Ed. New Jersey: Wiley, 2004.

FERNANDEZ, Cassiana Y.H. Câmbio real e preços de *commodities* : Relação identificada através da mudança de regime cambial. Rio de Janeiro: PUC, Departamento de Economia, 2003.

FURLONG, Frederick T., .Commodity Prices as a Guide for Monetary Policy,. *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, Winter, 1, 1989, pages 21-38.

FURLONG, F. and R. INGENITO (1996), Commodity Prices and Inflation, Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review, 27-47.

GALÍ, J. e M. GERTLER (2007), "Macroeconomic Modeling for Monetary Policy Evaluation," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 21, No. 4, pp. 25-45.

GOLDFAJN, I.; WERLANG, S. The *pass-through* from depreciation to inflation: a panel study. Banco Central do Brasil, 2000. (Working Paper n.05).

GUJARATI; D. N. *Econometria Básica: 4ª Edição*. Rio de Janeiro. Elsevier - Campus, 2006

LEE, J. & SONG, J. (2009), 'Nature of Oil Price Shocks and Monetary Policy'. *NBER Working Paper* No. 15306.

LUTKEPOHL, H. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer. Berlin, 2005.

MALLICK, S. K., SOUZA, R. M (2012). Commodity Prices, Inflationary Pressures, and Monetary Policy: Evidence from BRICS Economies. *Open Economies Review* 24: 677-694.

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 (2014). Base de dados histórica. Fonte: <http://www.desenvolvimento.gov.br>

MEDINA, J. P. & SOTO, C. (2005), 'Oil Shocks and Monetary Policy in an Estimated DSGE Model for a Small Open Economy', *Central Bank of Chile Working Paper* No. 353.

MELO, A. C. de,. Análise do Impacto de Choques nos Preços Internacionais das *Commodities* sobre a Inflação Brasileira. Mestrado Profissional em Economia do Setor Público. Universidade de Brasília (UNB). Agosto, 2010.

MELO, A. C. de. Brazil's Commodity Price Index, IFC Bulletin No 36, BIS, February 2013.

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. and MUINHOS, M. K. Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges, Working Paper 53, Working Paper Series, Banco Central do Brasil, Nov. 2002.

MODENESI, André de Melo; FERRARI FILHO, Fernando. Choque de oferta, indexação e política monetária: breves considerações sobre a aceleração inflacionária recente. *Economia & Tecnologia*, Ano 07, vol.26 - Julho/Setembro de 2011

MOREIRA, R.R. (2012a). “Commodities prices index as a variable determining the consumer inflation rate and the monetary policy: Recent evidences for the Brazilian economy through a VAR analysis”. *Economics and Finance Review* Vol. 2(2) pp.01-09, April, 2012.

MOREIRA, R.R. (2014). “Some Notes On a Commodities Net-Exporting Economy: Exchange Rate, Consumer Inflation and Monetary Policy”. *Economics and Finance Review* Vol. 3(08) pp. 26-30, June, 2014.

NOGUEIRA JR, R. P. Inflation Targeting, Exchange Rate *Pass-Through* and ‘Fear of Floating’ Studies and Economics 0605, Department of Economics, University of Kent. (2006)

OBSTFELD, M., ROGOFF, K. (1996). *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge, MA: MIT Press. Page 199.

OLIVEIRA, L. V. Suavização do Preço das Commodities e Estabilização Macroeconômica. Rio de Janeiro, 2004. 258p. Tese de Doutorado – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

ONO, G. S., Análise do Impacto dos Preços das *Commodities* sobre a Inflação no Brasil. Escola de Economia de São Paulo. Fundação Getúlio Vargas. São Paulo, 2014.

OREIRO, J. L. C.; BASILIO, F. A. C.; SOUZA, G. Effects of overvaluation and volatility of exchange rate over investment in manufacturing industry: empirical evidences and policy proposals for the Brazilian case. *Revista de Economia Política* (Impresso), v. 34, p. 347-369, 2014.

OREIRO, J. L. C.; FEIJÓ, C. A. Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro. *Revista de Economia Política*, vol 30, nº 2 (118), pp. 219-232, abril-junho/2010

PASTORE, A. C. & Associados. Inflação e Preços de *Commodities*. Informe Especial (setembro de 2008)

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, 1361—1401, 1989.

PESARAN, M. H.; SHIN Y. Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters*, 58, 17-29, 1998.

ROMER, D. (1993), Openness and Inflation: Theory and Evidence, *Quarterly Journal of Economics*, 4, 869-903.

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. Macroeconomics and reality. *Econométrica*, v. 48, n.1, pp. 1-48, 1980.

SVENSSON, L. E. O. (1999). “Inflation targeting as a monetary policy rule”. *Journal of Monetary Economics*, 43 (June), pp. 607-54, 1999.

TAYLOR, J. Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms, *European Economic Review*, 44, 1389-1408. (2000)

VERISSIMO, M. P.; XAVIER, C. L.; VIEIRA, F.V. Taxa de Câmbio e Preços de *Commodities*: Uma Investigação sobre a Hipótese da Doença Holandesa no Brasil. *Revista EconomiA*, Brasília (DF), v.13, n.1, p.93-130, jan/abr/2012.

WOODFORD, M. (2007), “The Case for Forecast Targeting as a Monetary Policy Strategy,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 21, No. 4, pp. 3-24.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. Further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics* 10, p. 251-270, 1992.

_____. Banco Central do Brasil. **Relatório de Inflação**, págs. 90-91, jun. 2000. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2000/06/ri200006b4p.pdf>>

_____. Banco Central do Brasil. **Relatório de Inflação**, vol.6, n.2, pag. 106, jun. 2004. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2010/12/ri201012P.pdf>>

_____. Banco Central do Brasil. **Relatório de Inflação**, vol.12, n.4, pag. 59, dez. 2010. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2010/12/ri201012P.pdf>>

_____. Banco Central do Brasil. **Relatório de Inflação**, vol.13, n.1, pag. 95, mar. 2011. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2011/03/ri201103P.pdf>>

_____. Banco Central do Brasil. **Relatório de Inflação**, vol.13, n.2, pag. 53, jun. 2011. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2011/06/ri201106P.pdf>>

_____. Banco Central do Brasil. **Relatório de Inflação**, vol.15, n.1, pag. 84, mar. 2013. Disponível em <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2013/03/ri201303P.pdf>

_____. Banco Central do Brasil. **Regime de Metas para a Inflação no Brasil**, Série Perguntas Mais Frequentes. 2014. Disponível em <[http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus/FAQ_10-Regime de Metas para a Inflação no Brasil.pdf](http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus/FAQ_10-Regime_de_Metas_para_a_Inflacao_no_Brasil.pdf)>

ANEXOS

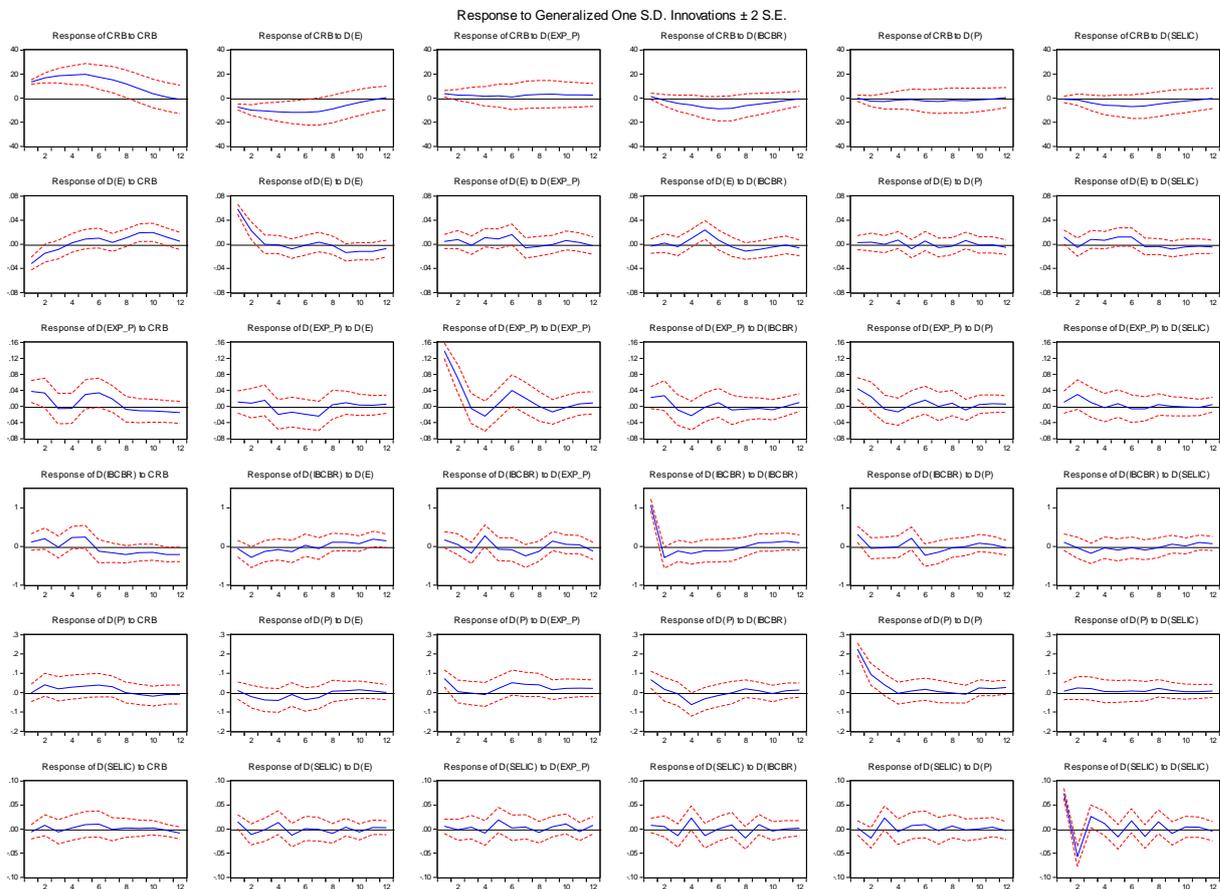
ANEXO A

Participação das commodities no índice Core Commodity CRB Index (CRB).

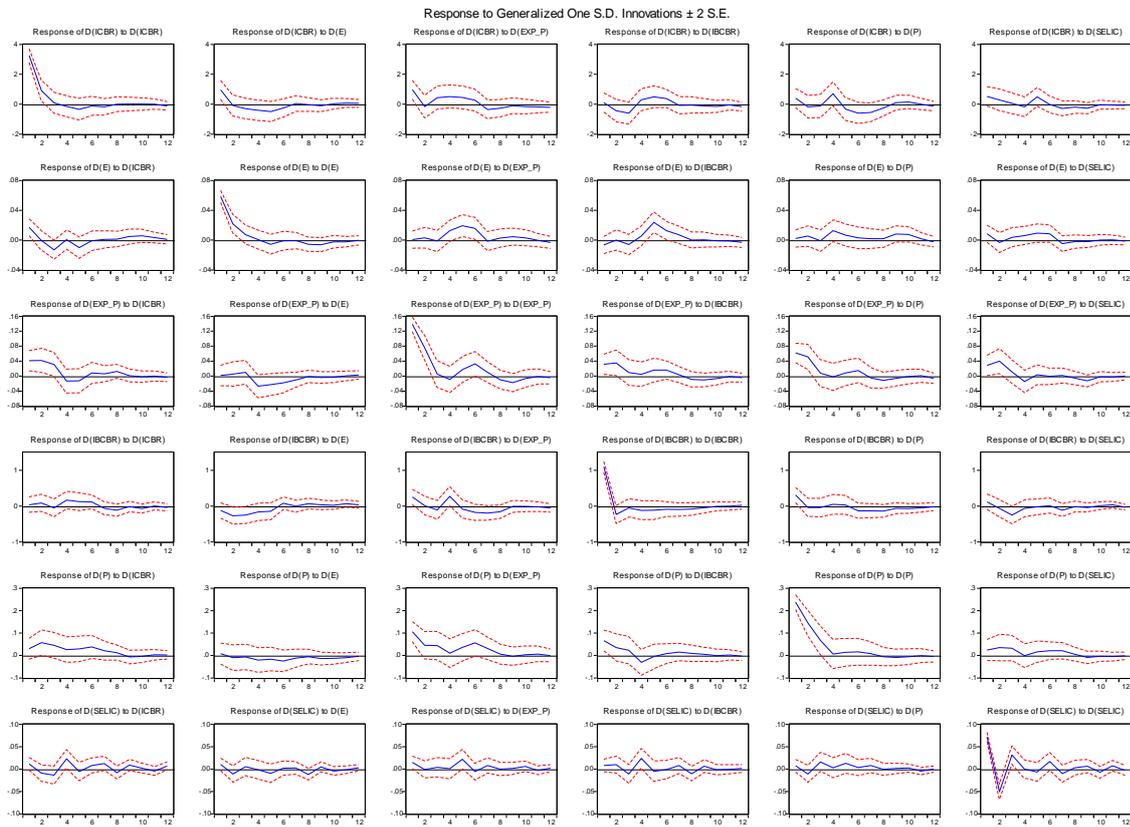
Grupo	Commodity	Participação
Grupo I	Petróleo	23%
Grupo I	Óleo para calor (HHO)	5%
Grupo I	Gasolina	5%
Grupo II	Gás Natural	6%
Grupo II	Milho	6%
Grupo II	Soja	6%
Grupo II	Boi (Vivo e corte)	6%
Grupo II	Ouro	6%
Grupo II	Alumínio	6%
Grupo II	Cobre	6%
Grupo III	Açúcar	5%
Grupo III	Algodão	5%
Grupo III	Café	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%

ANEXO B

Respostas ao Impulso – Especificação 1 (CRB Index)

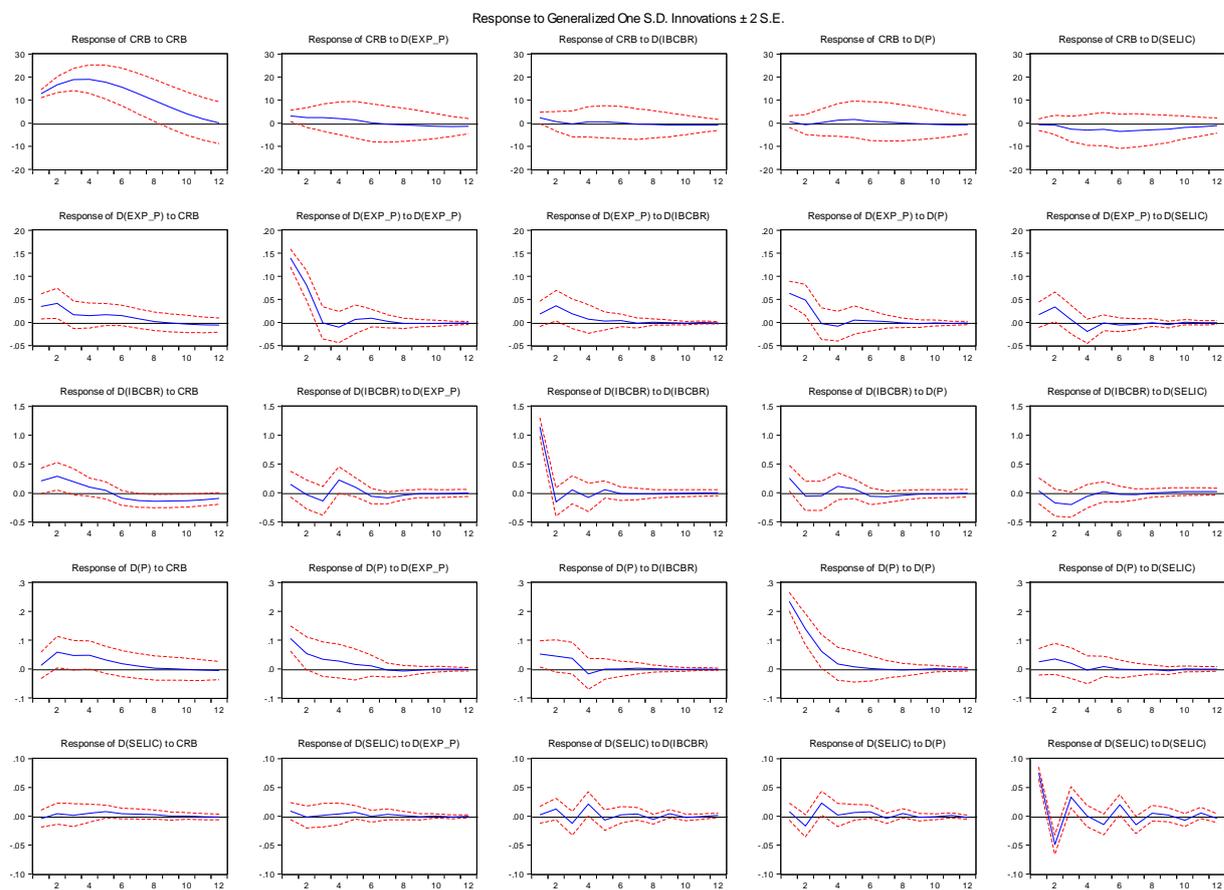


ANEXO C

Respostas ao Impulso – Especificação 2 (Índice de *Commodities* Brasil – IC-Br)

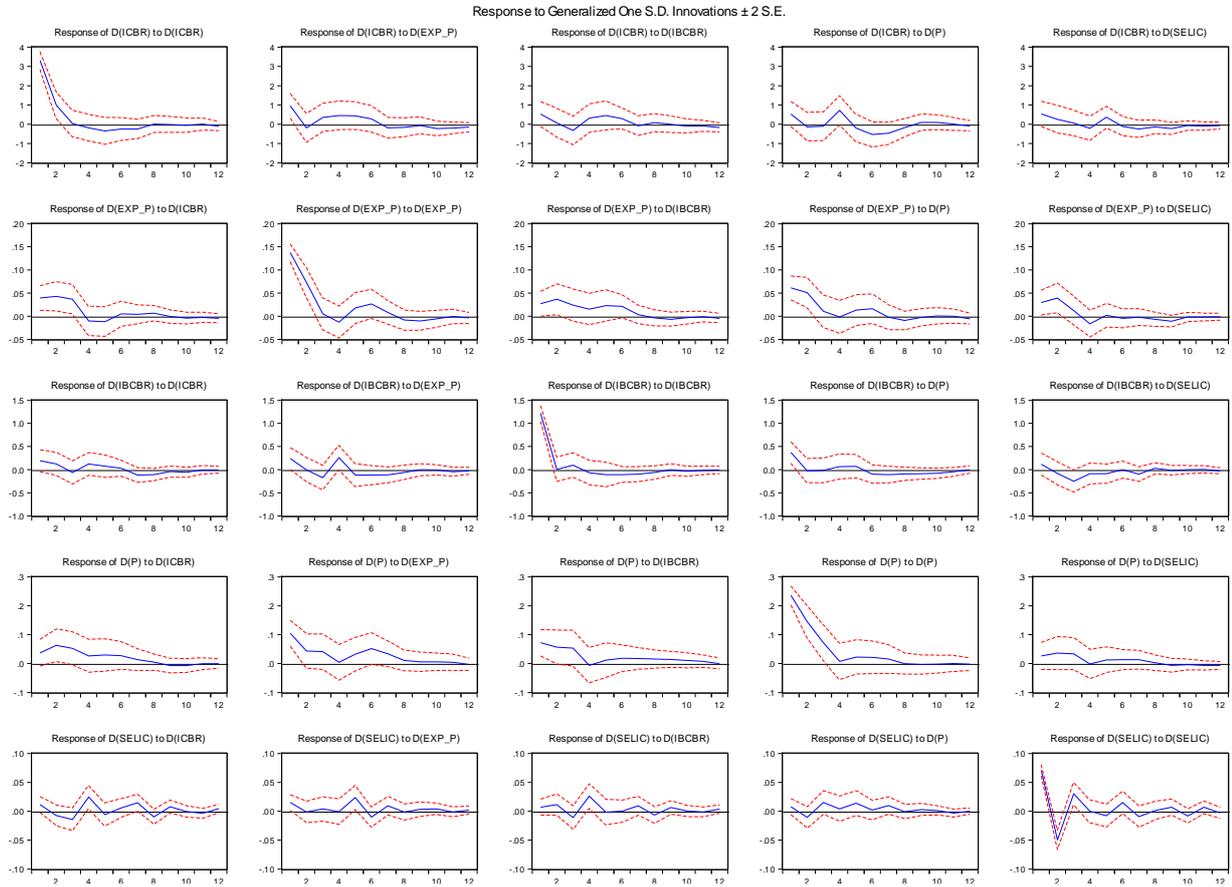
ANEXO D

Respostas ao Impulso – Especificação 3 (CRB ex-câmbio)



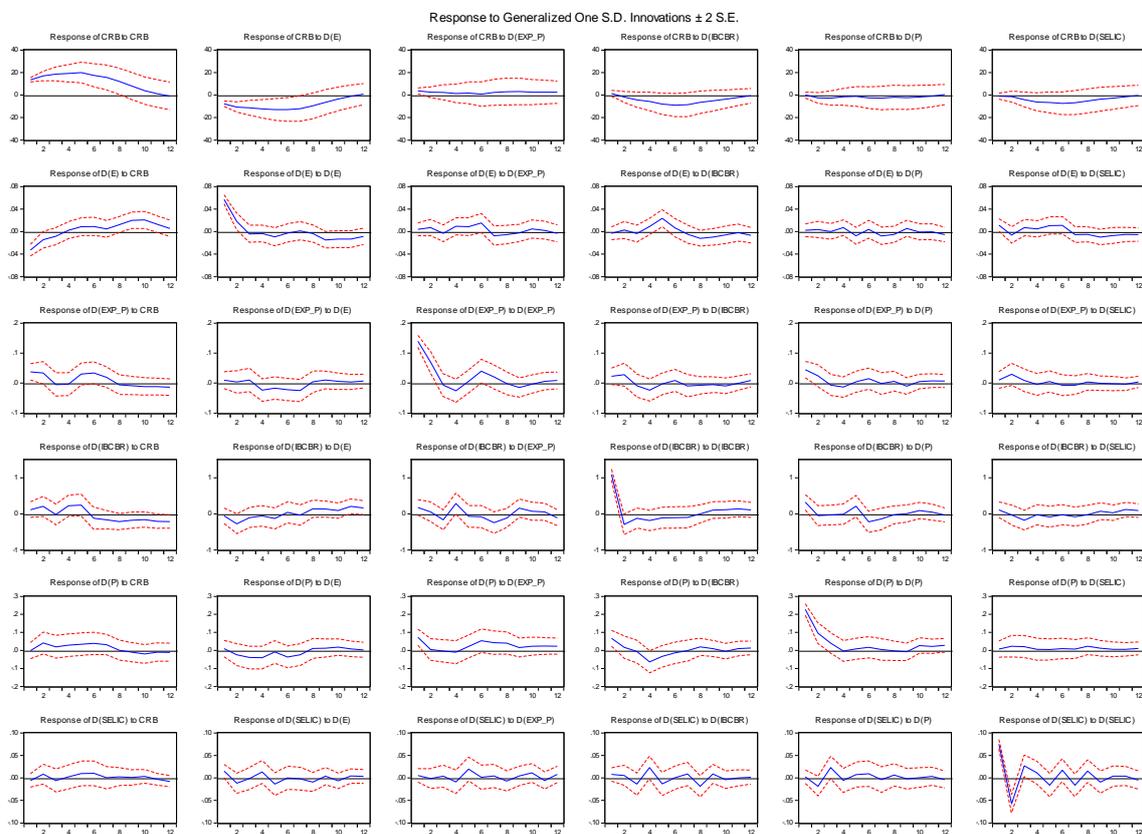
ANEXO E

Respostas ao Impulso – Especificação 4 (IC-Br ex-câmbio)



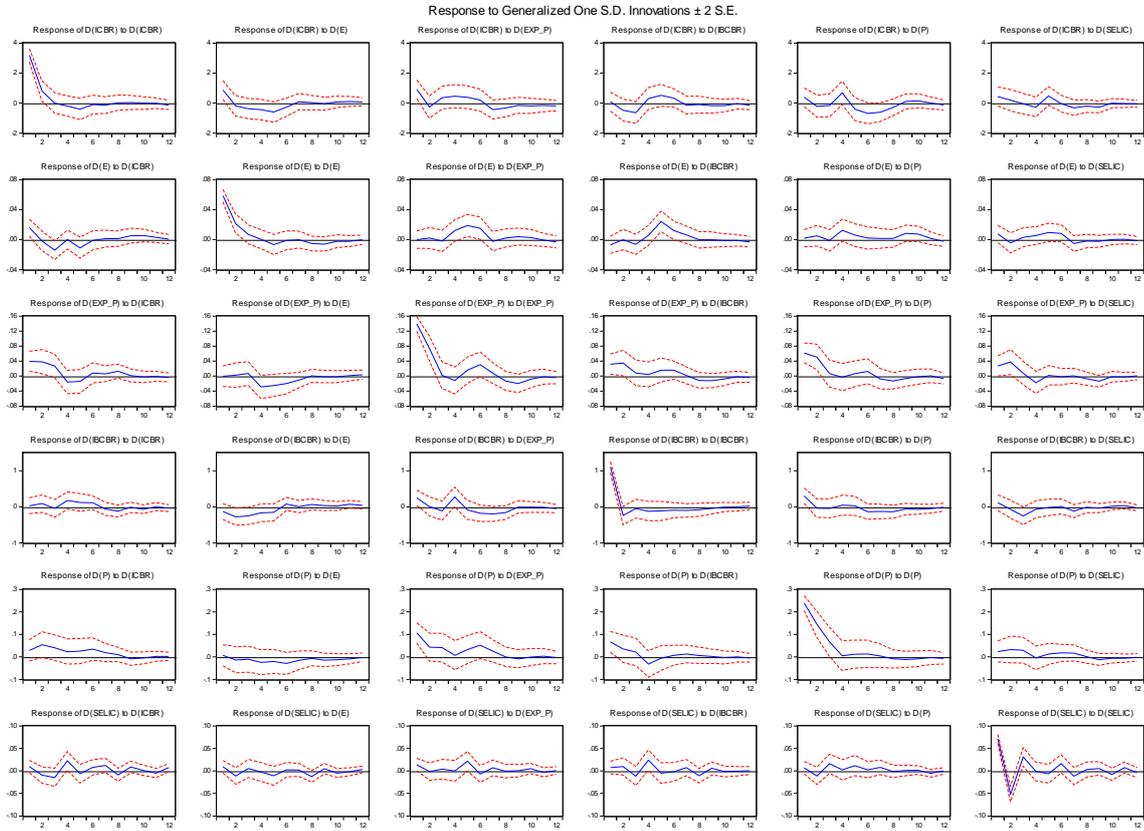
ANEXO F

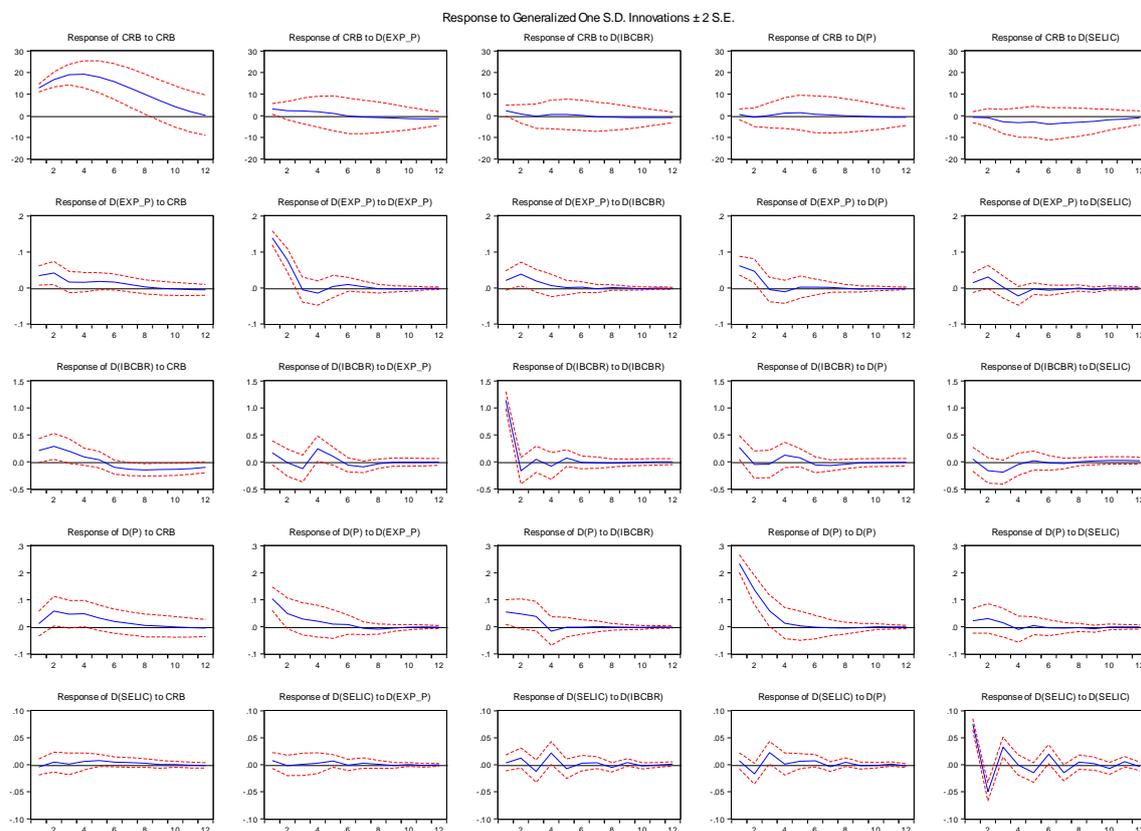
Respostas ao Impulso – dummy 1 (Especificação 1)



(continuação)

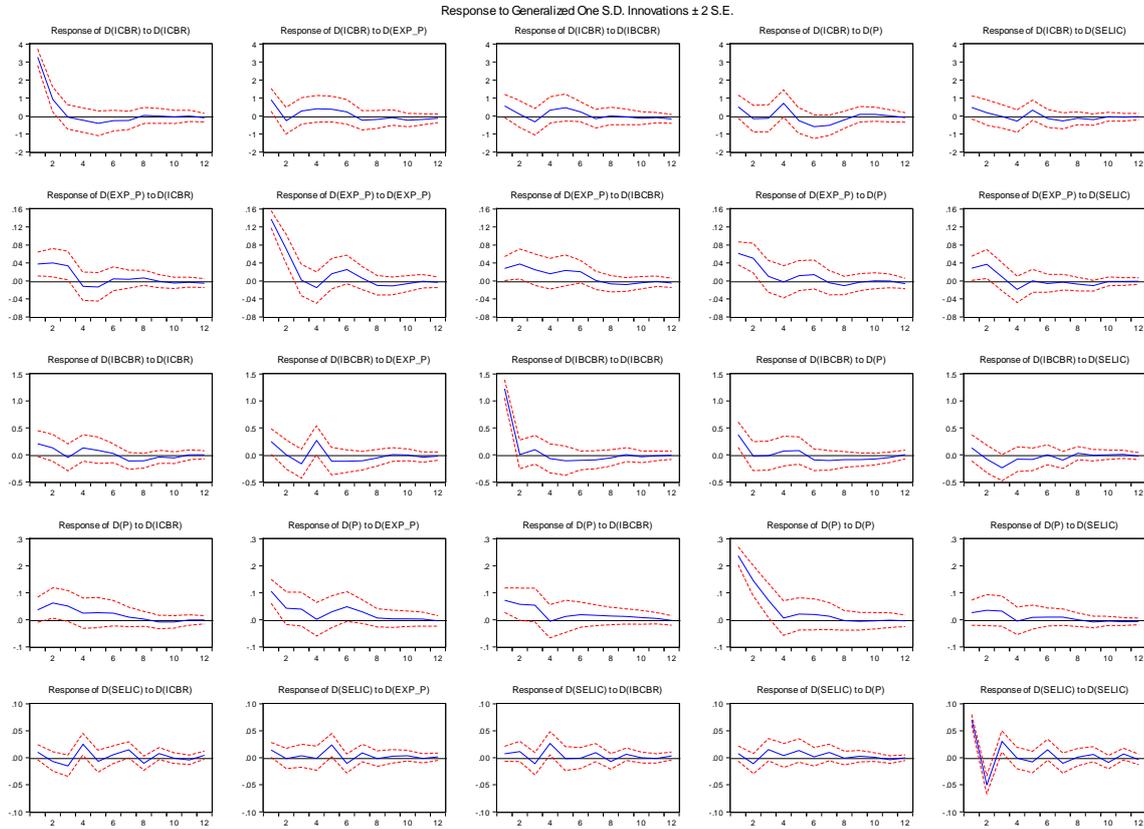
Respostas ao Impulso – dummy 1 (Especificação 2)



*(continuação)***Respostas ao Impulso – dummy 1 (Especificação 3)**

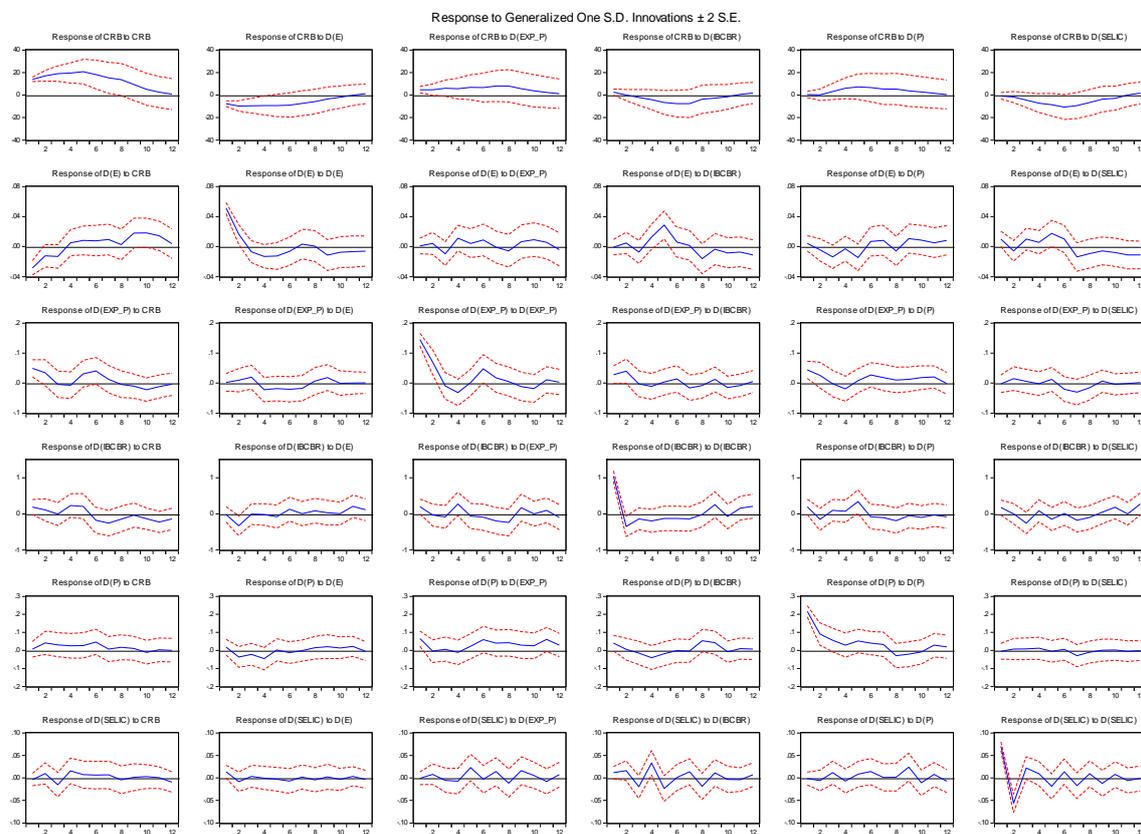
(continuação)

Respostas ao Impulso – dummy 1 (Especificação 4)



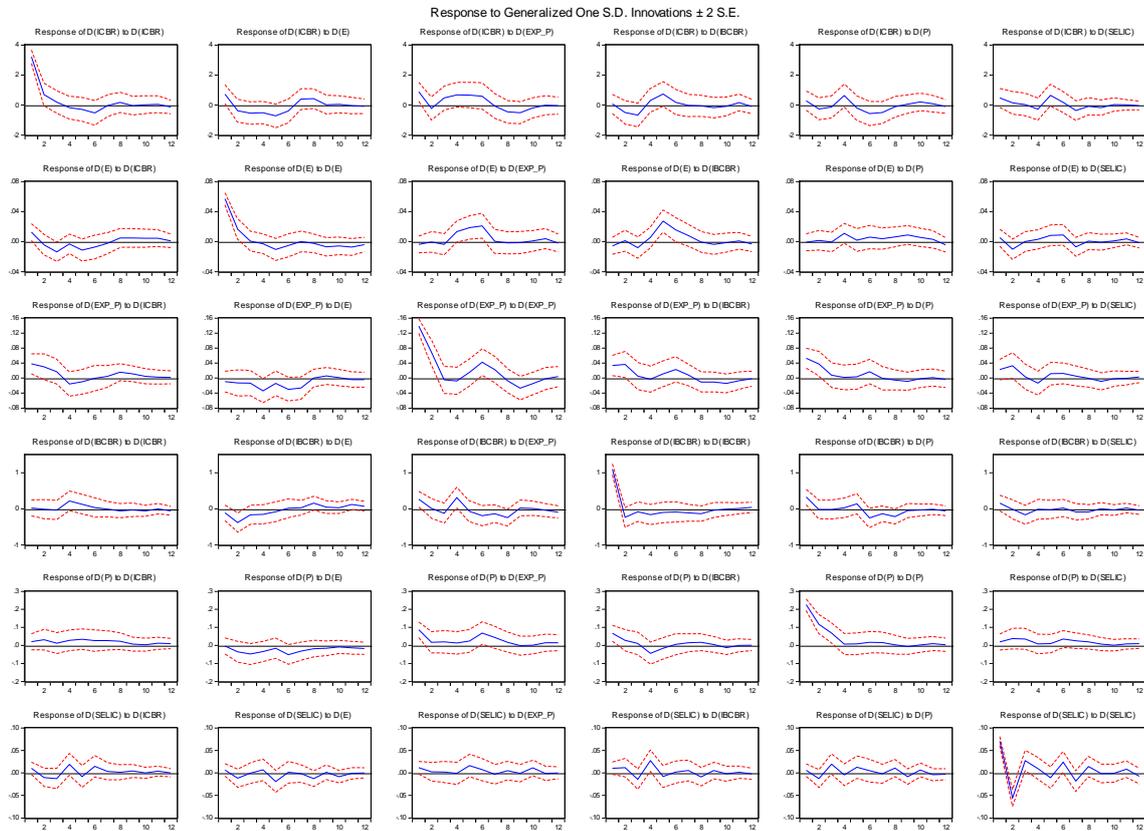
(continuação)

Respostas ao Impulso – dummy 2 (Especificação 1)



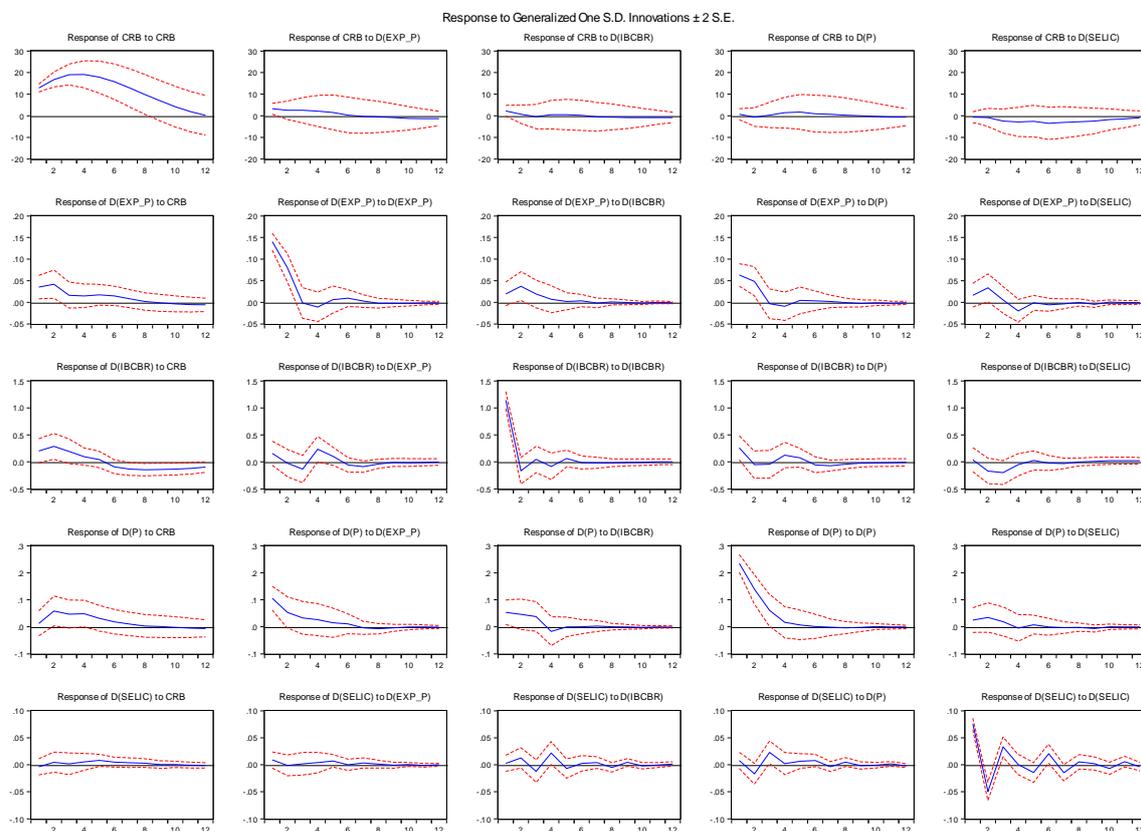
(continuação)

Respostas ao Impulso – dummy 2 (Especificação 2)



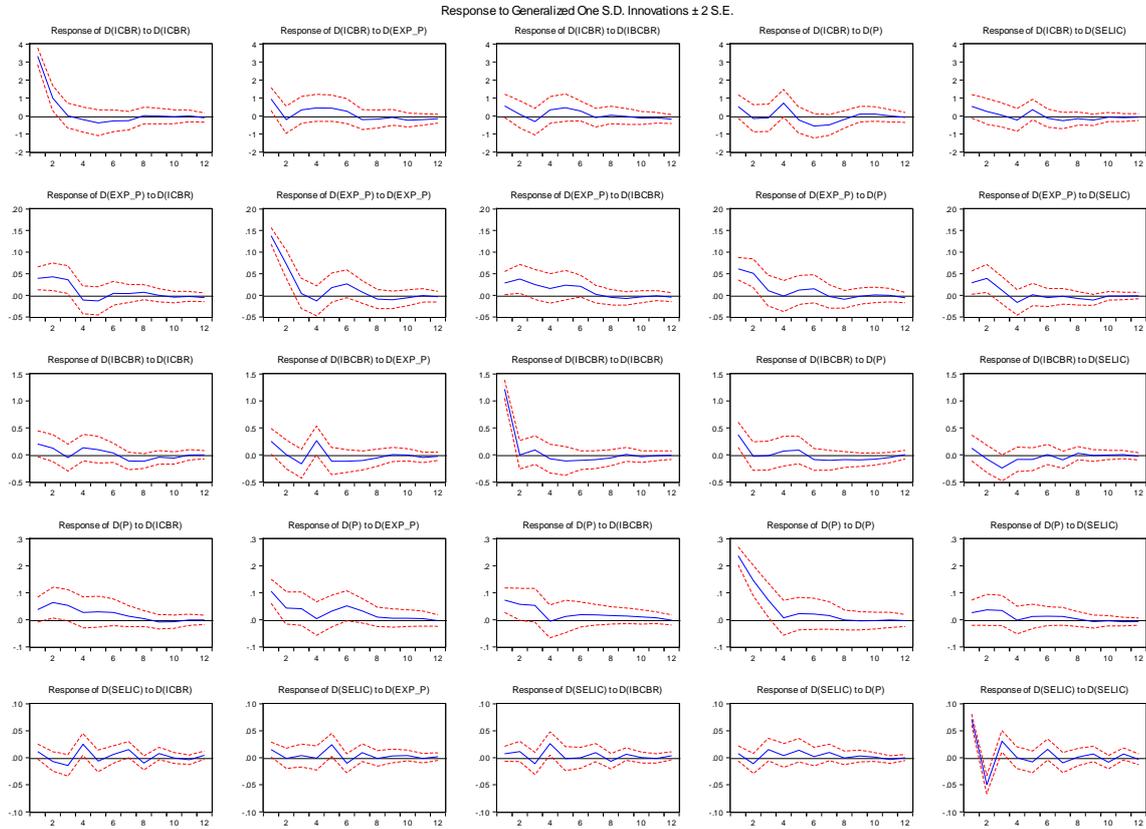
(continuação)

Respostas ao Impulso – dummy 2 (Especificação 3)



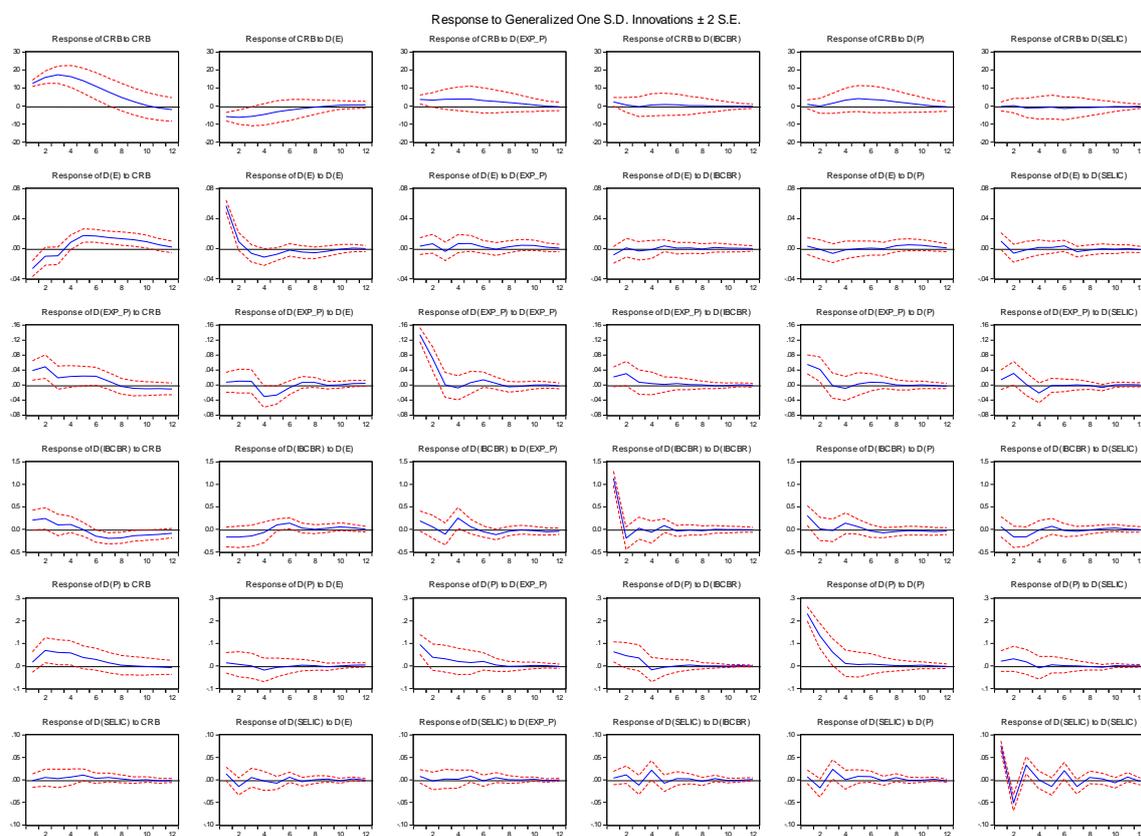
(continuação)

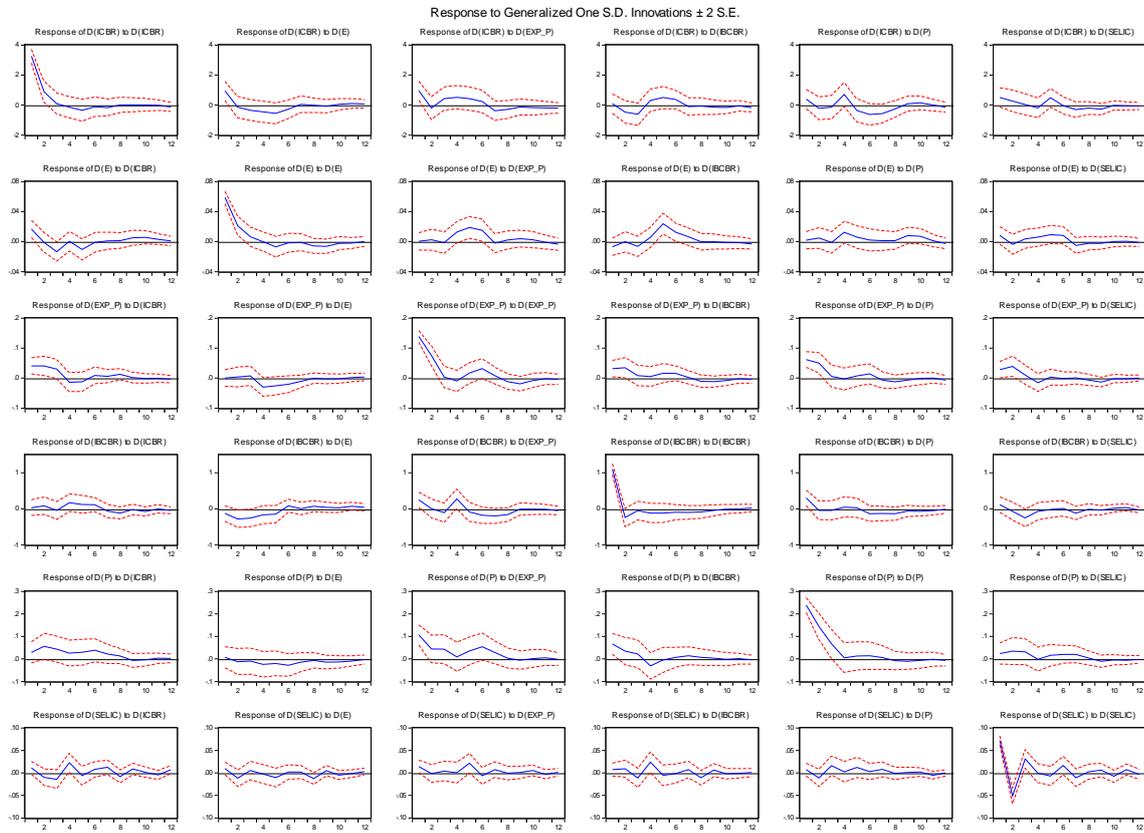
Respostas ao Impulso – dummy 2 (Especificação 4)

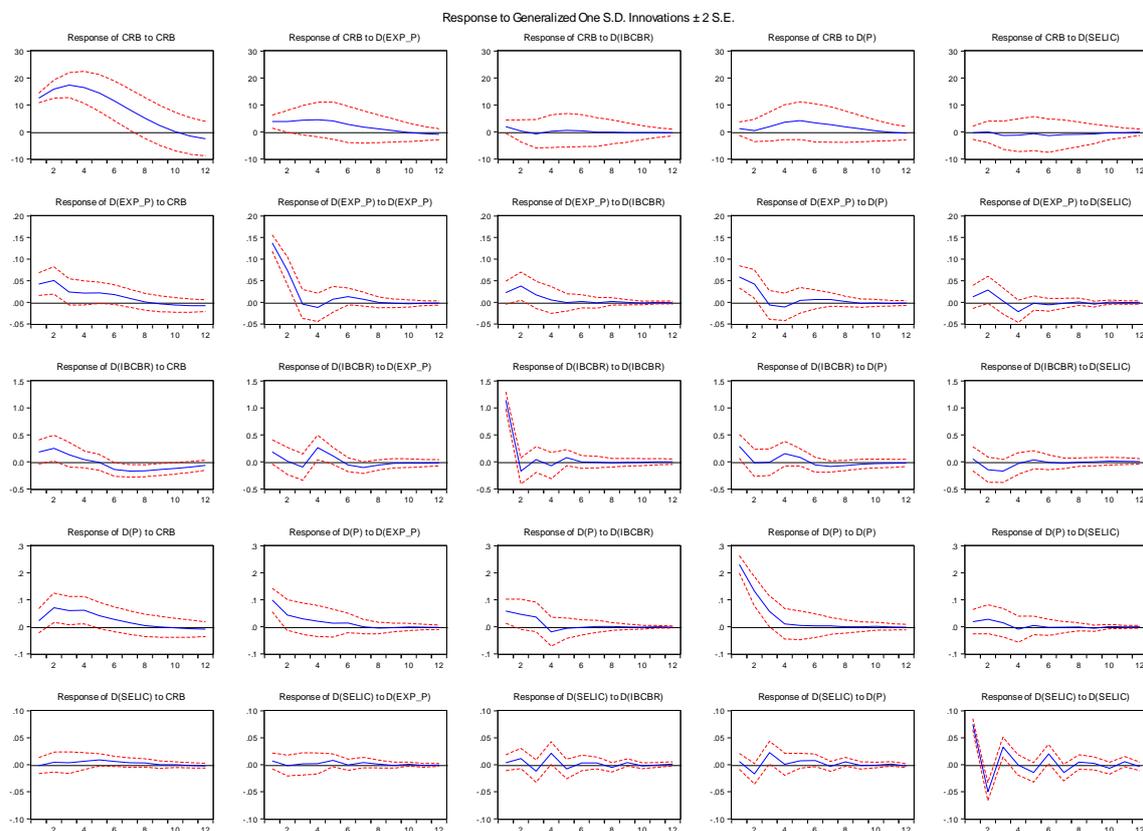


(continuação)

Respostas ao Impulso – dummy 3 (Especificação 1)

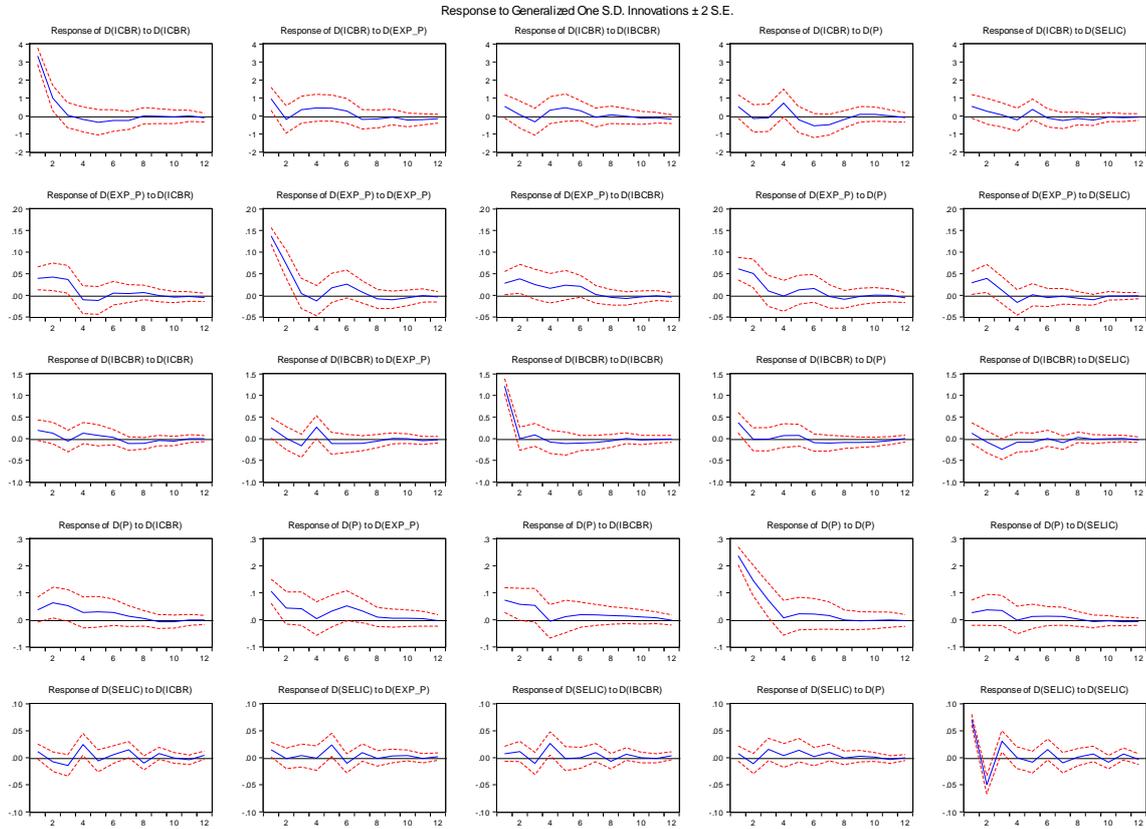


*(continuação)***Respostas ao Impulso – dummy 3 (Especificação 2)**

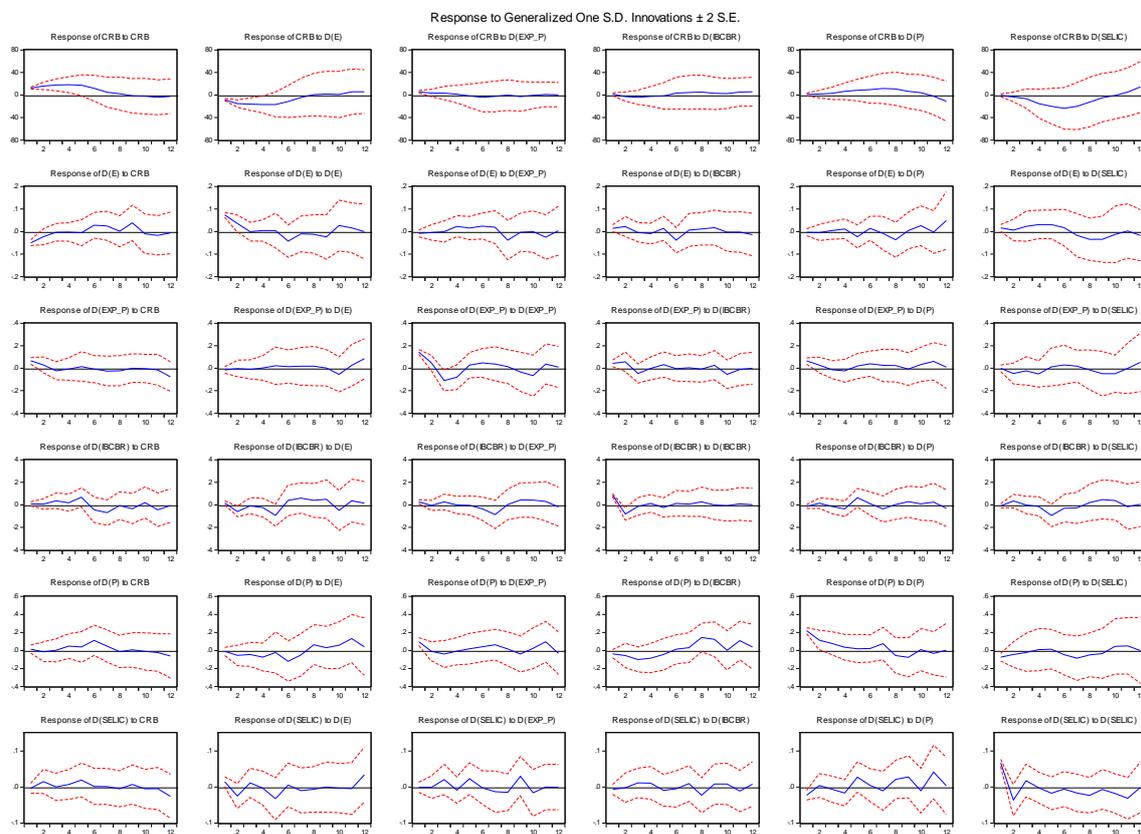
*(continuação)***Respostas ao Impulso – dummy 3 (Especificação 3)**

(continuação)

Respostas ao Impulso – dummy 3 (Especificação 4)

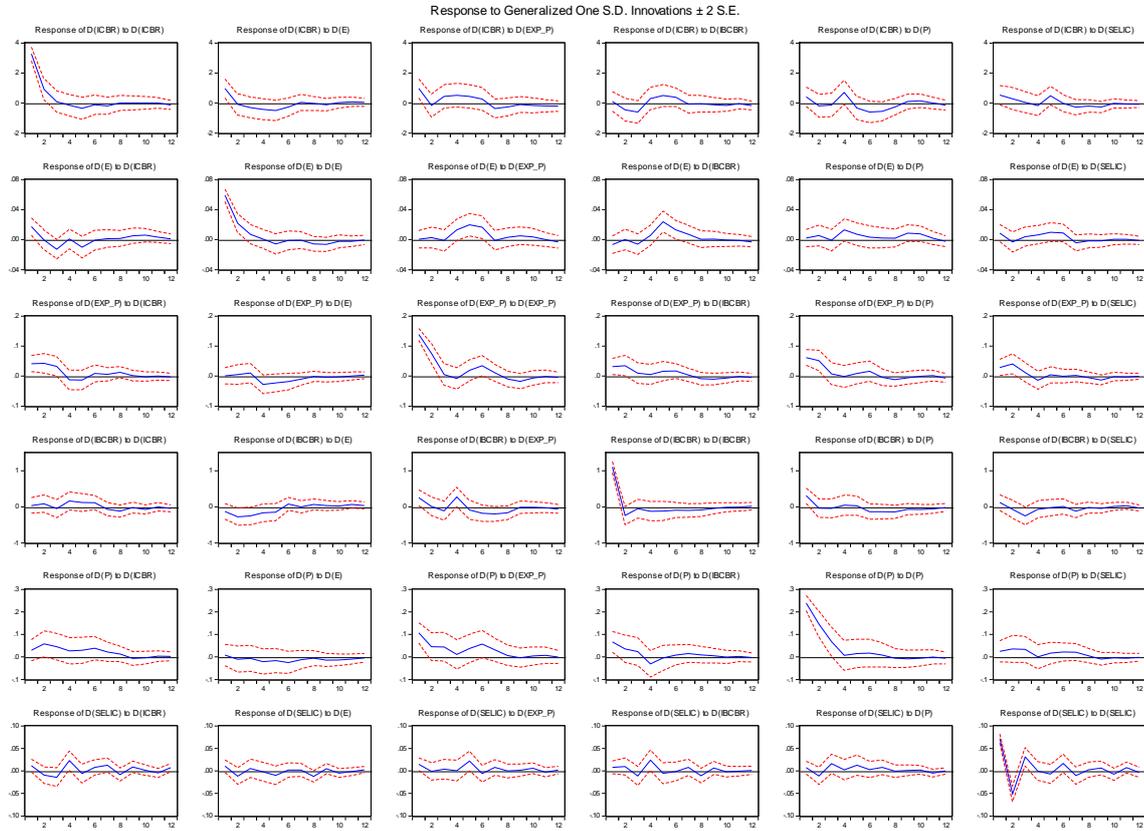


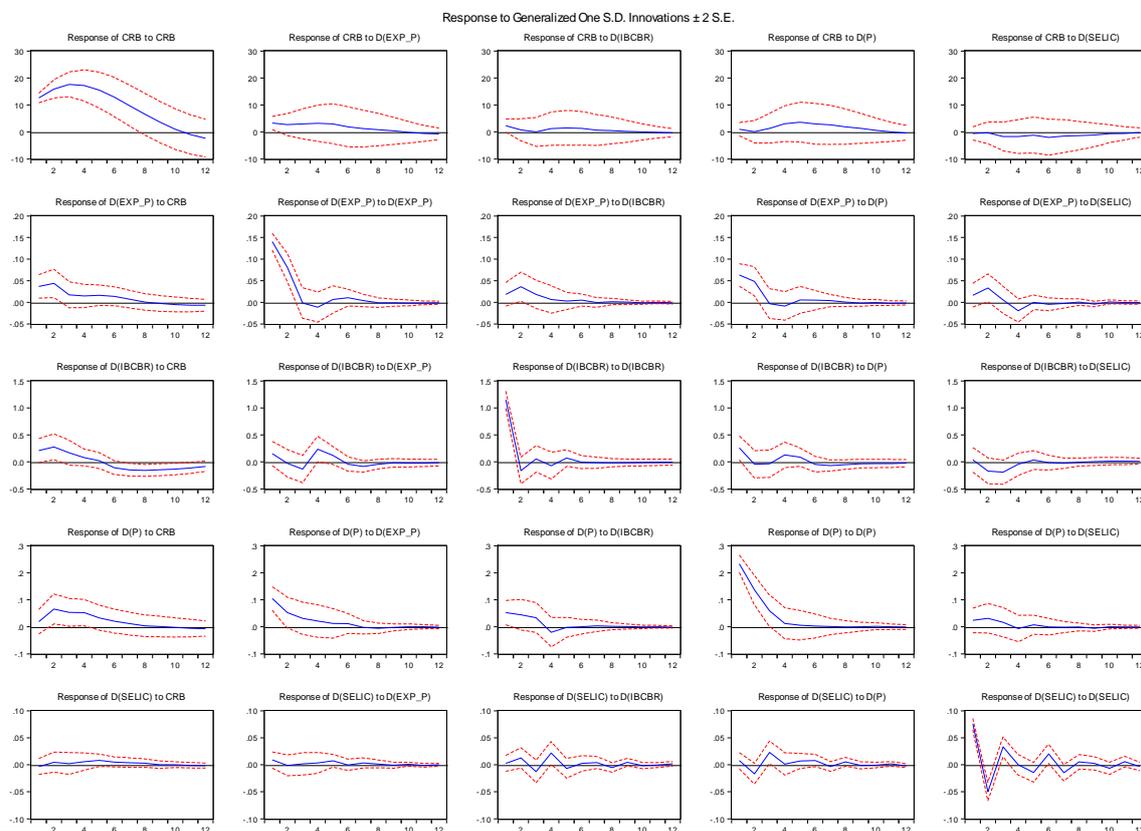
(continuação)

Respostas ao Impulso – dummy 4 (Especificação 1)

(continuação)

Respostas ao Impulso – dummy 4 (Especificação 2)



*(continuação)***Respostas ao Impulso – dummy 4 (Especificação 3)**

(continuação)

Respostas ao Impulso – dummy 4 (Especificação 4)

