

**A INFLUÊNCIA DA POLÍTICA MONETÁRIA E CAMBIAL SOBRE OS PREÇOS
DAS PRINCIPAIS COMMODITIES BRASILEIRAS:
ANÁLISE EMPÍRICA USANDO VEC¹ ESTRUTURAL.**

DADOS DOS AUTORES:

Fabírcia Jóisse Vitorino Carvalho

Mestranda do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (UFPB). Graduada, com Láurea Acadêmica, pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB).
Endereço: Cidade Universitária - Campus 1. - João Pessoa - PB - Brasil - CEP: 58051- 900
Contatos: fabricia_joice@hotmail.com.
(83) 3216 – 7453

Hélio de Sousa Ramos Filho

Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba (UFPB).
Doutor em Economia pelo PIMES/UFPE.
Endereço: Universidade Federal da Paraíba. Campus 1.
Jardim Cidade Universitária. CEP - 58.051-900. João Pessoa – PB.
E-mail: helioramos@gmail.com

Sinézio Fernandes Maia

Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba (UFPB).
Pós-doutorado em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul.
Doutor em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco.
Chefe do Departamento de Economia da UFPB, gestão 2013-2015.
Endereço: Universidade Federal da Paraíba. Campus 1.
Jardim Cidade Universitária. CEP - 58.051-900. João Pessoa – PB
Contatos: sineziomaia@yahoo.com.br

Área 2 - Economia Regional e Agrícola

¹ Vetores com Correções de Erros.

A INFLUÊNCIA DA POLÍTICA MONETÁRIA E CAMBIAL SOBRE OS PREÇOS DAS PRINCIPAIS COMMODITIES BRASILEIRAS: ANÁLISE EMPÍRICA USANDO VEC² ESTRUTURAL.

Resumo

Este artigo tem como objetivo geral analisar se a política cambial e monetária (através da taxa de juros e da oferta de moeda) afeta o preço das principais commodities brasileiras, no período de janeiro do ano 2000 a maio de 2012. Os resultados mostraram que existe uma relação de longo prazo entre as três variáveis da política econômica, estudadas nesse trabalho, e os preços das commodities, tanto na análise geral quanto específica. Para isso, foi utilizado um modelo de Vetores com Correções de Erros (VEC) na sua forma estrutural. Ademais, constatou-se que a taxa de juros é a variável que mais afeta os preços das commodities de alimentos, matérias-primas, minerais e petróleo. Já as commodities de carne são mais afetadas pela oferta de moeda (M1). Sendo a relação entre os preços das commodities e a taxa de câmbio se encontra entre 0 e 1, ou seja, o efeito Pass-through foi considerado incompleto para as principais commodities brasileiras.

Palavras-chave: Commodities, Política Monetária, Vetores com Correções de Erros (VEC).

Classificação JEL: D71, E52, C01.

Abstract

This article has as main objective to analyze the exchange rate and monetary policy (through interest rate and money supply) affects the price of the main Brazilian commodities, from January 2000 to May 2012. The results showed that there a long-term relationship between the three variables of economic policy, studied in this work, and commodity prices, both in the general analysis and specific. For this, a Vector model was used with Error Corrections (VEC) in its structural form. Moreover, it was found that the interest rate is the variable that most affects commodities of food, raw materials, minerals and oil. As for the meat commodities are most affected by money supply (M1). As the relationship between commodity prices and the exchange rate is between 0 and 1, ie, the pass-through effect was considered incomplete for the main Brazilian commodities.

Key words: Commodities, Monetary Policy, Vectors with Error Corrections (VEC).

Classificação JEL: D71, E52, C01.

² Vetores com Correções de Erros.

1. INTRODUÇÃO

O Brasil é, e sempre foi, um país com alta capacidade exportadora de commodities³. Desde o seu descobrimento, em 1500, o Brasil adotou um modelo agroexportador, com ciclos econômicos de açúcar e de mineração. Durante o período de império, também vivenciou ciclos como o de café e o da borracha (FURTADO, 1976). E até hoje o Brasil continua sendo um país que exporta predominantemente produtos agrícolas. Para o embaixador e vice-presidente do Centro Brasileiro de Relações Internacionais (CEBRI) está no DNA brasileiro exportar produtos agrários e minerais (PORTAL DO AGRONEGÓCIO, 2012).

Segundo o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), entre 2007 e 2010, a participação de commodities primárias na pauta de exportações passou de 41% a 51% do total das exportações brasileiras. Além disso, de acordo com o Boletim Regional do Banco Central (2012), de 2006 a 2011, a participação das commodities na pauta de exportação contribuiu para os superávits comerciais do referido período.

De acordo com o IPEA, as principais commodities brasileiras são dadas por alimentos, carnes, matérias-primas, minerais e petróleo. Essas cinco categorias representavam, já representavam em 2004, mais de 30% do Índice de Preços por Atacado (IPA-BR). O que pode ser considerado uma influência considerável para a inflação brasileira (Nonnenberg e Lameiras, 2005).

Como o Brasil tem sua pauta de exportação predominantemente definida por *commodity*. E ainda apresenta um peso significativo na composição da inflação brasileira, é importante verificar se a política monetária afeta de modo significativo os preços dessas mercadorias “*in natura*”. Desse modo, o objetivo geral desse trabalho é examinar se a política monetária, através da taxa de juros, do câmbio e da oferta de moeda, afeta o preço dos principais tipos de commodities brasileiras. Essa análise segmentada permite ainda identificar se a política monetária afeta igualmente todos os tipos de commodities, ou apenas alguns tipos em específicos.

Trabalhos já realizados como o de Krichene (2008), Prates (2007), Rosolen *et al.* (2013) e Couto e Fraga (2013) sugerem uma relação de longo prazo entre a taxa de câmbio os preços das commodities de modo geral. Akram (2009) mostra que os preços das commodities aumentam expressivamente em resposta a diminuições nas taxas de juros. E Browne e Cronin (2010) relatam a existência de causalidade positiva entre os preços das commodities e a oferta de moeda.

Todavia, ainda não há na literatura nacional trabalhos que inferem sobre a relação entre os preços das commodities e a oferta de moeda da economia brasileira, por exemplo. Também ainda não há uma análise desagregada sobre o assunto. Como a literatura ainda é incipiente e pouco explorada reitera-se a importância dos referidos objetivos dessa pesquisa.

Além dessa introdução, esse artigo ainda está organizado em mais quatro seções. A próxima seção refere-se aos aspectos teóricos. Na terceira seção estão detalhados os aspectos metodológicos. Na quarta seção são discutidos e analisados os resultados. E por fim, na última seção serão concernidas as considerações finais.

2. FUNDAMENTOS E REVISÃO DA LITERATURA

³ Commodities são mercadorias em estado bruto, de grande importância comercial, e que podem ser estocadas, por certo período de tempo, sem perda de qualidade. Também não apresentam diferenciação entre si, dado que não possuem alto valor agregado; estão sujeitas a oscilações nas cotações de mercado e são negociadas para exportação ou para o mercado interno.

As políticas monetárias e cambiais são influentes ferramentas de intervenção econômica⁴ ao impactar em maior ou menor grau as principais variáveis (PIB, inflação, emprego, Balança Comercial). Teoricamente, a relação entre os preços das commodities e a taxa de câmbio é dada pelo fenômeno *Pass-through*. Esse termo é definido por Kannebley Júnior (1999) como a variação percentual nos preços dado uma variação de 1% na taxa de câmbio. O grau do *Pass-through* pode ser nulo, completo ou incompleto. Será nulo quando uma mudança percentual na taxa de câmbio não impactar nos preços. Será considerado completo quando a variação da taxa de câmbio for totalmente repassada aos preços. E por fim, será considerada incompleta quando o *Pass-through* se encontrar entre 0 e 1. Ou seja, as variações na taxa de câmbio são repassadas em parte para os preços das commodities (COUTO e FRAGA, 2013).

Por outro lado, a relação entre preços das commodities e inflação pode ser explicada teoricamente de várias formas. Estudos como o de Bloomberg e Harrys (1995), Garner (1989) e Cheung (2009), enumeram alguns motivos para relação positiva entre inflação e os preços das commodities. Primeiro, à medida que os preços das commodities aumentam, há um aumento por bens finais, aumentando a inflação interna. Em segundo lugar, as commodities são insumos para os bens finais. Assim, com os insumos mais caros, os agentes econômicos podem simplesmente aumentar o valor dos bens finais, gerando inflação. Por fim, como as commodities são comercializadas, geralmente, em mercados de leilões, o aumento nos seus preços implica em uma mudança instantânea nas expectativas dos investidores, e essa mudança nas expectativas pode antecipar pressões inflacionárias.

Os preços das commodities são influenciados ainda por mudanças na taxa de juros via condição de não arbitragem. O conceito de arbitragem é definido como o processo de compra e/ou venda de mercadorias idênticas por preços diferentes e que pode gerar lucros sobre a diferença de preços existente. Contudo, em equilíbrio, não deve haver ocasiões de arbitragem. Ou seja, em equilíbrio, deve prevalecer a condição de não arbitragem (AKRAM, 2009).

A condição de não arbitragem revela que uma redução na taxa de juros deve resultar no aumento dos preços das commodities. Isso porque, em primeiro lugar, uma redução na taxa de juros incentiva os agentes econômicos a investirem menos em títulos e mais em commodities. Esse maior investimento nas commodities induz ao aumento dos preços nas referidas mercadorias. Em segundo lugar, taxas de juros baixas torna menos lucrativo à extração de produtos não renováveis, como petróleo e minerais. Essa menor extração diminui a oferta dessas mercadorias e elevam os seus preços. E por fim, outra explicação possível, é que taxas de juros baixas diminuem os custos de transportes das mercadorias “*in natura*” aumento a demanda e os seus preços. Assim, teoricamente há uma relação negativa entre as duas variáveis (AKRAM, 2009). Consoante às teorias econômicas mencionadas, assume-se uma relação entre taxa de juros, oferta de moeda, taxa de câmbio e os preços das commodities. A oferta de moeda é uma variável exógena que influencia tanto a inflação quanto a taxa de juros da economia. E que a taxa de câmbio é afetada pela oferta de moeda e pela taxa de juros. Essas relações de dependência entre as variáveis servirão para especificação do modelo empírico mostrado na próxima seção. Antes, porém, será descrito alguns trabalhos que já estudaram a relação entre as variáveis de interesse dessa pesquisa.

Existem diversos trabalhos, na literatura nacional e internacional, alusivos à taxa de câmbio, e ao seu impacto nos preços das commodities. Fernandez (2003) analisou a relação entre os preços internacionais de commodities e o câmbio real, a partir de um sistema de equações simultâneas, e observou que a elasticidade dos preços de commodities em relação ao câmbio não pode ser considerada estatisticamente diferente de zero. Comprovando assim, que

⁴ A política monetária busca controlar a oferta de moeda e a taxa de juros. A política cambial, como o próprio nome já diz, procura estabilizar a taxa de câmbio nominal de uma dada economia.

a taxa de câmbio impacta nos preços das commodities. Prates (2007), fazendo uma análise descritiva dos dados, sugere que a alta dos preços das commodities no período 2002-2005, esteve associada a uma sobreposição de fatores, entre eles, a desvalorização do dólar e a bolha especulativa fomentada pelas taxas de juros baixas.

Krichene (2008), analisando a economia mundial, a partir da decomposição multivariada de Beveridge e Nelson, para extrair tendências comuns, encontrou evidência de que as taxas de juros e de câmbio explicam grandes componentes da variação de preços de commodities. E Rosolen *et. al.* (2013) ao estudarem a mesma relação para países como Austrália, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, Nova Zelândia, África do Sul e Argentina, verificaram que, com exceção desses dois últimos países, existe uma relação de causalidade entre a taxa de câmbio e os preços de commodities.

No que concerne aos efeitos da política monetária sobre os preços das commodities, foram encontrados apenas trabalhos internacionais. Hammoudeh *et al.* (2014) observaram que, para a economia dos Estados Unidos, a política monetária influencia os preços das commodities do referido país. Browne e Cronin (2010) avalia o relacionamento de longo prazo entre preços das commodities, oferta de moeda e inflação e os preços das commodities e mostra relações de equilíbrio existentes entre essas variáveis. Ou seja, a política monetária impacta nos produtos “*in natura*”. Akram (2009) investiga se uma queda na taxa de juros e do dólar americano eleva os preços das commodities, e os resultados sugerem que a taxa de juros e o câmbio são capazes de explicar grande parte das flutuações dos preços das referidas mercadorias.

Também existem vários estudos que tratam da relação entre preços de commodities e inflação. Gospodinov e Ng (2013), fazendo uma análise para os Estados Unidos e para os países do G7⁵, identificaram que os índices de preços das commodities do Fundo Monetário Internacional (FMI) antecipam a inflação. Ono (2014) analisou o impacto dos preços das commodities sobre a inflação no Brasil, e identificou que um aumento do preço das commodities causa um impacto positivo sobre a inflação brasileira. Ainda relacionando inflação e preço das commodities, Souza (2014), considerando o período de 2003 a 2014, mostrou que os preços das commodities apresentam alto grau preditivo em relação à inflação. Para Frankel (2006) os preços das commodities são bons indicadores antecedentes da inflação, e altos níveis nos preços das commodities poderia ser apontado como sinal da necessidade de reformulação da política monetária em um dado país.

Diante desta revisão, destaca-se que, além do embasamento teórico, há evidências empíricas favoráveis a relação entre os preços das commodities e a política monetária. Contudo, não foram encontrados na literatura nacional trabalhos que analisam a referida relação de modo desagregado. Destacando-se assim, a necessidade de aprofundar a análise dos efeitos da política monetária sobre o preço das principais commodities brasileiras.

3. METODOLOGIA

Os aspectos metodológicos desse estudo consistem na descrição da base de dados, no relato dos procedimentos econométricos e na exposição e definição do modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR) utilizados.

3.1. Base de Dados

⁵ Canadá, Japão, Alemanha, França, Itália e Reino Unido

Os dados utilizados nesse trabalho compreendem o período de janeiro do ano 2000 a maio de 2012⁶, e foram obtidos no portal IPEADATA e no sitio do Banco Central do Brasil (BACEN)⁷. As commodities estudadas ao longo desse trabalho são dadas por: alimentos (grãos, oleaginosas, e frutas), carnes, minerais, matérias-primas e petróleo. Os produtos de cada grupo estão demonstrados na Tabela 1. Como por exemplo, no grupo de matérias-primas estão incluídos: algodão, lã, couros, carvão de pedra e madeiras serradas. E, assim, sucessivamente.

A divisão das commodities brasileiras nas cinco categorias, explicitadas acima, é determinada pelo IPEA. Sendo coletadas, no primeiro momento, pelo Fundo Monetário Internacional (FMI), e transformados em índices pelo referido Instituto. Os índices construídos para cada grupo são do tipo Laspeyres, e foram ponderados de acordo com o Índice de Preços por Atacado (IPA-BR) (Nonnenberg e Lameiras, 2005).

Tabela 1 - Produtos selecionados em cada grupo de commodities.

Alimentos	Carnes	Minerais	Petróleo e Derivados	Matérias-Primas
Banana	Bovinos	Alumínio	Gás Liquefeito de Petróleo	Algodão
Laranja	Suínos	Cobre	Petróleo Bruto	Lã
Amendoim	Aves	Ferro		Couros
Arroz em Casca	Pescado	Estanho		Carvão de Pedra
Milho		Zinco		Madeiras Serradas
Trigo		Chumbo		
Cacau				
Café				
Soja				
Açúcar				

Fonte: Nonnenberg e Lameiras (2005).

Para consecução dos objetivos dessa pesquisa, além dos preços das commodities, foi utilizado à taxa de câmbio comercial média brasileira, os Meios de Pagamentos (M1) e a taxa de juros básica da economia (Selic). A Tabela 2 descreve a unidade de medida de cada variável e a abreviação que será usada ao longo do trabalho.

Tabela 2 - Variáveis utilizadas no modelo de Vetores Auto-Regressivos

Variáveis	Unidade	Abreviação
Preço das Commodities Geral (com Petróleo)	Índice	Commodities_Gc/P
Preço das Commodities Geral (sem Petróleo)	Índice	Commodities_Gs/P
Preço das Commodities de Carne	Índice	Commodities_Carne
Preço das Commodities de Alimentos	Índice	Commodities_Alimentos
Preço das Commodities de Matérias-Primas	Índice	Commodities_MP
Preço das Commodities de Minerais	Índice	Commodities_Minerais
Preço das Commodities de Petróleo e Derivados	Índice	Commodities_Petróleo
Câmbio Comercial Médio	R\$/US\$	Câmbio
Taxa de Juros - SELIC	%	Juros
Meios de Pagamento	Milhares de Reais	M1

Fonte: Elaboração própria, baseado em MAIA *et al.* (2014).

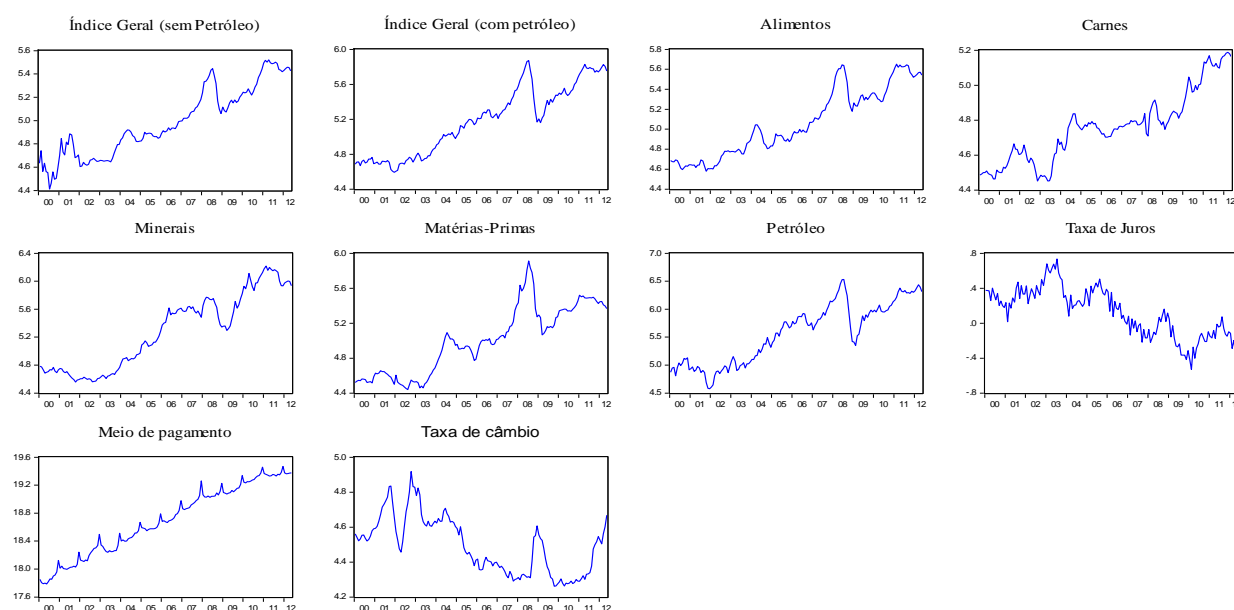
⁶ O período foi delineado de acordo com os dados disponíveis.

⁷ O portal IPEADATA admite dados macroeconômicos, regionais e sociais das principais fontes brasileiras e internacionais, e é mantido pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Esse instituto é uma fundação pública, que tem como objetivo primordial realizar pesquisas, e estudos sociais e econômicos. Já no sitio do BACEN são fornecidos dados sobre sistema de meta e inflação, economia e finanças, câmbio e capitais internacionais, sistema de pagamentos brasileiro, entre outros.

Optou-se por escolher a taxa de câmbio⁸ nominal em detrimento da taxa real, porque os formuladores de política econômica influenciam a taxa de câmbio nominal e não a taxa real. Já a oferta de moeda está sendo representada pelos Meios de Pagamentos (M1).⁹ Essa variável foi escolhida porque representa o total de moeda da economia que não rende juros e que tem liquidez imediata. Sendo o conceito de oferta de moeda mais estrito, e o mais utilizado em trabalhos dessa natureza. E a terceira variável de impacto mostrada na Tabela 2 é taxa de juros¹⁰ Selic. A Selic foi escolhida porque é a taxa de juros básica da economia brasileira, referência para o cálculo das demais taxas.

A Figura 1 expõe a trajetória das variáveis (em logaritmo natural) utilizadas nos modelos empíricos. Sendo elas: o índice de commodities geral, representando todos os grupos de commodities, e os índices de commodities por categorias, bem como as variáveis da política monetária e da política cambial.

Figura 1 - Trajetória das Variáveis (Em Logaritmo Natural)



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IPEADATA.

De acordo com a trajetória das variáveis, percebe-se que houve uma mudança de patamar no curso dos preços das commodities brasileiras a partir do ano de 2008. Nesse ano aconteceu a crise imobiliária dos Estados Unidos, que afetou o mercado internacional e impactou no mercado das commodities. Diante disso, optou-se por utilizar uma variável *dummy*, que assume valor de 0 para os anos anteriores a 2008, e valor de 1 para os anos posteriores a essa data. O objetivo é controlar e/ou amenizar os efeitos da quebra estrutural da crise imobiliária ocorrida nos Estados Unidos.

⁸ Para Krugman e Obstfeld (2001) a taxa de câmbio pode ser definida como o preço da moeda estrangeira em relação à moeda nacional. No caso desse trabalho tem-se o Real em relação ao Dólar (R\$/US\$).

⁹ Segundo o BACEN, Meios de Pagamentos (M1) são definidos como papel-moeda em poder do público mais depósitos à vista no sistema bancário. Nos depósitos à vista estão incluídos: Depósitos do setor privado, Depósitos dos Governos Federal, Estaduais e Municipais, Depósitos de Empresas Federais, Estaduais e Municipais, Depósitos de instituições financeiras não sujeitas ao recolhimento compulsório, Depósitos de domiciliados no exterior, Cheques-salário, Cheques de viagem, Saldos credores em contas de empréstimo e financiamento e Obrigações por prestação de serviço de pagamento.

¹⁰ O conceito de taxa de juros dado por Lopes e Vasconcellos (2000) se refere ao custo de oportunidade de manter saldos monetários.

1.1. Abordagem Empírica: Modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR)

Para representar a relação entre taxa de câmbio, dos juros e da oferta de moeda, e os preços das commodities de matérias-primas, alimentos, carne, minerais e de petróleo e derivados, será utilizado o modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR)¹¹. Esse modelo foi escolhido porque diante do objetivo exposto, tem-se um conjunto de séries temporais inter-relacionadas, podendo ser representado da seguinte forma:

$$P_C_t = \gamma_{10} + \gamma_{11}P_C_{t-k} + \gamma_{12}Câmbio_{t-i} + \gamma_{13}Juros_{t-i} + \gamma_{14}M1_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$Câmbio_t = \gamma_{20} + \gamma_{21}P_C_{t-i} + \gamma_{22}Câmbio_{t-k} + \gamma_{23}Juros_{t-i} + \gamma_{24}M1_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

$$Juros_t = \gamma_{30} + \gamma_{31}P_C_{t-i} + \gamma_{32}Câmbio_{t-i} + \gamma_{33}Juros_{t-k} + \gamma_{34}M1_{t-i} + \varepsilon_{3t} \quad (3)$$

$$M1_t = \gamma_{40} + \gamma_{41}P_C_{t-i} + \gamma_{42}Câmbio_{t-i} + \gamma_{43}Juros_{t-i} + \gamma_{44}M1_{t-k} + \varepsilon_{4t} \quad (4)$$

Em que: $k = 1, 2, \dots, n$;

$i = 0, 1, \dots, n$;

P_C é o preço de cada grupo de commodities;

$Câmbio$ é a taxa de câmbio real efetiva;

$Juros$ é a taxa de juros básica da economia brasileira (SELIC);

$M1$ é a oferta de moeda da economia;

ε_{it} são processos de ruído branco.

Esse sistema de equações sugere relações simultâneas, violando pressupostos na estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Mas, após um exercício algébrico, é possível transformar o sistema de equações anterior em um sistema de equações estimável na forma reduzida, a partir do processo matricial; obtendo, assim, Vetores Auto-Regressivos chamado de forma padrão ou de VAR padrão (MAIA *et al.*, 2005; PAIXÃO *et al.*, 2008).

No VAR padrão, como mostrado anteriormente, não existe variável exógena, todas as variáveis são consideradas endógenas e dependentes uma da outra, não há nenhuma restrição. De modo que, a ocorrência de um choque em uma delas impacta em todas as outras variáveis. Sendo assim, de acordo com Enders (2009), o modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR) na forma padrão pode ser representado por:

$$BX_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Sendo, B a matriz de coeficientes no tempo, Γ_0 a matriz de termos constantes ou de interceptos, Γ_1 a matriz dos coeficientes das variáveis defasadas, ou seja, no tempo “t-i” e ε_t o vetor de termo de erro ou ruído branco. E ao multiplicar (5) por B^{-1} tem-se:

$$B^{-1} BX_t = B^{-1} \Gamma_0 + B^{-1} \Gamma_1 X_{t-i} + B^{-1} \varepsilon_t \quad (6)$$

Simplificando (6), finalmente é obtido o modelo VAR padrão estimável:

$$X_t = A_0 + A_i X_{t-i} + e_t \quad (7)$$

As variáveis determinadas na equação (7) são dadas pelo vetor de variáveis (X_t), o vetor de coeficientes lineares ou interceptos (A_0), a matriz de coeficientes do modelo (A_i) e o vetor de termo de erro (e_t). A referida equação está na forma reduzida. Mas, é preciso retomar

¹¹ Trabalhos como o de Akram (2009), Krichene (2008) e Hammoudeh *et al.* (2014), ao estudarem relações semelhantes a esse trabalho, também utilizaram o mesmo modelo empírico.

as equações (1), (2), (3) e (4), para que o modelo seja exatamente identificável.

Para deixar as equações exatamente identificáveis existem diversos procedimentos. O mais utilizado é a decomposição de *Cholesky*. Esse procedimento estabelece restrições aos coeficientes do sistema primitivo, ou seja, para as equações (1), (2), (3) e (4). O número de restrições de cada sistema irá depender do número de equações especificadas. Como nessa pesquisa têm-se quatro equações, então, serão estabelecidas seis¹² restrições aos coeficientes da matriz B^{-1} (SILVA e MAIA, 2005).

Todavia, esse método para identificação do sistema, em geral, não considera a teoria econômica. Consistindo um método ateuórico, onde a ordenação causal das variáveis é relevante para o resultado. Em outras palavras, o resultado do VAR padrão, pode muitas vezes, ser decorrente da arbitrariedade da escolha da ordem das variáveis na estimação do modelo. Visando solucionar o problema ateuórico do VAR padrão, Bernanke (1986) e Sims (1986) propôs o VAR estrutural. Esse último, diferentemente do anterior, tem como base a teoria econômica. Logo, a ordenação das variáveis e as restrições dos coeficientes na matriz B deixam de ter um caráter arbitrário e passam a ser guiados pela teoria.

Essa pesquisa utilizou o VAR estrutural de Bernanke (1986), e a identificação da matriz B de restrições seguiu o modelo teórico ao estabelecer a seguinte relação entre os termos de erro na forma reduzida e os distúrbios estruturais, $\varepsilon_t = B_0^{-1}u_t$.

Os zeros sugerem que o choque de determinada variável não influencia contemporaneamente a variável endógena correspondente. Especificamente, a primeira linha na matriz B implica que M1 pode responder contemporaneamente a apenas ε_t^{M1} , enquanto os outros quatro choques não tem efeitos contemporâneos sobre M1. A segunda linha implica que a taxa de juros real r_t podem responder simultaneamente a ambos ε_t^{M1} e choques diretamente da taxa de juros, o ε_t^i , enquanto a terceira linha sugere que a taxa de câmbio pode responder contemporaneamente a ε_t^{M1} e ε_t^i , além de choques diretos da taxa de câmbio, ε_t^{ex} . A suposição básica é que o preço das commodities podem responder simultaneamente a todos os choques.

Em contraste a formulação adotada por Akram (2009), a variável produto industrial foi substituída pela variável oferta nominal de moeda (M1), haja vista que o interesse não é modelar a determinação do produto, mas dos preços das commodities. Essa formulação permite assumir que todas as variáveis de política monetária (oferta de moeda e taxa de juros) e cambial afetem contemporaneamente os preços das commodities. Portanto, a equação de preços de commodities está identificada conforme a teoria econômica.

Ademais, o modelo teórico pressupõe relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis taxa de cambio, taxa de juros, oferta nominal de moeda e preços de commodities, logo espera-se que encontrar evidência empírica favorável à cointegração. Assim, um modelo de Vetores Auto-Regressivos contendo o processo de correção de erros, denominado de VAR com Correções de Erros ou VEC, poderá ser adotado. Matematicamente, pode ser representado por:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} X_{t-k+1} + \Psi_{k-1} X_{t-1} + e_t \quad (8)$$

Onde, Ψ será uma matriz de posto nulo, quando não há relações de cointegração, e será uma matriz de posto completo, quando existirem relações de longo prazo entre as variáveis. Se Ψ é uma matriz com posto nulo, então, o modelo a ser estimado será o de Vetores Auto-Regressivos (VAR). Se Ψ é uma matriz de posto completo deverá ser estimado de Vetores com Correções de Erros (VEC).

De acordo com o Lutkepohl (2006), o processo de identificação e estimação do VAR/VEC consiste basicamente em: i) avaliar a ordem de integração das variáveis, ou seja,

¹² A fórmula para o cálculo do número de restrições é dado por $(p^2 - p)/2$. Onde, “p” é o número de equações.

se são ou não estacionárias (testes de raiz unitária); ii) avaliar a existência de um relação de longo prazo via testes de cointegração; iii) identificar o número de defasagens ótimas; iv) estimar o VAR ou, em caso afirmativo de cointegração, o VEC; v) realizar testes de especificação e diagnóstico (autocorrelação, heteroscedasticidade, normalidade dos resíduos, condição de estabilidade); vi) analisar as funções impulsos resposta e decomposição da variância.

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Para o cumprimento dos objetivos propostos, foi aplicado o teste de Phillips-Perron, um teste mais robusto que o ADF, e verificou-se que as séries não foram estacionárias em níveis. Porém, como mostrado no Apêndice A, as séries foram estacionárias em primeira diferença (ΔX_t). Ou seja, as séries são integradas de ordem um, $I(1)$. Em seguida, foi realizado o teste de cointegração de Johansen, mostrado no Apêndice B, no qual sugere que em todos os modelos estimados existem relações de cointegração entre as variáveis¹³. Logo, a combinação linear das séries produzem valores estacionários. Esse resultado sugere a estimação de modelos de VAR com Correções de Erros. Mais especificamente, dado que o modelo terá por base a teoria econômica, como mostrado na seção anterior, então, os modelos estimados são ditos VEC estrutural.

Conhecido o modelo a ser estimado, o próximo passo consiste em determinar o número de defasagens ótimas. Foram utilizados os critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ), Erro de Previsão Final (FPE) e o teste de Razão de Verossimilhança (LR), como indicado no Apêndice C, cuja defasagem ótima seja aquela compatível com a maioria dos critérios adotados. Seguindo essa ideia, tem-se que: para o modelo das commodities gerais (com petróleo e sem petróleo) e para as commodities de minerais será adotado o VEC (14). Já para os modelos das commodities de matérias-primas e de alimentos será estimado o VEC (13). Por fim, para o modelo das commodities de carne será considerado o VEC (12), e para petróleo o VEC (10). Portanto, foram estimados sete modelos de Vetores com Correções de Erros (VEC) Estruturais: índice de preços geral das commodities com e sem petróleo, carnes, petróleo, minerais, matérias primas e alimentos.

Antes de analisar os principais resultados dos modelos estimados, faz-se necessário realizar testes de autocorrelação, heteroscedasticidade, normalidade e estabilidade para avaliar a adequação dos modelos empíricos. Conforme tabelas 3 a 5, no Apêndice D, não foram encontradas evidências para rejeitar as hipóteses de homoscedasticidade, não autocorrelação e normalidade dos resíduos para todos os modelos estimados ao nível de significância de 5%. Em relação à estabilidade, na Figura 1, verifica-se as raízes do polinômio característico com o intuito de constatar a estabilidade dos sete modelos. Sendo essa detectada se as raízes do polinômio associado ao modelo VEC estiverem dentro do círculo unitário. Como se verifica no gráfico, os modelos analisados são considerados estáveis e estão passíveis de serem analisados (vide Apêndice D).

Nas duas próximas seções serão abordados os resultados fundamentais dessa pesquisa, a saber: as funções impulso-resposta e a decomposição da variância dos índices gerais (com e sem petróleo), e dos índices específicos: carnes, alimentos, matérias-primas, minerais e petróleo e derivados.

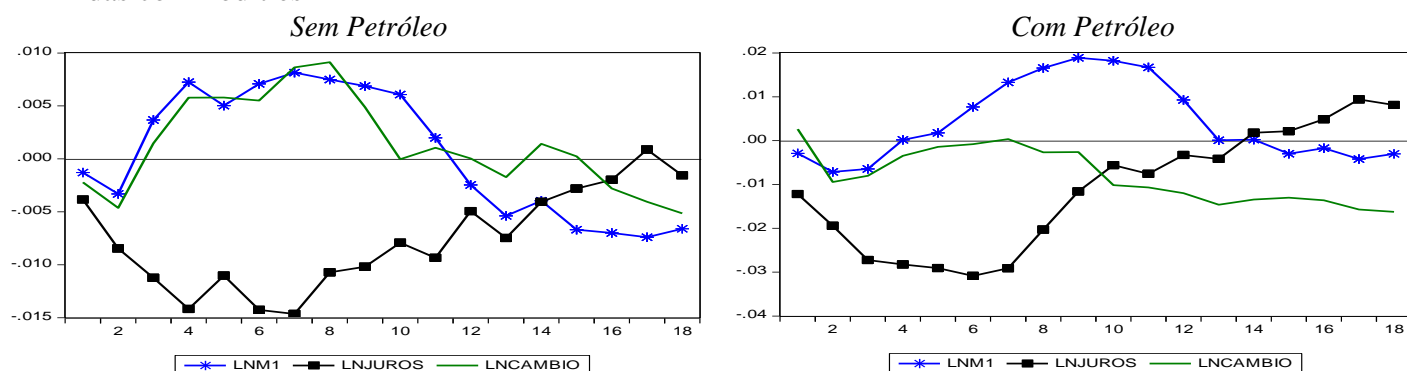
4.1. Funções de Impulso-Resposta

¹³ Portanto, estes resultados corroboram a teoria econômica ao evidenciar um relação de equilíbrio de longo prazo entre as referidas variáveis.

Conforme Gráfico 1, a resposta do índice de preços geral de commodities (com e sem petróleo) a um choque na oferta de moeda é negativa até o terceiro mês. A partir deste período, a trajetória dos referidos índices sofre um reversão, cuja tendência passa a ser ascendente (resposta positiva) e distinta. Esse resultado sugere que a política monetária expansionista (via aumento na oferta de moeda) contribui para crescimento dos índices gerais de preços (inflação) com e sem petróleo em aproximadamente 2% e 0,7%, respectivamente. Esse efeito é parcialmente absorvido em 12 meses no caso do índice de preços gerais com petróleo.

Dado um choque positivo na variável taxa de juros, os índices gerais de preços de commodities (com e sem petróleo) respondem negativamente ao longo de 16 meses. A elevação da taxa de juros reduz os preços sem e com petróleo em até 1,5% e 3%, respectivamente. Isto sugere que a política monetária restritiva provoca queda nos preços gerais das commodities, contribuindo para o combate à inflação. Após 16 meses, os valores oscilam em torno do equilíbrio de longo prazo.

Gráfico 1 - Choques da política monetária e cambial e a resposta do índice de preços geral das commodities

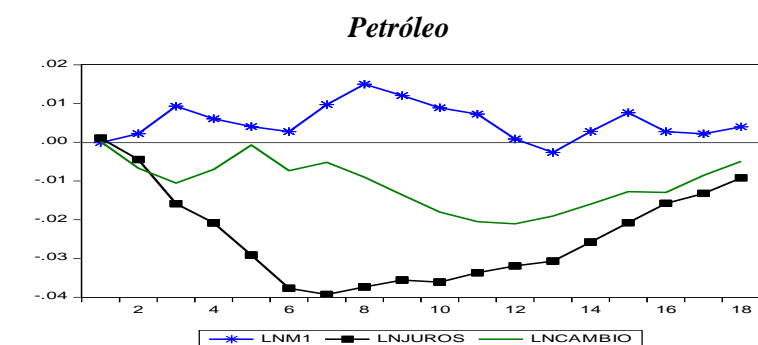
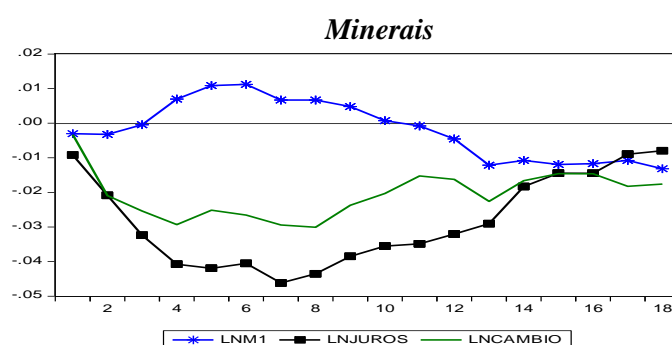
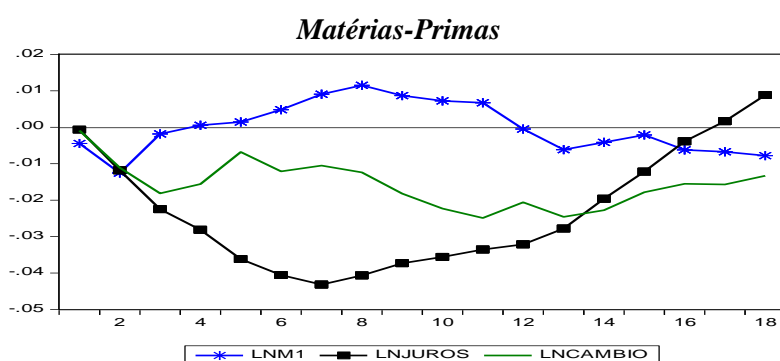
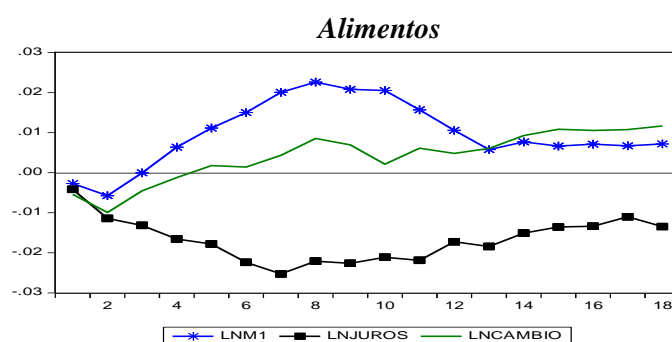
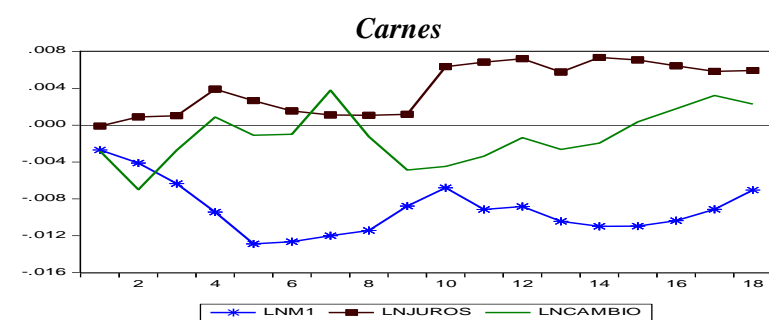


Fonte: Elaboração Própria a partir de dados do IPEADATA e do BACEN.

O Gráfico 1 mostra, ainda, que o efeito de uma depreciação cambial sobre o índice de preços de commodities com petróleo é negativo e estável ao longo do tempo. Por sua vez, os preços gerais de commodities sem petróleo cresceram em até 0,7% em 6 meses. Assim, há evidência de que os choques cambiais contribuem para inflação de commodities (sem petróleo). Isto é, o fenômeno de repasse cambial aos preços domésticos ou *pass-through* parece operar neste caso.

No Gráfico 2 tem-se os choques da política monetária e cambial e a resposta dos índices de preços das principais commodities brasileiras. De tal modo, percebe-se que o efeito da oferta de moeda, apesar de algumas oscilações, é positivo para todas as categorias de commodities, com exceção das commodities de carne. No entanto, é importante destacar que o impacto (seja positivo ou negativo) da oferta de moeda para as cinco categorias varia entre 0,01% e 0,04%. Assim, a oferta de moeda pode ser denominada como a variável de menor influência sobre os preços das commodities, quando comparadas com a taxa de juros Selic e da taxa de câmbio nominal.

Gráfico 2 - Choques da política monetária e cambial e a resposta dos índices de preços das principais commodities brasileiras.



Fonte: Elaboração Própria a partir de dados do IPEADATA e do BACEN.

O efeito da taxa de juros sobre os preços das commodities de alimentos, minerais e petróleo, pode ser caracterizado como negativo até os seis primeiros meses, e positivo entre o sexto e último mês. Apresentando uma porcentagem abaixo de zero ao longo do tempo. O mesmo movimento inicial é verificado para as commodities de matérias-primas. No entanto, a porcentagem observada ao longo do tempo é positiva e crescente. Assim, quem apresenta um comportamento diferenciado são as commodities de carne. Porque, apesar de alguns pequenos movimentos de queda, de modo geral, a taxa de juros afeta esse tipo de commodities de maneira positiva e permanente.

Por fim, constata-se que o efeito da política cambial sobre os preços das commodities de matérias-primas, minerais e petróleo, embora alterne entre resultados negativos e positivos, exibe no decorrer do tempo, valores abaixo de zero. Para as commodities de carne e alimentos, a alternância de resultados no transcorrer dos meses também é notório. Mas, ao final do último período analisado, mostra uma relação de longo prazo positiva e contínua.

Em suma, intui-se uma relação de longo prazo entre as variáveis da política monetária e cambial vis-à-vis os preços das commodities. E isso é percebido seja no índice geral (com e

sem petróleo) seja nos cinco grupos dos produtos “*in natura*”. Dado que nenhum efeito cessou no término da análise.

4.2. Decomposição da Variância

A decomposição da variância mostra o percentual do erro da variância explicada por uma dada variável ao longo do tempo. A Tabela 6 evidencia que a taxa de juros fornece elevada importância na explicação da variância dos preços das commodities gerais (com petróleo e sem petróleo) seguida pela oferta de moeda e câmbio. De modo que no último período esse poder de explicação passa a ser de 28,75% e 11,51%, respectivamente.

Tabela 6 – Decomposição da Variância das Principais Commodities Brasileiras

Período	Erro Padrão	M1	Juros	Câmbio	Commodities Gerais (Com petróleo)
1	0,021193	0,689832	12,15401	0,570582	86,58557
2	0,02661	1,731158	15,40512	2,809683	80,05404
6	0,037033	1,133746	26,8648	1,217146	70,78431
9	0,040495	5,408602	29,32476	1,054061	64,21258
10	0,042209	7,073415	28,75085	1,586879	62,58886
Período	Erro Padrão	M1	Juros	Câmbio	Commodities Gerais (Sem petróleo)
1	0,019818	0,197827	1,75903	0,58791	97,45523
2	0,024195	0,553472	3,777668	1,152731	94,51613
6	0,033013	1,98749	9,535053	1,62471	86,85275
9	0,036487	3,075812	11,14014	2,922507	82,86154
10	0,039377	3,361013	11,51288	2,866977	82,25913
Período	Erro Padrão	M1	Juros	Câmbio	Commodities de Carne
1	0,021283	0,817839	0,001068	0,895232	98,28586
2	0,027464	1,156275	0,039378	2,732352	96,072
6	0,040353	9,674352	0,538617	1,35513	88,4319
9	0,047766	13,70528	0,50217	1,760411	84,03214
10	0,050682	13,75824	1,110711	1,988208	83,14284
Período	Erro Padrão	M1	Juros	Câmbio	Commodities de Alimentos
1	0,020781	0,553842	2,063962	2,113598	95,2686
2	0,025792	1,113382	5,954202	2,927915	90,0045
6	0,038291	4,858631	13,59989	2,000556	79,54092
9	0,044442	12,65337	18,70614	4,523826	64,11666
10	0,047398	14,48805	19,60818	4,526445	61,37732
Período	Erro Padrão	M1	Juros	Câmbio	Commodities de Matérias-Primas
1	0,021053	0,979726	0,021844	0,039633	98,9588
2	0,026087	3,598804	2,835067	2,516352	91,04978
6	0,039742	1,051866	22,34313	4,524572	72,08043
9	0,045877	1,78984	33,42635	5,333868	59,44994
10	0,048714	1,851231	35,54253	6,663385	55,94285
Período	Erro Padrão	M1	Juros	Câmbio	Commodities de Minerais
1	0,020499	0,373083	3,45972	0,446217	95,72098
2	0,024847	0,325575	8,647565	7,46711	83,55975
6	0,034753	1,393245	29,55445	14,67015	54,38215
9	0,040678	1,302775	37,18728	17,22848	44,28147
10	0,044199	1,236788	38,92778	17,5356	42,29983
Período	Erro Padrão	M1	Juros	Câmbio	Commodities de Petróleo
1	0,032276	1,33553	2,884022	0,69299	95,08746
2	0,039273	2,091456	2,77816	2,191906	92,93848
6	0,043785	1,607241	12,91886	6,862236	78,61166
9	0,048516	7,778607	14,23986	9,257731	68,7238
10	0,050773	9,206435	13,58766	11,80353	65,40238

Nota: A tabela com os demais períodos, caso necessário, pode ser disponibilizada pela autora.

Fonte: Elaboração Própria a partir de dados do IPEADATA e do BACEN.

Para as cinco categorias de commodities, verifica-se que no primeiro período da implementação das políticas monetárias e cambiais, não há interferência em grande magnitude nos preços dos cinco grupos analisados. Porém, no décimo mês, após a implementação das políticas, tem-se que a taxa de juros explica 19,61%, 35,54%, 38,93% e 13,59% do valor da variância dos preços das commodities de alimentos, matérias-primas, minerais e petróleo, respectivamente. Chamando atenção para as commodities de matérias-primas e de minerais, que são as mais sensíveis em relação a essa variável. E para as commodities de carne, que tem nos meios de pagamento (M1) a variável com maior poder de explicação para o valor da variância da sua categoria.

A Tabela 6 também mostra que a relação entre os preços das commodities e a taxa de câmbio se encontra entre 0 e 1. Ou seja, as alterações na taxa de câmbio são repassadas em parte para os preços das commodities. Tanto para os índices gerais, quanto para os cinco grupos analisados. Desse modo, o efeito *Pass-through* pode ser considerado incompleto para as principais commodities brasileiras.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente artigo buscou-se examinar se a política monetária, através da taxa de juros, do câmbio e da oferta de moeda, afeta o preço dos principais tipos de commodities brasileiras, a saber: carnes, alimentos, matérias-primas, minerais e petróleo. Compreendendo também uma análise geral sobre o índice de commodities.

Para cumprir os referidos objetivos, foi utilizado o modelo de Vetores com Correções de Erros (VEC) Estruturais. A partir disso, foi possível concluir que, existe uma relação de longo prazo entre as variáveis da política monetária e cambial e os preços das commodities, comprovando que o modelo VEC, realmente, é o melhor modelo para estimar a relação entre essas variáveis, quando comparado ao VAR. E corroborando com outros trabalhos já realizados, como o de Krichene (2008), Prates (2007), Couto e Fraga (2013) e Hammoudeh *et al.* (2014), que sugerem uma relação de longo prazo entre a taxa de câmbio os preços das commodities de modo geral.

As análises das funções de impulso-resposta, constataram que, em geral, todos os modelos respeitam a relação estabelecida pela teoria econômica. Ou seja, as commodities respondem positivamente a um choque na oferta de moeda e na taxa de câmbio. E negativamente a um impacto na taxa de juros. A exceção são as commodities de carne, que revela, por exemplo, uma relação negativa com a oferta de moeda da economia, e uma relação positiva entre taxa de juros. Uma explicação possível para isso é dada pela alta demanda mundial por carne brasileira, que impactou na inflação e ocasionou a elevação nos preços dessa commodity. Esse aumento nos preços dessas mercadorias “*in natura*” acabou sendo superior ao efeito da política monetária.

Quanto à decomposição da variância percebe-se que a taxa de juros explica significativamente os preços das commodities de alimentos, matérias-primas, minerais e petróleo. Já as commodities de carne têm o valor da variância explicada pela oferta de moeda da economia. Ressaltando ainda que relação entre os preços das commodities e a taxa de câmbio apresenta um efeito *Pass-through* incompleto.

Em síntese, os resultados encontrados sugerem que as políticas monetárias e cambiais impactam nos preços das commodities com algum período de defasagem. No entanto, passado alguns meses, os efeitos da política monetária sobre os preços, de modo geral, é positivo e significativo. Sendo a taxa de juros a principal variável de interferência nos preços das referidas mercadorias “*in natura*”.

REFERÊNCIAS

- AKRAM, Q. F. (2009). *Commodity prices, interest rates and the dollar*. **Energy Economics**, 31(6), 838-851.
- BERNANKE, B. Alternative explanations of money-income correlation. **Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 25, 1986.
- BLOOMBERG, S. B.; HARRIS, E. S. *The Commodity-Consumer Prices Connection: Fact or Fable?* **Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review**, 1 (3), p. 21–38 .October, 1995.
- BOLETIM REGIONAL DO BANCO CENTRAL DO BRASIL. Brasília v.6, n. 3 p. 1-96. 2012.
- BROWNE, F; CRONIN, D. Commodity Prices, Money and Inflation. **Journal of Economics and Business**: 62, 331-345, 2010.
- CHEUNG, C. *Are commodity prices useful leading indicators of inflation?* Working Paper, **Bank of Canada**, 2009. Disponível em: <<http://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2010/01/dp09-5.pdf>>. Acessado em: 05 jan. 2015.
- COUTO, S. V. V.; FRAGA, G. J. O pass-through da taxa de câmbio para índices de preços: uma análise empírica para o Brasil. In: **XVI Encontro de Economia da Região Sul - ANPEC/SUL**, 2013, Curitiba. O pass-through da taxa de câmbio para índices de preços: uma análise empírica para o Brasil, 2013.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 3. ed. New York: John Wiley & Sons Inc, 2009.
- FERNANDEZ, C. Y. H. **Câmbio real e preços de commodities**: Relação identificada através de mudança de regime cambial. Rio de Janeiro, 2003. 86p. Dissertação de Mestrado - Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.
- FRANKEL, Jeffrey A. *The effect of monetary policy on real commodity prices*. **NBER Working Paper**, nº.W12713, 2006.
- FURTADO, C. **Formação Econômica do Brasil**. São Paulo: Companhia Editora Nacional. 1976.
- GARNER, Alan C. Commodity Prices: Policy Target or Information Variable? **Journal of Money, Credit, and Banking**. Ohio State University Press, v. 21, no 4, p. 508–514, Nov. 1989. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1992357>>. Acessado em: 05 jan. 2015.
- GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 7. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2012.
- GOSPODINOV, N.; NG, S. *Commodity prices, convenience yields, and inflation*. **The Review of Economics and Statistics**, 95(1), p.206-219, Mar, 2013.

HAMMOUDEH, S; NGUYEN, D. K; SOUSA, R. M.. *US Monetary Policy and Commodity Sector Prices*. Working Papers 2014-438, Department of Research, Ipag **Business School**, 2014.

IPEADATA. Ipeadata macroeconômico. Disponível em: <<http://ipeadata.ipea.gov.br/>> Acessado em: 01 jan. 2015.

KANNEBLEY JÚNIOR, S. **Política cambial e exportações**: uma análise empírica. Tese de Doutorado, FEA-USP, São Paulo, 1999.

KRICHENE, N. *Recent Inflationary Trends in World Commodities Markets*. Washington, D.C.: **International Monetary Fund**, African Dept, 2008.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. *Economia Internacional: Teoria e Política*. 5. ed. São Paulo: Makron Books, p. 340, 2001.

LOPES, L. M.; VASCONCELLOS, M. A. S. **Manual de Macroeconomia**: básico e intermediário. 2ª ed. São Paulo: Atlas, 2000.

LUTKEPOHL, H. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: **Springer-Verlag**, 2006.

MAIA, S. F.; SILVA FILHO, O. C. da; FRASCAROLI, B. F. Transmissão de preços no mercado internacional da soja: uma abordagem pelos modelos ARMAX e VAR. XXXIII Encontro Nacional de Economia - **ANPEC Nacional**. Natal, 2005.

NONNENBERG, M. J. B.; LAMEIRAS, M. A. P. **Preços das commodities e o IPA**. Boletim de Conjuntura, IPEA, n. 69, jun. 2005 (Nota Técnica).

ONO, G. S. **Análise do Impacto dos preços das commodities sobre a inflação no Brasil**. (Dissertação em Economia) 46 f.- 2014.

PAIXÃO, M.; FONSECA, M.; MAIA, S. Previsão de produção do etanol brasileiro para exportação: uma aplicação de vetores auto-regressivos (VAR). **Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER)**. João Pessoa, 2008.

PORTAL DO AGRONEGÓCIO. **Está no nosso DNA exportar commodities, diz embaixador**.

Disponível em: < <http://www.portaldoagronegocio.com.br/noticia/est-no-nosso-dna-exportar-commodities-diz-embaixador-15045>> Acessado em: 10 jan. 2015.

PRATES, D. M. A alta recente dos preços das commodities. **Revista de Economia Política**, vol. 27, nº 3 (107), pp. 323-344, julho-setembro, 2007.

ROSOLEN, D.; ARAUJO, M. V.; LYRIO, M.. Previsão dos preços de commodities por meio das taxas de câmbio. **Inspere Working Papers**, Inspere, Instituto de Ensino e Pesquisa, 2013.

SILVA, E. K. da; MAIA, S. F. **Metas inflacionárias no Brasil: um estudo empírico usando modelos auto-regressivos vetoriais**. In: 11ª Escola de Séries Temporais e Econometria, 2005, Vila Velha. Anais da 11ª Escola de Séries Temporais e Econometria, 2005.

VARIAN, H. R. **Microeconomia**: princípios básicos. 5 ed. Rio de Janeiro : Campus, 756 p. 2000.

APÊNDICES

APÊNDICE A – Teste de Raiz Unitária (Phillips-Perron).

Variáveis	Phillips-Perron	p-valor (0.05)	Decisão
Em Nível			
LnCommodities_Commodities_Gc/P	-0.858125	0,80	Possui Raiz Unitária
LnCommodities_Commodities_Gs/P	-0.885844	0,79	Possui Raiz Unitária
LnCommodities_Carne	-0.408534	0,90	Possui Raiz Unitária
LnCommodities_Alimentos	-0.803707	0,81	Possui Raiz Unitária
LnCommodities_MP	-1.374185	0,59	Possui Raiz Unitária
LnCommodities_Minerais	-0.524788	0,88	Possui Raiz Unitária
LnCommodities_Petróleo	-1.15862	0,69	Possui Raiz Unitária
LnJuros	-1.836102	0,36	Possui Raiz Unitária
LnM1	-1.11486	0,71	Possui Raiz Unitária
LnCâmbio	-1.929011	0,32	Possui Raiz Unitária
Em 1ª Diferença (Δ)			
Δ LnCommodities_Commodities_Gc/P	-8.045387	0,00	Não Possui Raiz Unitária
Δ LnCommodities_Commodities_Gs/P	-11.6338	0,00	Não Possui Raiz Unitária
Δ LnCommodities_Carne	-9.62482	0,00	Não Possui Raiz Unitária
Δ LnCommodities_Alimentos	-7.205119	0,00	Não Possui Raiz Unitária
Δ LnCommodities_MP	-8.616963	0,00	Não Possui Raiz Unitária
Δ LnCommodities_Minerais	-9.135071	0,00	Não Possui Raiz Unitária
Δ LnCommodities_Petróleo	-9.267495	0,00	Não Possui Raiz Unitária
Δ LnJuros	-20.81369	0,00	Não Possui Raiz Unitária
Δ LnM1	-20.12915	0,00	Não Possui Raiz Unitária
Δ LnCâmbio	-7.803192	0,00	Não Possui Raiz Unitária

Fonte: Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IPEADATA e do BACEN.

APÊNDICE B – Teste de Cointegração (Johansen).

MODELOS	Hipótese sobre o N° de Cointegração	Traço (Estatístico)	Traço (Crítico) a 95%	p-valor	DECISÃO
ÍNDICE GERAL DE COMMODITIES (SEM PETRÓLEO)	Nenhum vetor Cointegrante	147,1685	63,87610	0,0000	TRÊS VETORES DE COINTEGRAÇÃO
	Um vetor Cointegrante	68,18234	42,91525	0,0000	
	Dois vetores Cointegrantes	28,52619	25,87211	0,0228	
	Três vetores Cointegrantes	5,446349	12,51798	0,5336	
ÍNDICE GERAL DE COMMODITIES (COM PETRÓLEO)	Nenhum vetor Cointegrante	134,3251	63,87610	0,0000	TRÊS VETORES DE COINTEGRAÇÃO
	Um vetor Cointegrante	49,92248	42,91525	0,0086	
	Dois vetores Cointegrantes	27,87520	25,87211	0,0278	
	Três vetores Cointegrantes	10,72106	12,51798	0,0980	
COMMODITIES DE CARNES	Nenhum vetor Cointegrante	95,47406	63,87610	0,0000	TRÊS VETORES DE COINTEGRAÇÃO
	Um vetor Cointegrante	48,56924	42,91525	0,0123	
	Dois vetores Cointegrantes	22,16256	25,87211	0,1353	
	Três vetores Cointegrantes	44,23237	12,51798	0,6803	
COMMODITIES DE ALIMENTOS	Nenhum vetor Cointegrante	117,9913	63,87610	0,0000	TRÊS VETORES DE COINTEGRAÇÃO
	Um vetor Cointegrante	58,34821	4,291525	0,0008	
	Dois vetores Cointegrantes	26,71312	25,87211	0,0392	
	Três vetores Cointegrantes	8,399131	12,51798	0,2208	
COMMODITIES DE MATÉRIAS-PRIMAS	Nenhum vetor Cointegrante	99,73127	63,87610	0,0000	TRÊS VETORES DE COINTEGRAÇÃO
	Um vetor Cointegrante	49,46368	42,91525	0,0097	
	Dois vetores Cointegrantes	28,52357	25,87211	0,0228	
	Três vetores Cointegrantes	8,284743	12,51798	0,2293	
COMMODITIES DE MINERAIS	Nenhum vetor Cointegrante	196,4645	63,87610	0,0000	TRÊS VETORES DE COINTEGRAÇÃO
	Um vetor Cointegrante	91,57873	42,91525	0,0000	
	Dois vetores Cointegrantes	31,42126	25,87211	0,0092	
	Três vetores Cointegrantes	78,24232	12,51798	0,2664	
COMMODITIES DE PETRÓLEO	Nenhum vetor Cointegrante	107,0133	63,87610	0,0000	TRÊS VETORES DE COINTEGRAÇÃO
	Um vetor Cointegrante	51,91628	42,91525	0,0050	
	Dois vetores Cointegrantes	26,16000	25,87211	0,0461	
	Três vetores Cointegrantes	7,006109	12,51798	0,3439	

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IPEADATA e do BACEN.

APÊNDICE C – Número Ótimo de Defasagens para os preços dos principais tipos de commodities.

Defasagens	ÍNDICE GERAL DE COMMODITIES (COM PETRÓLEO)						ÍNDICE GERAL DE COMMODITIES (SEM PETRÓLEO)					
	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	166.341	NA	0.000	-2.405	-2.319	-2.370	193.985	NA	0.000	-2.815	-2.729	-2.780
1	806.210	1232.340	0.000	-11.648	-11.217	-11.473	833.843	1232.319	0.000	-12.057	-11.627	-11.882
2	870.937	120.824	0.000	-12.369	-11.59470*	-12.055	886.635	98.546	0.000	-12.602	-11.82726*	-12.287
13	1172.453	53.583	0.000	-14.229	-9.667	-12.375	1188.485	64.909	0.000	-14.466	-9.904	-12.612
14	1202.450	34.66372*	7.91e-12*	-14.43630*	-9.530	-12.44236*	1222.683	39.51809*	5.86e-12*	-14.73604*	-9.829	-12.74210*

Defasagens	COMMODITIES DE ALIMENTOS						COMMODITIES DE MATÉRIAS-PRIMAS					
	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	178.922	NA	0.000	-2.572	-2.487	-2.538	125.586	NA	0.000	-1.788	-1.702	-1.753
1	829.757	1253.813	0.000	-11.908	-11.480	-11.734	778.870	1258.532	0.000	-11.160	-10.732	-10.986
2	900.973	133.007	0.000	-12.720	-11.94919*	-12.407	842.906	119.596	0.000	-11.866	-11.09526*	-11.553
12	1137.825	38.999	0.000	-13.850	-9.653	-12.145	1075.104	36.325	0.000	-12.928	-8.730	-11.222
13	1185.715	58.45466*	8.45e-12*	-14.31934*	-9.779	-12.47427*	1127.028	63.37730*	2.00e-11*	-13.45629*	-8.916	-11.61123*

Defasagens	COMMODITIES DE CARNE						Defasagens	COMMODITIES DE PETRÓLEO					
	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ		LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	205.655	NA	0.000	-2.944	-2.859	-2.909	0	93.797	NA	0.000	-1.292	-1.208	-1.258
1	851.262	1244.091	0.000	-12.135	-11.709	-11.962	1	736.433	1239.039	0.000	-10.308	-9.886	-10.137
2	906.734	103.654	0.000	-12.711	-11.94414*	-12.39963*	2	800.366	119.589	0.000	-10.998	-10.23807*	-10.68923*
10	1062.102	21.901	0.000	-13.111	-9.616	-11.691	8	906.062	28.939	0.000	-11.138	-8.351	-10.005
11	1114.913	70.929	0.000	-13.648	-9.812	-12.089	9	931.719	37.656	0.000	-11.277	-8.152	-10.007
12	1139.770	31.93278*	1.39e-11*	-13.77766*	-9.600	-12.080	10	962.328	43.16059*	1.30e-10*	-11.48674*	-8.024	-10.080

Defasagens	COMMODITIES DE MINERAIS					
	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	151.821	NA	0.000	-2.206	-2.120	-2.171
1	780.975	1211.355	0.000	-11.358	-10.925	-11.182
2	836.562	103.709	0.000	-11.949	-11.17017*	-11.63233*
13	1111.956	64.078	0.000	-13.432	-8.848	-11.569
14	1136.449	28.14831*	1.91e-11*	-13.55894*	-8.628	-11.555

Nota: A tabela com os demais períodos, caso necessário, pode ser disponibilizada pela autora.

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IPEADATA e do BACEN.

APÊNDICE D

Tabela 3 – Teste de Autocorrelação Residual de Breusch-Godfrey

Modelos	Defasagens	LM-Stat	p-valor
Índice Geral de Commodities (Com petróleo)	14	16,6209	0,41
Índice Geral de Commodities (Sem petróleo)	14	6,0240	0,99
Commodities de Carne	12*	23,5725	0,10
Commodities de Alimentos	13	25,0858	0,07
Commodities de Matérias-Primas	13	16,3732	0,43
Commodities de Minerais	14	11,7611	0,76
Commodities de Petróleo e Derivados	10*	22,1777	0,14

Nota: A tabela com as demais defasagens, caso necessário, pode ser disponibilizada pela autora. *Estimado com Tendência.

Fonte: Elaboração Própria a partir de dados do IPEADATA e do BACEN.

Tabela 4 – Teste de heteroscedasticidade de White

Modelos	Qui-Quadrado	p-valor
Índice Geral de Commodities (Com petróleo)	1202,5180	0,39
Índice Geral de Commodities (Sem petróleo)	1201,132	0,40
Commodities de Carne	1047,096	0,35
Commodities de Alimentos	1083,086	0,71
Commodities de Matérias-Primas	1129,460	0,34
Commodities de Minerais	1207,667	0,35
Commodities de Petróleo e Derivados	933,846	0,07

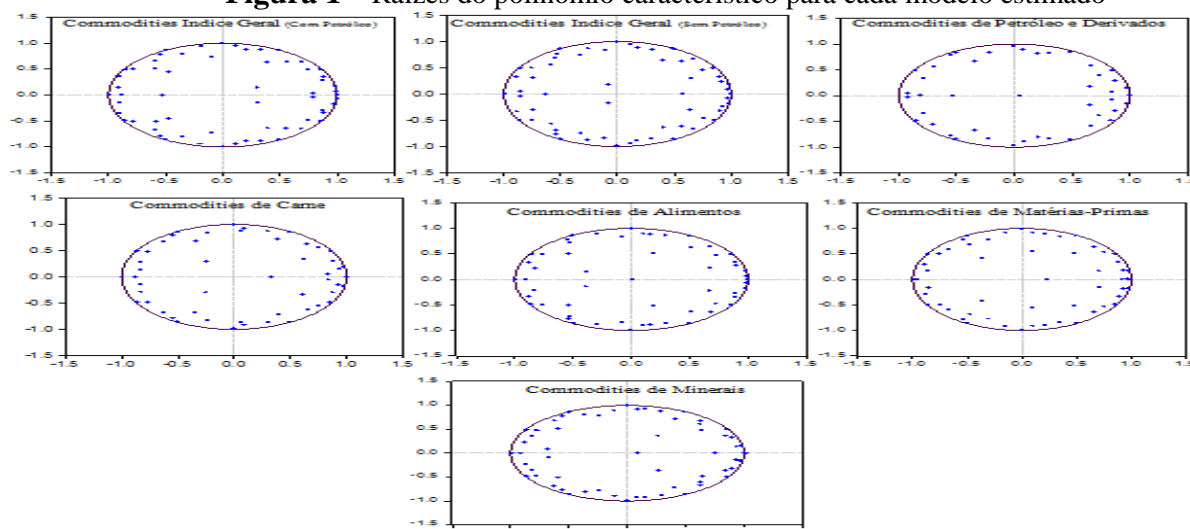
Fonte: Elaboração Própria a partir de dados do IPEADATA e do BACEN.

Tabela 5 – Teste de normalidade dos resíduos (Jarque-Bera)

Modelos	Qui-Quadrado	p-valor
Índice Geral de Commodities (Com petróleo)	14,0473	0,08
Índice Geral de Commodities (Sem petróleo)	14,9973	0,06
Commodities de Carne	14,9787	0,06
Commodities de Alimentos	11,4752	0,18
Commodities de Matérias-Primas	8,6802	0,37
Commodities de Minerais	5,0594	0,75
Commodities de Petróleo e Derivados	7,3784	0,50

Fonte: Elaboração Própria a partir de dados do IPEADATA e do BACEN.

Figura 1 – Raízes do polinômio característico para cada modelo estimado



Fonte: Elaboração Própria a partir de dados do IPEADATA e do BACEN.