

CICLO DOS PREÇOS DAS COMMODITIES INTERNACIONAIS E A DINÂMICA DE INVESTIMENTOS NO BRASIL: EVIDÊNCIAS DO PERÍODO 1996 – 2017

Mario Augusto Gouvêa de Almeida (UFSC – E-mail: mmarioaga@gmail.com)

Eva Yamila da Silva Catela (UFSC – E-mail: evadasilvacatela@gmail.com)

Resumo: O presente artigo mensura os impactos que os preços internacionais de commodities exercem sobre o investimento, notadamente sobre a FBCF em máquinas e equipamentos no Brasil, com dados trimestrais entre 1996 e 2017. A identificação de vetores cointegrantes entre os vários modelos propostos viabilizou a especificação de Modelos Autorregressivos de Correção de Erros Estruturais (SVEC), possibilitando distinguir as relações contemporâneas e persistentes dos choques estruturais. Os principais resultados encontrados são: i) relação positiva entre preços internacionais das commodities e investimento privado em máquinas e equipamentos; ii) a taxa de câmbio real parece apresentar relação inversa com o investimento privado; (iii) na maior parte das simulações o investimento público exerceu influência complementar ao investimento privado, ou seja, teve um efeito *crowding in* sobre o investimento em máquinas e equipamentos; e iv) os preços das commodities internacionais são determinantes nas decisões de investimento no Brasil, respondendo por aproximadamente 57% da variância do investimento. Tais resultados ressaltam a influência externa sobre a dinâmica de investimento no Brasil, reforçando o debate sobre os conhecidos “voos de galinha” da economia brasileira.

Palavras-chave: investimento, SVAR, SVEC, commodities, flutuações macroeconômicas.

Abstract: The present article measures the impact of international commodity prices on investment, especially on gross fixed capital formation in machinery and equipment in Brazil, with quarterly data between 1996 and 2017. The identification of cointegrating vectors among the various models proposed made possible the specification of Autoregressive Structural Error Correction Models (SVEC), making it possible to distinguish the contemporary and persistent relations of structural shocks. The main results are: i) positive relation between international prices of commodities and private investment in machinery and equipment; ii) the real exchange rate seems to have an inverse relationship with private investment; (iii) in most simulations, public investment exerted a complementary influence on private investment, that is, it had a crowding-in effect on investment in machinery and equipment; and (iv) international commodity prices are decisive in determining investment in Brazil, accounting for approximately 57% of the investment variance. These results highlight the external influence on the investment dynamics in Brazil, reinforcing the debate about the known "chicken flight" of the Brazilian economy.

Keywords: investment, SVAR, SVEC, commodities, flutuações macroeconômicas.

JEL Classification: E32, E62, F42, O11, O16.

1. INTRODUÇÃO

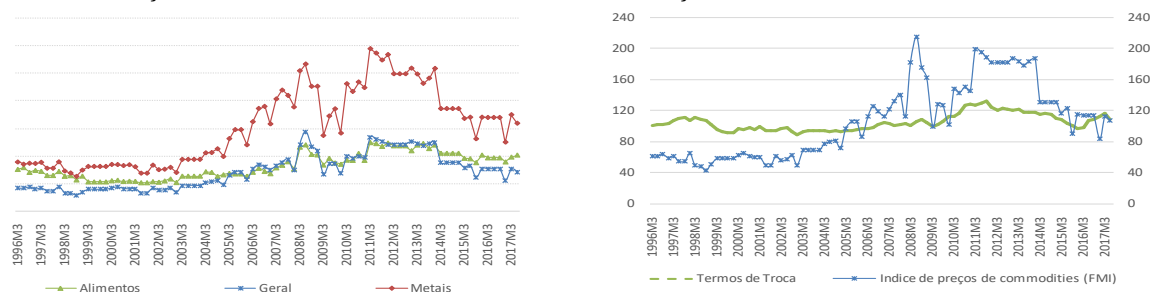
O superciclo de commodities verificado no início dos anos 2000 tem motivado uma intensa discussão acadêmica que procura entender as implicações dinâmicas sobre a economia decorrente das variações nos preços das commodities. Neste período, observou-se uma elevação pronunciada nos preços internacionais, sendo que em termos reais médios os aumentos foram superiores a cem por cento. Para algumas commodities, como ferro e outros metais industriais, os preços mundiais mais que triplicaram em termos reais, o que pode ser visualizado na Figura 1, lado esquerdo. Como consequência, este longo ciclo

de expansão refletiu-se em ganhos nos termos de trocas de muitos países, coincidindo com um processo generalizado de melhoria no desempenho econômico das economias especializadas na produção e exportação de commodities (FMI, 2017).

O Brasil parece não ter sido exceção a este processo, também verificando significativa melhoria nos termos de troca em linha com o desempenho dos preços internacionais das commodities, Figura 1, lado direito. Entre 2003 e 2008, o país viu as exportações totais crescerem de US\$ 72 bilhões para US\$ 197 bilhões, com um crescimento do PIB de 4,8% em média no período. Costa *et al.* (2016) indicam que, entre 2000 e 2010, três dos setores agrícola e extrativo no Brasil foram responsáveis por 82% do crescimento das exportações do país para a China: mineração de metais não-preciosos (45%), soja (23%) e petróleo e gás (14%).

Apesar de os efeitos macroeconômicos das flutuações de preços de commodities terem sido amplamente estudados na literatura, muitos dos estudos focaram nos impactos dos choques dos preços de petróleo em países desenvolvidos, como por exemplo, Blanchard e Galí (2007) e Kilian (2009). Recentes estudos, tais como Camacho e Perez-Quiros (2014), Gruss (2014) e Fornero *et al.* (2016), têm examinado esses efeitos em economias em desenvolvimento e emergentes que dependem fortemente das exportações de commodities.

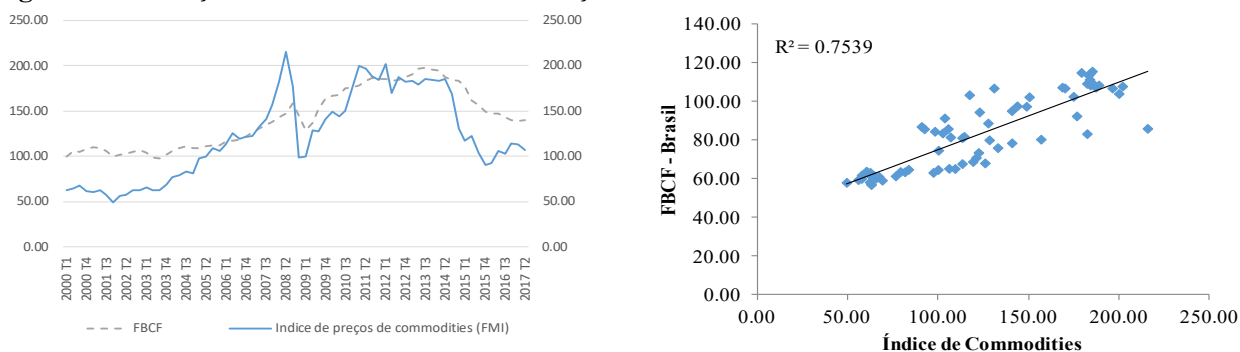
Figura 1 - Evolução dos Termos de Troca e o Índice de Preços de Commodities



Fonte: Índice de commodities: IMF's International Financial Statistics and the World Economic Outlook. Séries: (i) All Commodity Price Index, 2005 = 100, includes both Fuel and Non-Fuel Price Indices; (ii) Food Price Index, 2005 = 100, includes Cereal, Vegetable Oils, Meat, Seafood, Sugar, Bananas, and Oranges Price Indices; (iii) Metals Price Index, 2005 = 100, includes Copper, Aluminum, Iron Ore, Tin, Nickel, Zinc, Lead, and Uranium Price Indices. Termos de trocas: Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex): Índice de termos de troca (média 2006 = 100).

Os estudos para o Brasil ainda são escassos, sendo a principal referência a de dos Santos *et al.* (2016). No qual utilizaram o índice de commodities internacionais como instrumento para o PIB brasileiro, em uma análise de vetores autorregressivos estruturais para testar as relações entre formação bruta de capital e preço das commodities. De fato, conforme Figura 2, o índice de Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) guarda uma correlação elevada com os preços internacionais das commodities sugerindo que os efeitos dos choques sobre os termos de troca têm impacto sobre as flutuações macroeconômicas, em especial sobre o nível de investimento agregado do país.

Figura 2 - Evolução da FBCF e o Índice de Preços de Commodities



Fonte: Contas Nacionais Trimestrais (IBGE); IMF's International Financial Statistics and the World Economic Outlook. Série: All Commodity Price Index, 2005 = 100, includes both Fuel and Non-Fuel Price Indices.

Inspirado nesta literatura, o presente estudo tem por objetivo principal mensurar os impactos que os preços internacionais de commodities exercem sobre o investimento, notadamente sobre a formação bruta de capital fixo em máquinas e equipamentos no Brasil, com dados trimestrais entre 1996 e 2017¹. Tal objetivo relaciona-se com a hipótese de trabalho que permeia a presente pesquisa, na qual as flutuações nos preços internacionais das commodities são um determinante chave dos voos curtos ou “voos de galinha” aos quais está submetida a economia brasileira. Para tanto, emprega-se uma abordagem de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR) utilizando as seguintes variáveis: i) formação bruta de capital fixo (FBCF); ii) FBCF em máquinas e equipamentos (investimento privado); iii) FBCF das administrações públicas (APU)² (investimento público); iv) índice de preços de commodities internacionais; e v) a taxa de câmbio real efetiva.

A identificação de vetores cointegrantes entre os vários modelos propostos neste estudo viabilizou a especificação de Modelos Autorregressivos de Correção de Erros Estruturais (SVEC), possibilitando distinguir as relações contemporâneas e persistentes dos choques estruturais. Notam-se em todos os modelos estimados uma relação consistente na qual os níveis de preços das commodities têm efeitos sobre a taxa de câmbio real, que por sua vez impactam o investimento privado e o investimento público. Mais ainda, estas variáveis guardam uma relação de longo prazo, na qual choques que possam ocorrer em alguma das variáveis dos modelos repercutem sobre os sistemas, mas estes tendem a um novo equilíbrio de longo prazo.

Entre os principais resultados encontrados, destacam-se: i) um choque de um desvio padrão em commodities resulta em um crescimento no nível dos investimentos, de maneira persistente, em cerca de 6%; ii) choques sobre a taxa de câmbio real têm efeitos negativos sobre o investimento, com efeitos persistentes que convergem para aproximadamente 3% após 7 trimestres; iii) na maior parte das simulações o investimento público exerceu uma influência complementar ao investimento privado, ou seja, teve um efeito *crowding in* sobre o investimento em máquinas e equipamentos, com efeitos persistentes de 1,3% após 12 trimestres; e iv) a análise de decomposição da variância aponta para os preços de commodities como principal fonte de erro de previsão do investimento privado, respondendo por aproximadamente 57% da variância do investimento já a partir do 8º trimestre. Desta forma, os resultados se alinham aos recentes estudos para países exportadores de commodities, indicando que de fato a dinâmica do investimento no Brasil é fortemente impactado pelas flutuações nos termos de trocas decorrentes das variações nos preços das commodities internacionais.

A estrutura do texto inclui na próxima seção uma revisão bibliográfica identificando os principais estudos que tratam da literatura sobre commodities e seus impactos sobre as flutuações macroeconômicas. Na Seção 3 se apresentam os procedimentos adotados na realização do estudo, base de dados, metodologia e estimações dos VARs de partida. Em seguida, na Seção 4 são apresentados os resultados das estimações dos SVECs, análises de resposta ao impulso e decomposição da variância. Para concluir o trabalho, apresentam-se algumas considerações finais.

2. REVISÃO DA LITERATURA: TERMOS DE TROCA E FLUTUAÇÕES MACROECONÔMICAS

Os dois primeiros *booms* de commodities após a Segunda Guerra Mundial são evidenciados por fortes aumentos na demanda global no início da década de 1950 e início e meados da década de 1970. O terceiro ciclo começou em 2003 e tem seu término apontado para 2011, conforme *World Economic Outlook* (FMI, 2015). A respeito das características deste terceiro ciclo, Radetzki *et al.* (2008), esclarecem que apesar de também ter surgido de um choque de demanda, este tem características distintas dos anteriores devido a uma combinação de expansão macroeconômica e altas intensidades do uso de

¹ O período de análise compreende 1996 (1) a 2017 (2), última data disponível para a série de commodities no site do FMI quando da elaboração das análises estatísticas.

² A FBCF das administrações públicas (APU) não inclui o investimento realizado por empresas estatais.

commodities em muitos países emergentes. De fato, entre 2003 e 2007, a economia global cresceu mais de 4% ao ano, a maior sequência de crescimento econômico desde o início dos anos 70, contudo, a China cresceu 73,5% neste período acelerando de 10% para 14,2% ao ano, o que pressionou a elevação dos preços de muitos insumos, especialmente os minerais (FMI, 2016).

Na literatura empírica sobre crescimento econômico e preços de commodities, os estudos diferem em suas conclusões e chegam a apontar para resultados antagônicos. Por um lado, autores que entendem que a abundância de recursos naturais comercializáveis tais como commodities minerais e/ou agrícolas seria uma “bênção” para o crescimento, vide, por exemplo, Alexeev e Conrad (2009), Brunnschweiler e Bulte (2008) e Lederman e Maloney (2006). Por outro lado, autores que entendem que esta abundância de recursos naturais seria na verdade uma maldição, ocasionando uma doença holandesa. Entre esses últimos estudos citamos Sachs e Warner (1999, 2001) e Sala-i-Martin e Subramanian (2012).

Mas o que faz com que sejam tão discutíveis os efeitos econômicos oriundos da posse de recursos naturais? Staritz (2012) observa que as grandes flutuações de preços das commodities têm uma característica comum, quais sejam as baixas elasticidades de curto prazo da oferta e da demanda. Neste sentido, tais características amplificariam as flutuações de preço uma vez que choques na produção ou no consumo, seriam lentamente ajustados por mudanças graduais em sua oferta ou demanda.

Indo um pouco além desta visão inicial, Collier e Goderis (2012), forneceram evidências de que *booms* de commodities têm efeitos positivos incondicionais de curto prazo na produção, mas que *booms* de commodities não-agrícolas em países com governança deficiente têm efeitos adversos de longo prazo que dominam os ganhos de curto prazo.

Cavalcanti *et al.* (2014), utilizando dados anuais entre 1970 e 2007, para 118 países, observam que embora o crescimento nos termos de troca de commodities aumente o produto real per capita, sua volatilidade exerce um impacto negativo sobre o crescimento econômico, operando principalmente através do menor acúmulo de capital físico e humano, contudo, não observam o mesmo efeito sobre a produtividade. Ainda, indicam que os efeitos negativos do crescimento da volatilidade dos termos de troca de commodities compensaram o impacto positivo dos *booms*, e concluem que a volatilidade conduz ao paradoxo da "maldição dos recursos".

Focalizando em economias emergentes latino-americanas, muitos estudos têm investigado a ocorrência de algum grau de doença holandesa na região, com a apreciação da taxa de câmbio afetando a competitividade dos setores exportáveis não-commodities. Dentre estes estudos, Chen e Rogoff (2003), Cashin *et al.* (2004) e Bodart *et al.* (2012) fornecem evidências de um efeito positivo de longo prazo dos preços das commodities sobre as taxas de câmbio reais.

Fernandez *et al.* (2018), a partir de um modelo DSGE, concluem que as flutuações nos preços das commodities são um importante impulsionador dos ciclos econômicos em pequenas economias de mercado emergentes, respondendo por 42% da variação na renda. Por sua vez, em FMI (2015), tal variação da renda é atribuída à variação do investimento que acompanha as alterações nos termos de troca para os países ditos exportadores de commodities.

Ainda procurando entender a dinâmica do investimento em economias emergentes, Magud e Sosa (2015), estudam os determinantes do investimento em uma abordagem de dados em painel, combinando microdados de empresas com variáveis macroeconômicas específicas do país, particularmente o preço de commodities e fluxos de capital, em uma amostra para 38 países no período de 1990 a 2013. Os autores encontraram que o investimento está positivamente associado aos preços de exportação de commodities. Também encontraram que o investimento das empresas é positivamente influenciado pela disponibilidade de financiamento externo, relaxando restrições financeiras das empresas, sendo este último efeito particularmente forte para as empresas de bens não-comercializáveis. Adicionalmente, os autores argumentam que a queda nos investimentos verificados a partir de 2011 pode ser relacionado ao forte declínio nos preços de exportação de commodities (especialmente na América Latina e Caribe) e a menor rentabilidade esperada das empresas. Também contribuíram para a queda nos investimentos, a diminuição dos fluxos de capitais e o aumento da alavancagem, particularmente para os países da Ásia.

Resultados semelhantes são encontrados em relatório do FMI (2017), a partir de exercícios com dados em painel, que sugerem que o forte declínio nos preços de exportação de commodities é o principal fator por trás da desaceleração da formação bruta de capital fixo na América Latina. Este estudo aponta

também que fluxos de caixa correntes mais baixos e a queda na lucratividade esperada também contribuem para explicar a queda nos investimentos.

Se as relações empíricas parecem ser bastante evidentes, com a melhoria nos termos de troca exercendo variações positivas sobre o investimento e a renda, quais seriam os canais de transmissão para os ciclos de commodities? Neste sentido, podemos encontrar algumas explicações iniciais em Fornero *et al.* (2016). Neste estudo, os autores utilizaram a abordagem SVAR procurando explorar padrões e dinâmicas destes canais, entre países exportadores de commodities. Entre os resultados, os autores apontam, em primeiro lugar, que dependendo do grau de concentração das exportações de commodities, um aumento no preço das commodities gera efeitos expansionistas na economia. Parte dessa expansão deve-se a efeitos positivos e defasados no investimento em setores de commodities que podem causar *spillovers* para investimentos não relacionados a commodities. Segundo, sugerem que a persistência dos choques nos preços das commodities é crucial para entender essas dinâmicas: quando o choque é persistente, a resposta do investimento, o PIB real e outras quantidades são ampliados e podem levar a um déficit em conta corrente. Se a participação dos investimentos estrangeiros no setor de commodities é suficientemente alta, uma parte dos efeitos expansionistas sobre o PIB real pode ser absorvida pelos ajustamentos do saldo comercial. Terceiro, observam que para o Chile, o *boom* do preço do cobre após meados dos anos 2000 foi um fator-chave para a dinâmica do investimento real e do crescimento real do PIB.

Uma explicação dos canais de transmissão para os ciclos de commodities pode ser encontrada em FMI (2015). Neste caso, o relatório nos diz que os ganhos nos termos de troca de commodities afetam a macroeconomia por meio de dois canais principais: renda e investimento. Sob o canal da renda, o *boom* dos preços das commodities gera uma receita inesperada, já que os níveis existentes de produção geram maiores receitas. A maior renda aumenta a demanda doméstica e, portanto, estimula a produção doméstica. Como a renda inesperada é gerada por termos de troca mais favoráveis, a resposta da produção doméstica real é mais moderada do que a da renda e da demanda doméstica. Consistente com o efeito da doença holandesa, a resposta da oferta interna ao aumento da renda doméstica ocorre de forma desproporcional no setor de bens não comercializáveis, porque a demanda por bens comercializáveis pode ser parcialmente suprida pelo aumento das importações. No processo, os preços dos bens e serviços relativamente escassos e não-comercializáveis aumentam em relação aos preços dos bens comercializáveis, e a taxa de câmbio real se valoriza.

Pelo canal do investimento, os aumentos dos preços das commodities aumentam os incentivos para investir no setor de commodities e nas indústrias de apoio - como construção, transporte e logística. O aumento resultante da atividade econômica, em última análise, gera *spillovers* para o resto da economia e aumenta ainda mais a renda. Além disso, no médio prazo, o aumento da oferta de commodities pode reverter o *boom* dos preços das commodities, contribuindo para o próprio ciclo das commodities.

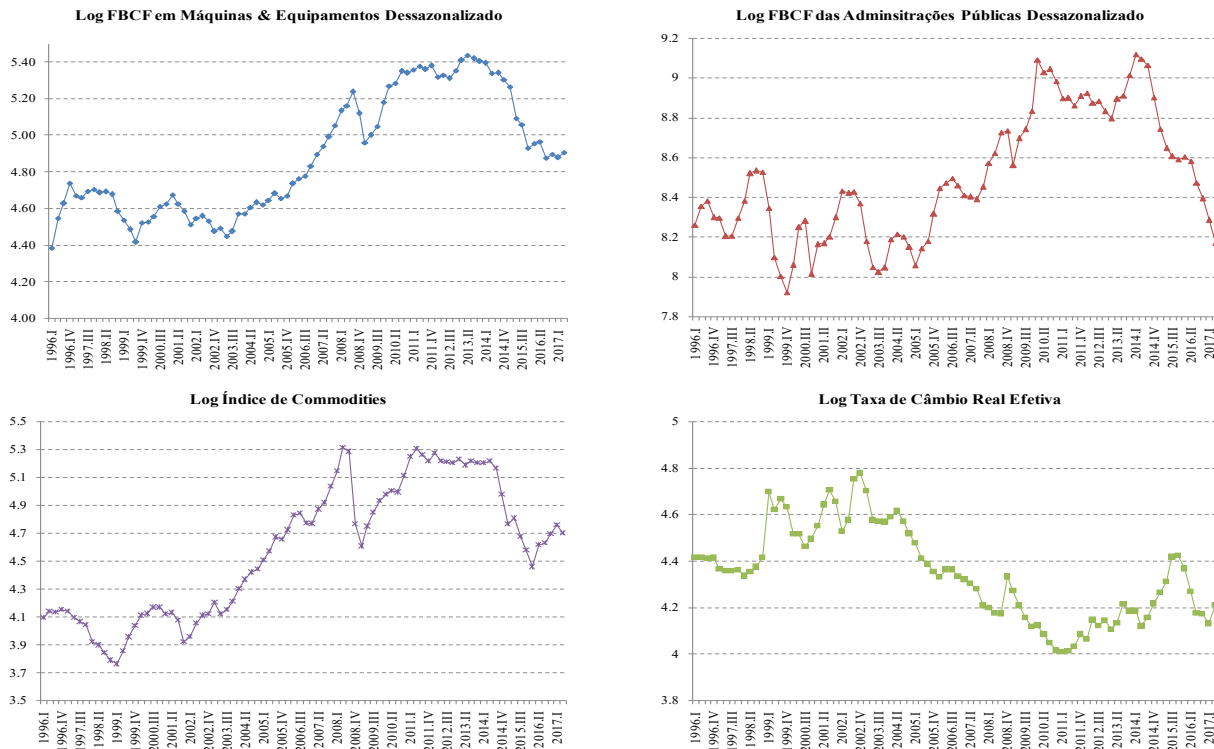
Contudo, o estudo do FMI (2015) aponta ainda que os canais de renda e investimento estão inter-relacionados. O ganho de renda na economia doméstica será maior e mais amplo se o investimento e a atividade geral no setor de commodities responderem mais positivamente ao aumento dos termos de troca. Da mesma forma, uma maior receita inesperada tornará mais provável o aumento do investimento.

3. METODOLOGIA: MODELOS DE VETORES AUTORREGRESSIVOS ESTRUTURAIS

3.1. BASE DE DADOS, TESTES DE ESTACIONARIDADE E COINTEGRAÇÃO

De acordo com dos Santos *et al.* (2016), a variável FBCF em máquinas e equipamentos é a medida que melhor representa a dinâmica do investimento, dando o perfil da FBCF geral da economia brasileira. Neste sentido, dada a estratégia empírica descrita na próxima seção, optamos por utilizar as seguintes variáveis em nossos modelos autorregressivos: (i) FBCF em máquinas e equipamentos (IMAQsa); (ii) FBCF das administrações públicas (IAPUsa); (iii) índice de preços de commodities internacionais (IComm); e (iv) a taxa de câmbio real (ICambio). A figura 3 apresenta a evolução das séries, em nível e dessazonalizadas pelo método X-13 Arima.

Figura 3: Séries em nível deflacionadas e dessazonalizadas



Fonte: (i) FBCF em máquinas e equipamentos: IPEA; (ii) FBCF das administrações públicas conforme metodologia de dos Santos *et al.* (2012) e divulgado pela Secretaria do Tesouro Nacional, a partir de 2010; (iii) Índice de commodities: Fundo Monetário Internacional; e (iv) Taxa de câmbio real efetiva: Banco Central do Brasil.

Cabe ressaltar que devido às diferentes metodologias de apuração da FBCF no Brasil em seus respectivos componentes, pode-se assumir que os dados de investimentos públicos não estão contemporaneamente relacionados aos dados dos outros componentes do investimento. A apuração do indicador geral acaba por dar preponderância às informações calculadas pelo lado da oferta. Já o indicador da FBCF das APU, utiliza uma visão de demanda das administrações públicas por bens de investimento, sob o regime de caixa, critério de liquidação efetiva, detalhados por esfera de governo. Ademais, pelo rito orçamentário não é incomum que ocorram atrasos na liquidação em função de dificuldades de caixa para pagamento. Esta informação é relevante para a validação da estratégia de identificação do modelo estrutural.

Com relação à estacionariedade das séries foram realizados testes Augmented Dickey-Fuller (ADF), Dickey&Fuller (1981), e o teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), Kwiatkowski *et al.* (1992). Todos os testes apontam para o mesmo resultado, de não-estacionariedade das séries em nível, sendo estacionárias nas primeiras diferenças. Assim, assume-se que todas as séries utilizadas são I(1), conforme estatísticas disponibilizadas em Tabela A.1 dos Anexos.

Uma vez que as séries em questão não são estacionárias, procedemos com os testes de cointegração de Johansen (1991). Neste caso, as variáveis listadas acima foram agrupadas em três modelos onde os impactos da taxa de câmbio e do investimento público (IAPUsa) sobre o investimento privado (IMAQsa) foram tomados individualmente (Modelo 1 e Modelo 2), para na sequência analisar seus impactos conjuntos (Modelo 3). Ou seja, ainda que as séries em nível sejam não-estacionárias, busca-se verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo, para o qual um sistema econômico converge por meio da análise de cointegração, conforme resultados em Tabela 1.

Tabela 1 - Teste traço de Johansen

Rank	Estatística de Teste	Valor Crítico 90%	Valor Crítico 95%	Valor Crítico 99%
Modelo 1 - VAR (2) com variáveis endógenas: IComm, ICambioe IMAQsa				
r=0	39,15*	39,06	42,44	48,45
r<=1	10,30	22,76	25,32	30,45
r<=2	1,33	10,49	12,25	16,26
Modelo 2 - VAR (2) com variáveis endógenas: IComm, IAPUsae IMAQsa				
r=0	53,57***	39,06	42,44	48,45
r<=1	21,57	22,76	25,32	30,45
r<=2	3,17	10,49	12,25	16,26
Modelo 3 - VAR (2) com variáveis endógenas: IComm, ICambio, IAPUsa e IMAQsa				
r=0	57,74**	49,65	53,12	60,16
r<=1	26,67	32,00	34,91	41,07
r<=2	6,68	17,85	19,96	24,60
r<=3	0,91	7,52	9,24	12,97

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

Desta forma, os resultados apontaram que para todos os modelos, pode-se rejeitar a hipótese nula de não existência de pelo menos um vetor cointegrante. Em todos os casos, foram feitos testes de diagnóstico do modelo, em particular, testou-se a existência de autocorrelação, não-normalidade e heterocedasticidade nos resíduos. De maneira geral, foi possível assumir que os resíduos dos modelos exibam as características desejadas de não autocorrelação, homocedasticidade e normalidade, conforme pode ser verificado na Tabela A.2 dos Anexos.

3.2. MODELO EMPÍRICO

O modelo empírico é uma versão padrão dos Modelos Autorregressivos de Correção de Erros Estruturais (SVECM), conforme estabelecido por Breitung *et al.* (2004), que tem a seguinte representação geral:

$$A\Delta y_t = \Pi^* y_{t-1} + \Gamma_1^* \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1}^* \Delta y_{t-p+1} + C^* D_t + B^* z_t + v_t, \quad (1)$$

onde $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})$ é um vetor ($K \times 1$) de variáveis endógenas, com $K=3$ para os modelos 1 e 2, e $K=4$ para o modelo 3; z_t é um vetor de variáveis estocásticas exógenas ou não modeladas; D_t contém todos os termos determinísticos; Π^* representa o vetor co-integrante, identificados na Tabela 1, Γ^* , C^* e B^* são matrizes de parâmetros na forma estrutural; v_t é um vetor ($K \times 1$) de erros na forma estrutural com média zero, ruído branco com matriz de covariância invariante no tempo Σ_v . A matriz $A(K \times K)$, com inversa definida, permite modelar relações instantâneas entre as variáveis em y_t .

Uma vez que estamos buscando os choques estruturais, que não são diretamente observados, faz-se necessária a adoção de pressupostos para identificá-los. Desta forma, supõe-se que os choques ou inovações estruturais, denotados por ε_t , estejam relacionados aos resíduos do modelo por relações lineares $v_t = B\varepsilon_t$, onde B é uma matriz ($K \times K$).

Para nossos propósitos atuais, os termos determinísticos e as variáveis exógenas podem ser ignoradas, tornando a equação 1 na seguinte equação:

$$A\Delta y_t = \Pi^* y_{t-1} + \Gamma_1^* \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1}^* \Delta y_{t-p+1} + B\varepsilon_t, \quad (2)$$

com $\varepsilon_t \sim (0, I_K)$. Tal modelo tem uma representação VAR para as variáveis em nível na forma:

$$Ay_t = A_1^* y_{t-1} + \dots + A_p^* y_{t-p} + B\varepsilon_t. \quad (3)$$

As formas reduzidas correspondentes às formas estruturais (2) e (3), respectivamente, são obtidas pré multiplicando com A^{-1} :

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t, \quad (4)$$

e,

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t, \quad (5)$$

onde, $\Pi = A^{-1}\Pi^*$, $\Gamma_j = A^{-1}\Gamma_j^*$, com $(j = 1, \dots, p - 1)$, e $A_j = A^{-1}A_j^*$, sendo $(j = 1, \dots, p)$. Ainda,

$$u_t = A^{-1}B\varepsilon_t, \quad (6)$$

que relaciona as perturbações da forma reduzida (u_t) aos choques estruturais (ε_t) subjacentes.

Para a análise de resposta ao impulso de modelos não-estacionários na forma de VECM sabe-se que da versão de Johansen do Teorema de Representação de Granger, conforme Johansen (1995), se y_t é gerado por uma forma reduzida VECM $\Delta y_t = \alpha\beta'y_{t-1} + \Gamma_1\Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1}\Delta y_{t-p+1} + u_t$, ele tem a seguinte representação MA:

$$y_t = \Xi \sum_{i=1}^t u_i + \Xi^*(L)u_t + y_0^*, \quad (7)$$

onde $\Xi = \beta(\alpha'(I_K - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i)\beta_\perp)^{-1}\alpha' e \Xi^*(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \Xi_j^* L^j$.

Observe que Ξ tem rank $(K - r)$ se o posto da cointegração é r . Desta forma, esta metodologia permite estimar os efeitos de curto e longo prazo, na medida em que a matriz Ξ representa os efeitos de longo prazo das funções de impulso resposta, enquanto Ξ_j^* contém os efeitos transitórios. Assim, esta abordagem permite estimar as funções de impulso resposta (IRFs) em processos cointegrados não estacionários, considerando que alguns choques podem ter efeitos permanentes.

Contudo, as funções de impulso resposta baseadas em Ξ e em Ξ_j^* estão sujeitas às mesmas críticas que os processos de VAR estruturais, no sentido em que os choques devem ser devidamente identificados para uma análise de resposta ao impulso significativa. Se u_t for substituído por $A^{-1}B\varepsilon_t$, as respostas ao impulso de “curto prazo” ortogonalizadas podem ser obtidas como $\Xi_j^* A^{-1}B$, de maneira análoga ao VAR estacionário. Além disso, os efeitos de longo prazo dos choques ε são dados por:

$$\Xi A^{-1}B \quad (8)$$

Assim, para a correta identificação deve-se ter em conta que a matriz de efeitos de longo prazo (8) pode ter no máximo r colunas de zeros. Portanto, pode haver no máximo r choques com efeitos transitórios (impacto de longo prazo zero) e pelo menos $k^* = K - r$ choques têm efeitos permanentes. Dado o posto reduzido da matriz, cada coluna de zeros representa apenas k^* restrições independentes. Assim, se houver r choques transitórios, os zeros correspondentes representam somente k^*r restrições independentes. Para identificar os choques permanentes exatamente precisamos de $K * (K - 1) / 2$ restrições adicionais. Da mesma forma, $r * (r - 1) / 2$ restrições contemporâneas adicionais para identificar os choques transitórios. Juntos, estes são um total de restrições $k^*r + \frac{k^*(k^*-1)}{2} + \frac{r(r-1)}{2} = \frac{K(K-1)}{2}$. Desta forma, assumindo $A = I_K$, temos restrições suficientes para identificar B.

No contexto dos modelos a serem estimados e seguindo à literatura mencionada na Seção 2, assume-se que os preços das commodities internacionais não são influenciados por choques contemporâneos da taxa de câmbio, do investimento público e do investimento em máquinas e equipamentos. Por sua vez, a taxa de câmbio é afetada apenas por choques contemporâneos das commodities internacionais. Choques dos preços das commodities e da taxa de câmbio afetam contemporaneamente o investimento público e o investimento privado em máquinas e equipamentos. Assume-se também que choques no investimento público afetam o investimento privado.

Esta estratégia de identificação garante a justa identificação dos modelos, gerando restrições apenas na matriz de efeitos transitórios. Testes de sobre identificação do sistema e abordagens alternativas são avaliadas na próxima seção. Finalmente, a implementação do modelo empírico foi realizada por meio pacote VARS do R, seguindo Pfaff (2008). Na próxima seção apresentamos os resultados das estimativas, notadamente as estimativas dos vetores de cointegração, as estimativas das matrizes de efeitos transitórios e permanentes dos modelos, as funções de impulso resposta e a decomposição da variância dos erros de previsão.

4. RESULTADOS DOS MODELOS

4.1. ESTIMATIVAS DOS VETORES DE COINTEGRAÇÃO

Uma vez que foram identificados vetores cointegrantes, conforme Tabela 1, devemos estimar seus coeficientes de forma a compor o SVEC, segundo o definido no modelo empírico. Neste sentido, a Tabela 2 mostra as estimativas de Máxima Verossimilhança de Johansen para os coeficientes do vetor de cointegração, normalizando o coeficiente para o investimento privado (IMAQsa). Este vetor de cointegração pode ser interpretado como uma relação de investimento estacionário, no qual a formação bruta de capital fixo em máquinas e equipamentos está relacionada aos níveis dos preços internacionais das commodities, à taxa de câmbio real e ao nível de investimento público.

A relação de longo prazo que corresponde ao autovetor normalizado para a variável de investimento agregado, comprova a influência dos preços das commodities internacionais e da taxa de câmbio como variáveis relevantes para explicar as oscilações da variável dependente, investimento privado (IMAQsa). Fazendo a análise para o Modelo 1, a elasticidade com relação às commodities indicou que uma elevação de 1% nos preços destas provoca uma elevação de 0,79% na FBCF em máquinas e equipamentos. Por outro lado, uma desvalorização cambial de 1% provoca uma redução de 0,67% neste tipo de investimento.

Analisando a presença do investimento público (IAPUsa) no Modelo 2, observa-se que o aumento de 1% em IAPUsa provoca um aumento de 3,76% no investimento privado. Esta mesma relação positiva entre investimento público e privado foi observada no Modelo 3, que se diferencia do Modelo 2 na inclusão de uma constante e da variável taxa de câmbio.

Tabela 2 - β 's – coeficiente dos vetores de cointegração

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
IMAQsa	1,00 (NA)	1,00 (NA)	1,00 (NA)
IAPUsa	-	-3,76*** (-6,57)	-1,24*** (-4,65)
ICambio	0,67*** (2,99)	-	0,06 (0,24)
lComm	-0,79*** (-6,03)	2,97*** (5,48)	0,05*** (5,86)
Trend	0,01*** (3,96)	-0,03*** (-3,60)	-
Constante	-	-	5,18** (2,17)
Modelos	Combinações lineares estacionárias		
Modelo 1:	$lMAQsa_t = -0,67 * lCambio_t + 0,79 * lComm_t - 0,01 * trend + ec_t$		
Modelo 2:	$lMAQsa_t = +3,76 * IAPUsa_t - 2,97 * lComm_t + 0,03 * trend + ec_t$		
Modelo 3:	$lMAQsa_t = 1,24 IAPUsa_t - 0,06 * lCambio_t - 0,05 * lComm_t - 5,18 + ec_t$		

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação. *P-values* entre parênteses.

As estimativas dos coeficientes α na Tabela 3 indicam a velocidade de ajuste para o equilíbrio de longo prazo, representando choques transitórios sem efeitos permanentes. Assim, dado o $\alpha^{lMAQsa} = -0,17$, no Modelo 2, o VECM aponta para a velocidade de correção em direção a um equilíbrio de longo prazo de aproximadamente 17% de ajuste trimestral, valor um pouco superior ao encontrado em Fachinelli (2014) de 13%, em estudo de cointegração entre PIB e FBCF. Contudo, esta análise é parcial na medida em que se refere apenas ao termo em nível do modelo SVEC.

Tabela 3 - α 's - Velocidade de ajustamento

	Modelo 1	Modelo 2	3
IMAQsa	-0,17*** (-5,75)	0,02*** (3,66)	0,05* (1,71)
IAPUsa	-	0,07*** (6,38)	0,35*** (5,83)

ICambio	0,03 (0,72)	-	-0,04 (-1,18)
lComm	-0,02 (-0,45)	0,02* (1,65)	0,07 (1,31)

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação. *P-values* entre parênteses.

Os sinais invertidos para as mesmas variáveis ao se comparar o Modelo 1 com os Modelos 2 e 3 devem ser observados em conjunto com os coeficientes de velocidade de ajustamento significativos para cada modelo conforme Tabela 3. Neste caso, observa-se que a equação do Modelo 1 é multiplicado por coeficiente negativo, ao passo que as equações 2 e 3 são multiplicados por coeficiente positivo. Desta forma, os resultados são consistentes, e uma análise similar a este contexto pode ser encontrado em Breitung *et al.* (2004). Todavia, conforme descrição do modelo empírico na seção anterior, os efeitos da relação de cointegração respondem por parte dos efeitos dos choques estruturais. A análise destas relações entre as variáveis serão melhor exploradas na seção das funções de impulso resposta.

4.2. IDENTIFICAÇÃO DOS CHOQUES ESTRUTURAIS

Dado a estratégia de identificação do sistema apresentado na seção 3.2 e assumindo a matriz $A = I_K$, para os Modelos 1 e 2 temos $K = 3$, assim são necessários $\frac{3(3-1)}{2} = 3$ restrições adicionais para identificar os modelos. Como $r = 1$, podemos ter no máximo um choque com apenas efeitos transitórios, ou seja, sem efeitos de longo prazo. Por outro lado, deve-se ter pelo menos $k^* = K - r = 2$ choques com efeitos persistentes.

Para o Modelo 3, tem-se $K = 4$, então são necessários $\frac{4(4-1)}{2} = 6$ restrições adicionais para identificar os modelos. Como $r = 1$, da mesma forma como nos Modelos 1 e 2, podemos ter no máximo um choque com apenas efeitos transitórios. Porém, deve-se ter pelo menos $k^* = K - r = 3$ choques com efeitos persistentes.

Na presente abordagem, assume-se que as restrições ocorrem na matriz de efeitos transitórios, ou seja, as restrições estão apenas nas relações contemporâneas entre as variáveis, não se impondo restrições na matriz de longo prazo. Assim, as matrizes de efeitos transitórios e de longo prazo para os Modelos 1, 2 e 3 são apresentadas na Tabela 4.

Tabela 4 - Matrizes de impactos contemporâneos (*B*) e de longo prazo (*EB*)

Matrizes	Modelo 1: lComm, lCambio e	Modelo 2: lComm, lAPUsa e	Modelo 3: lComm, lCambio, lAPUsa e
	IMAQsa		
$B =$	$\begin{bmatrix} 0.08^{***} & 0 & 0 \\ -0.02^{***} & 0.06^{***} & 0 \\ 0.02^{***} & 0.01^* & 0.03^* \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} 0.08^{***} & 0 & 0 \\ 0.01^{**} & 0.07^{***} & 0 \\ 0.02^{***} & 0.01^{***} & 0.04^{***} \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} 0.08^{***} & 0 & 0 & 0 \\ -0.02^{***} & 0.05^{***} & 0 & 0 \\ 0.01^* & -0.00 & 0.07^{***} & 0 \\ 0.02^{***} & -0.00 & 0.01^{***} & 0.04^{***} \end{bmatrix}$
$EB =$	$\begin{bmatrix} 0.11^{***} & 0.01 & 0.02 \\ -0.02 & 0.06^{***} & -0.01 \\ 0.09^{**} & -0.05^{**} & 0.02 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} 0.10^{***} & 0.02 & -0.01 \\ 0.06^{***} & 0.02 & 0.06^{***} \\ 0.06^{***} & 0.02 & 0.05^{***} \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} 0.10^{***} & -0.02 & 0.02 & -0.01 \\ -0.03^* & 0.06^{***} & 0.01 & 0.00 \\ 0.05^{***} & -0.03^{**} & 0.02 & 0.05^{***} \\ 0.06^{***} & -0.03^{**} & 0.02 & 0.03^{**} \end{bmatrix}$

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação. A ordem das variáveis nas matrizes segue a ordem das variáveis descritas no título de cada um dos modelos. Os *t-values* foram calculados por *bootstrapping* com base em 2000 simulações. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Com relação às matrizes de impactos contemporâneos (*B*), os choques das variáveis dos modelos sobre o investimento em máquinas e equipamentos (IMAQsa) pode ser verificado na interseção de cada coluna com a última linha das matrizes *B*. Neste sentido, os choques advindos dos preços de commodities, primeira coluna da cada matriz, têm efeitos positivos e significativos sobre o investimento em todos os modelos estimados. Os choques contemporâneos do câmbio, segunda coluna, foram significativos a 10% no Modelo 1, porém no modelo completo, segunda coluna do Modelo 3, não se pode dizer que seja estatisticamente diferente de zero. Os choques contemporâneos do investimento público

sobre o investimento privado mostraram positivos e significativos em ambos os modelos, conforme colunas 2 e 3 dos Modelos 2 e 3, respectivamente.

Adotando o mesmo procedimento de análise para as matrizes de impactos de longo prazo (EB), observa-se que os choques de commodities sobre o investimento foram significativos, com efeitos positivos e persistentes em todos os modelos, na primeira coluna com última linha de todas as matrizes. Observando, os choques de câmbio sobre o investimento, os resultados diferem dos resultados dos choques contemporâneos, com efeitos negativos e significativos, conforme modelos 1 e 3. Os choques de longo prazo do investimento público sobre o investimento privado também se mostraram positivos, contudo não significativos.

Procurando explorar outras estratégias de identificação dos modelos, condicionais ao conjunto de restrições de justa identificação, testamos algumas hipóteses de restrições adicionais. Neste caso, os modelos SVEC foram re-estimados como forma a calcular as estatísticas de razão de verossimilhança que poderiam identificar um melhor ajuste dos modelos. As hipóteses testadas foram apresentadas na Tabela 5.

Tabela 5 - Testes de sobreidentificação dos modelos

Hipóteses	Teste RV para Modelo 1	Teste RV para Modelo 2	TesteRV para Modelo 3
H1: Câmbio não tem efeitos contemporâneos sobre o investimento privado	2.922 (0.087)	-	1.235 (0.266)
H2: Preço das commodities não tem efeitos persistentes sobre o câmbio	6.253 (0.012)	-	16.884 (0.000)
H3: Preço das commodities não tem efeitos persistentes sobre o investimento privado	105.280 (0.000)	76.341 (0.000)	74.141 (0.000)
H4: Preço das commodities não tem efeitos persistentes sobre o investimento público	-	64.068 (0.000)	42.532 (0.000)
H5: Investimento público não tem efeitos persistentes sobre investimento privado	-	10.963 (0.001)	23.134, (0.000)

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação. Estatística do teste de razão de verossimilhança, com distribuição qui-quadrado (1) distribuição. P-valores entre parênteses.

Dos resultados apresentados, pode-se assumir que a taxa de câmbio não exerce efeitos contemporâneos sobre o investimento privado em máquinas e equipamentos, sendo que as hipóteses de que $B_{3,2} = 0$, Modelo 1, e $B_{4,2} = 0$, não podem ser rejeitadas ao nível de significância de 5%. Todas as outras hipóteses foram rejeitadas e não se pode assumir que os choques nos preços internacionais de commodities não exerçam efeitos persistentes sobre câmbio, investimento público (IAPUsa) e investimento privado (IMAQsa). Da mesma forma, não se pode rejeitar a hipótese que o investimento público não exerce efeitos persistentes sobre o investimento privado.

4.3. FUNÇÕES DE RESPOSTA AO IMPULSO (IRFs)

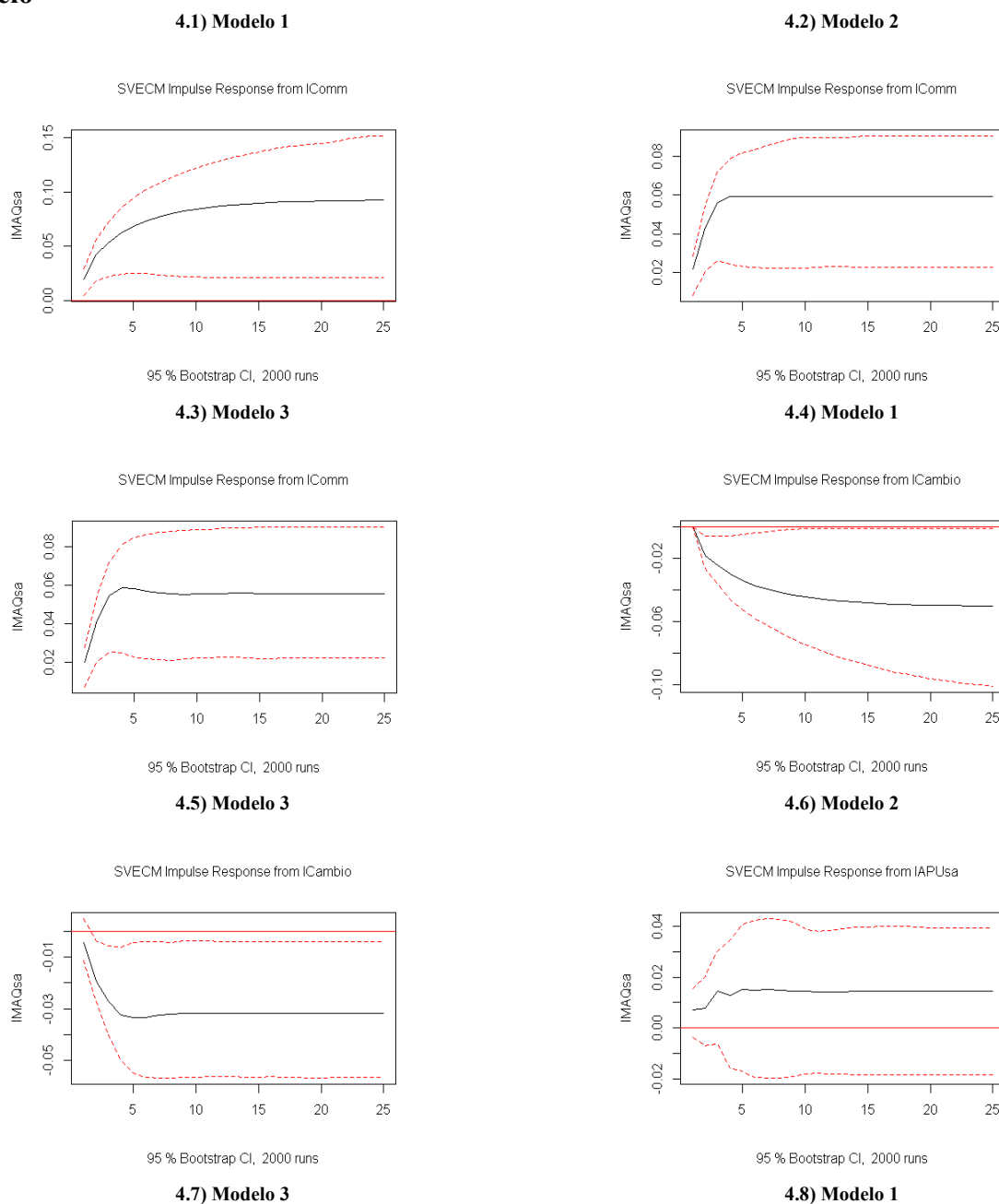
Nesta seção são apresentados os resultados obtidos com as funções de resposta ao impulso, conforme Figura 4. Tais funções foram obtidas simulando um choque de um desvio padrão de cada uma das variáveis dos modelos sobre o investimento em máquinas e equipamentos (IMAQsa). As IRFs das figuras 4.1 a 4.10 foram calculadas com intervalos de confiança de 95% construídos por *bootstrapping*, a partir de duas mil simulações. As IRFs 4.11 a 4.14 apresentam os valores médios do impulso de cada uma das variáveis em cada modelo, de forma a ter um efeito comparativo das respostas de acordo com o modelo analisado.

Analisando as IRFs, um choque de um desvio padrão nos preços das commodities internacionais, resulta em um impacto positivo sobre o investimento (IMAQsa), dentro dos limites do intervalo de confiança de 95%. Esses impactos são de cerca de 2% no índice de máquinas e equipamentos no primeiro trimestre se estabiliza em uma relação de equilíbrio de longo prazo, com efeitos persistentes de 9,2% após

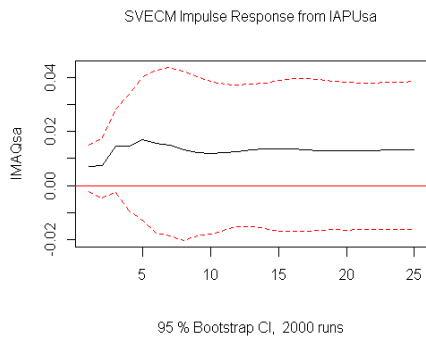
20 trimestres para o Modelo 1. Para o Modelo 2, os efeitos persistentes convergem mais rapidamente para uma taxa de 5,9% após 4 trimestres e para o Modelo 3, esta convergência ocorre após 10 trimestres para cerca de 5,6%.

As IRFs de uma desvalorização de um desvio padrão no câmbio real, aproximadamente 5% para todos os modelos, resultam em um impacto negativo sobre o investimento (IMAQsa) dentro de todo intervalo de confiança de 95%. Para os Modelos 1 e 3, o choque em câmbio resultam em impactos iniciais de -0,7% e -0,4%, respectivamente, sobre o investimento em máquinas e equipamentos. Estes choques convergem para o equilíbrio de longo prazo com efeitos permanentes de -5,4% e -3,2%, após, respectivamente, 20 e 7 trimestres.

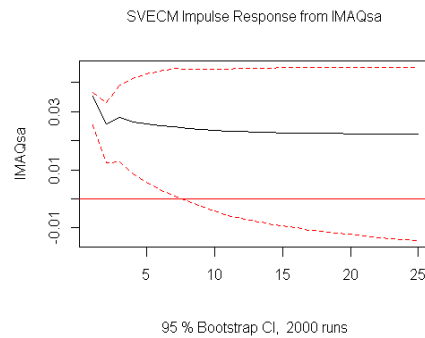
Figura 4 - Respostas do investimento privado (IMAQsa) a choques de 1 d.p. nas variáveis do modelo³



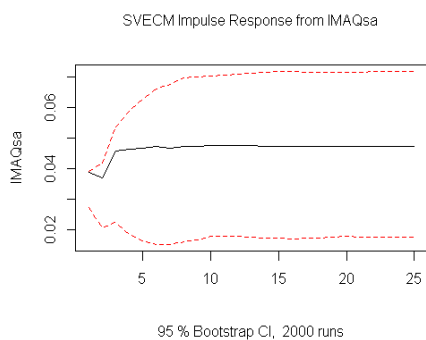
³ Os choques de um desvio padrão são de 7% para IComm, 5% para ICambio, 9% para IAPUsa e 3% de IMAQsa.



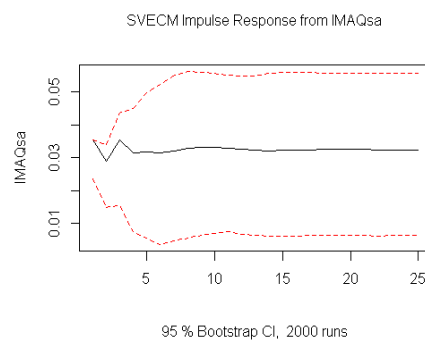
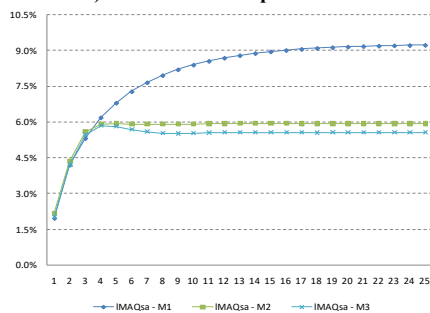
4.9) Modelo 2



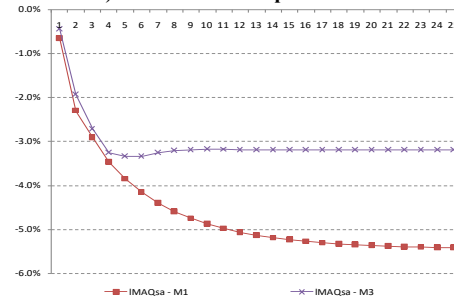
4.10) Modelo 3



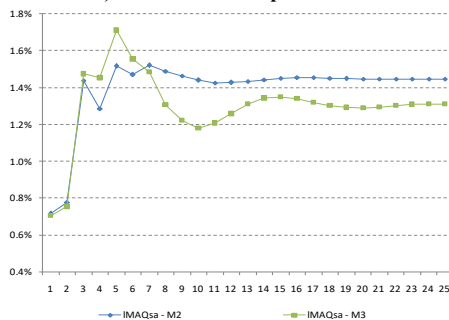
4.11) IRFs médio – Impulso IComm



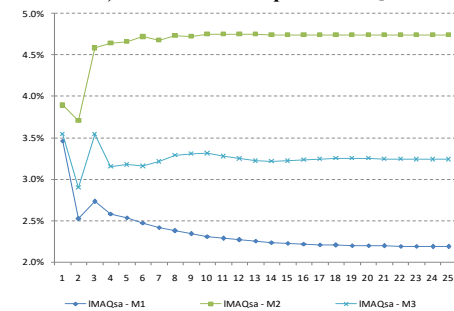
4.12) IRFs médios – Impulso ICambio



4.13) IRFs médio – Impulso IAPUsa



4.14) IRFs médio – Impulso IMAQsa



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

Os choques de um desvio padrão do investimento público (IAPUsa) resultam em um impacto médio positivo sobre este investimento em máquinas e equipamentos. Contudo, ao observar os respectivos intervalos de confiança de 95%, os resultados são controversos, ainda que o efeito médio tenha sido positivo, existe uma probabilidade de que este choque resulte em efeitos negativos sobre o investimento privado. Para os Modelos 2 e 3, o choque em câmbio real resulta em impactos iniciais de 0,7% sobre o investimento em máquinas e equipamentos. Este choque converge para o equilíbrio de longo prazo com efeitos permanentes médios de 1,4% e 1,3%, após, respectivamente, 10 e 12 trimestres.

As IRFs de um choque em investimento em máquinas e equipamentos nos Modelos 1, 2 e 3, resultam em impactos iniciais de 3,5%, 3,9% e 3,5% sobre a mesma variável. Estes choques convergem

para o equilíbrio de longo prazo com efeitos permanentes médios de 2,2% e 4,7% e 3,2%, após, respectivamente, 14, 5 e 4 trimestres. Interessante ressaltar no perfil das funções respostas, dado o vetor cointegrante, onde um excesso de investimento com relação ao equilíbrio de longo prazo resulta em uma menor taxa de crescimento no momento posterior, o que provoca o perfil oscilante das IRFs.

Os impulsos médios de todos os modelos, agrupados por variável de impulso, são apresentadas nas Figuras 4.11 a 4.14. De uma maneira geral, desprendem-se as seguintes conclusões iniciais: (i) relação positiva entre preço internacionais das commodities e investimento privado em máquinas e equipamentos ; (ii) a taxa de câmbio real parece apresentar uma relação inversa com o investimento privado; e (iii) na maior parte das simulações o investimento público exerceu uma influência complementar ao investimento privado, ou seja, teve um efeito *crowding in* sobre o investimento em máquinas e equipamentos.

4.4. ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO DA VARIAÇÃO DO ERRO DE PREVISÃO

Para avaliar a importância relativa dos choques das variáveis de cada modelo sobre o investimento privado em máquinas e equipamentos, utiliza-se a decomposição da variância do erro de previsão desta variável, conforme Tabela 6. De acordo com nossas estimativas, no curto prazo, os erros relacionados ao próprio investimento dominam o erro de previsão, mas já a partir do quarto trimestre as variações nos preços das commodities são a fonte dominante da dinâmica do investimento.

Para o Modelo 1, observa-se que no primeiro trimestre os choques nas variáveis de investimento privado (IMAQsa) respondem por mais de 75% na variação dessa variável. Contudo, esta proporção cai para cerca de 24% após 4 trimestres e no longo prazo passam a responder por menos de 7% das variações. Movimento contrário ocorre com os choques nos preços das commodities, os quais no longo prazo respondem por 73% da variância de investimento privado em máquinas e equipamentos (IMAQsa). Ainda, os choques na taxa real de câmbio representam 20,5% das variações no investimento, após 24 trimestres.

Para o Modelo2, chama a atenção a pequena influência do investimento das administrações públicas sobre o erro de previsão das variáveis em estudo, respondendo por 3,5% da variação em máquinas e equipamentos, após 24 trimestres.

Para o Modelo 3, que inclui câmbio e investimento público no mesmo modelo, observa-se comportamento semelhante aos modelos anteriores, sobressaindo que apesar dos erros de previsão dos erros das commodities ainda dominarem a variância do investimento, esta relação diminui consideravelmente com relação ao Modelo 1, vindo a situar-se em 57,4% da variância do investimento privado.

Tabela 5 - Decomposição das variâncias

Trim.	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3			
	ϵ_t^{Comm}	ϵ_t^{Cambio}	ϵ_t^{IMAQsa}	ϵ_t^{Comm}	ϵ_t^{IAPUsa}	ϵ_t^{IMAQsa}	ϵ_t^{Comm}	ϵ_t^{Cambio}	ϵ_t^{IAPUsa}	ϵ_t^{IMAQsa}
1	23,7%	0,0%	76,3%	23,4%	2,5%	74,1%	23,5%	1,1%	2,9%	72,5%
4	63,1%	12,9%	24,1%	54,2%	2,9%	42,9%	54,8%	13,9%	3,4%	27,8%
8	69,7%	17,0%	13,2%	57,0%	3,4%	39,6%	56,6%	17,1%	3,9%	22,4%
12	71,6%	18,7%	9,7%	57,7%	3,4%	38,9%	57,1%	17,8%	3,5%	21,7%
18	72,6%	19,9%	7,5%	58,1%	3,5%	38,4%	57,4%	18,2%	3,4%	20,9%
24	73,0%	20,5%	6,5%	58,3%	3,5%	38,2%	57,6%	18,4%	3,4%	20,6%

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

4.5. DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Em todos os modelos estimados observamos uma relação consistente no qual os níveis de preços das commodities têm efeitos sobre a taxa de câmbio real, que por sua vez impactam o investimento privado e o investimento público. Mais ainda, estas variáveis guardam uma relação de longo prazo, na

qual choques que possam ocorrer em alguma das variáveis dos modelos repercutem sobre o sistema, mas este tende a um novo equilíbrio de longo prazo. A dinâmica por trás de um choque positivo no preço das commodities é intuitiva - ele atua como um choque de renda que aumenta a demanda de consumo por bens domésticos, aumentando seu preço relativo e apreciando a moeda. O aumento da absorção via consumo cria incentivos para o setor de bens de investimento, incentivando positivamente a demanda e o preço dos bens de capital e, dado que os bens domésticos ficam relativamente mais caros, as exportações, diferentes de commodities, caem. Esta situação cria uma situação de consumo e investimento pró-cíclicos e voláteis (Fernandez *et al.*, 2018).

Com respeito às IRFs, verificamos que: (i) existe uma relação positiva e significativa entre preço de commodities e investimento privado; (ii) a taxa decâmbio apresenta uma relação negativa e significativa com o investimento privado; e (iii) na maior parte das simulações o investimento público exerceu uma influência complementar ao investimento privado, ou seja, teve um efeito *crowding in* sobre o investimento em máquinas e equipamentos.

Estes resultados estão em linha com os obtidos por maior parte da literatura especializada. Como exemplo, pode-se citar Cavalcanti *et al.* (2014), Fernandez *et al.* (2018), Fornero *et al.* (2016), FMI (2015) e dos Santos *et al.* (2016). Em Fernandez *et al.* (2018), encontramos que os preços das commodities específicas de cada país nas pequenas economias emergentes de mercado são pró-cíclicas e lideram o ciclo de produção, consumo e investimento. Além disso, são contracíclicas as taxas de câmbio reais e as medidas de prêmio de risco externo.

Em dos Santos *et al.* (2016) encontramos resultados semelhantes para a relação negativa entre investimento e taxa de câmbio real. Conforme os autores, “igualmente complexa e controversa é a relação negativa entre a taxa de câmbio real e a FBCF verificada nos dados trimestrais”. Os canais de transmissão seriam: i) custo do investimento, reduzindo o custo das importações de bens de capital; ii) valorização cambial refletiria um relaxamento da restrição externa, viabilizando uma flexibilização da política monetária e, portanto, um maior crescimento da demanda agregada; e iii) efeito balanço e riqueza conforme Krugman (1999) e Allen *et al.* (2010), para os quais uma elevada participação do endividamento externo das empresas, com relevante descasamentos de moedas na composição de seus ativos e passivos, uma desvalorização cambial poderia afetar negativamente balanço patrimonial e/ou a rentabilidade de uma empresa.

Em linha com os resultados encontrados em Fornero *et al.* (2016) e Fernandez *et al.* (2018), os choques de commodities sobre o investimento são persistentes em todos os três modelos estimados. Neste sentido, os autores entendem que, quando os choques são persistentes, a resposta do investimento e do PIB real, são ampliadas. Em nossas estimativas, um choque de um desvio padrão em commodities resulta em um crescimento no nível dos investimentos privados, de maneira persistente, em cerca de 6%.

Com relação aos choques na taxa de câmbio real sobre investimentos privados, nossos resultados apontam que não há relação negativa em relações contemporâneas, porém há efeitos negativos persistentes, que indicam convergência com queda no nível do investimento privado em aproximadamente 3% após 7 trimestres, conforme resultados do Modelo 3 (Tabelas 2 e 3 e Figura 4).

Os choques de um desvio padrão do investimento público sobre o investimento privado resultam em um impacto médio positivo sobre o último. Voltando a dos Santos *et al.* (2016) observamos resultados semelhantes, dado que estes autores encontram uma relação positiva, complementar, entre o investimento privado e o investimento público. Contudo, em nossos resultados existe alguma probabilidade de que o efeito seja na verdade negativo. Desta forma, nossos resultados são menos conclusivos que dos Santos *et al.* (2016) no que diz respeito à relação do investimento privado com o investimento público.

A importância dos choques em commodities sobre a dinâmica do investimento no Brasil é reforçada pela análise de decomposição da variação do erro de previsão. Nesta análise todos os resultados apontaram para que as variações em commodities sejam a fonte dominante da dinâmica do investimento privado em máquinas e equipamentos, respondendo por aproximadamente 57% da variância do investimento privado já a partir do 8º trimestre, conforme aponta os resultados do Modelo 3.

5. CONCLUSÕES

Neste estudo foram analisados os impactos de choques nos preços internacionais de commodities sobre os níveis de investimento público e privado para o Brasil. Para tanto, procedeu com abordagem de Vetores Autoregressivos Estruturais (SVAR) por meio da estimação de três modelos, nos quais os impactos da taxa de câmbio e do investimento público (IAPUsa) sobre o investimento privado (IMAQsa) foram tomados individualmente (Modelo 1 e Modelo 2), para na sequência analisar seus impactos conjuntos (Modelo 3). A identificação de vetores cointegrantes entre os vários modelos propostos neste estudo viabilizou a especificação de Modelos de Vetores de Correção de Erros Estruturais (SVEC), possibilitando distinguir as relações contemporâneas e persistentes dos choques estruturais.

Os principais resultados encontrados são: i) um crescimento dos preços das commodities provoca um efeito expansionista na economia, em linha com prévios estudos para outros países exportadores de commodities. Neste sentido, a maior renda advinda do aumento do valor exportado via maior preço das commodities, aumenta a demanda doméstica e, portanto, estimula a produção doméstica. Parte desta expansão é causada pelos efeitos positivos e defasados sobre o investimento em setores de commodities que podem extravasar para outros setores produtores de bens não comercializáveis; ii) choques sobre a taxa de câmbio real têm efeitos negativos sobre o investimento. Neste caso, como a renda inesperada é gerada por termos de troca mais favoráveis, a resposta da produção doméstica real é mais moderada do que a da renda da demanda doméstica. Consistente com o efeito da doença holandesa, a resposta da oferta interna ao aumento da renda doméstica ocorre de forma desproporcional no setor de bens não comercializáveis, porque a demanda por bens comercializáveis pode ser parcialmente suprida pelo aumento das importações, levando a um déficit em transações correntes. No processo, os preços dos bens e serviços relativamente escassos e não-comercializáveis aumentam em relação aos preços dos bens comercializáveis, e a taxa de câmbio real se valoriza; e iii) de acordo com a decomposição da variância dos erros de previsão, de fato os choques em commodities têm sido os determinantes fundamentais da dinâmica de investimento no Brasil.

Estes resultados, só recentemente debatidos no meio acadêmico brasileiro, põem a dinâmica de investimento e crescimento da economia fortemente sujeita a determinantes externos. Os resultados para os choques de câmbio também se inserem de modo interessante no debate econômico existente para o Brasil. Por um lado, conforme os mecanismos causais aqui apontados, um choque nos preços das commodities acabam por causar uma valorização da taxa de câmbio, uma vez que parte da demanda interna mais alta poderia ser suprida com a importação de bens comercializáveis, em linha com o processo de doença holandesa citado por Bresser-Pereira (2008, 2010). Por outro, os efeitos de valorização da taxa de câmbio acabam por aumentar o investimento privado, seja pelo menor custo das importações, pela flexibilização da política monetária ou mesmo pelo efeito balanço das empresas. Neste caso, claramente existem setores ganhadores e perdedores dentro deste processo que a análise agregada aqui desenvolvida acaba por mascarar. Uma proposta pesquisa poderia abrir os determinantes do investimento de forma setorial, procurando evidenciar como os diferentes setores respondem a estes mecanismos de transmissão.

Desta forma, observamos que os resultados obtidos ressaltam a influência externa sobre a dinâmica de investimento no Brasil, e sua relação com os conhecidos “voos de galinha” da economia brasileira aparecem naturalmente. Neste sentido, Gruss (2014) advertia que o fim do *boom* dos preços das commodities acarretaria um impacto significativo no crescimento dos países exportadores de commodities da América Latina e Caribe (ALC). Mais interessante ainda é observar as recomendações do autor àquela época: “estando a desaceleração econômica vinculada ao fim do superciclo de commodities, o uso de estímulos do lado da demanda para manter o crescimento a taxas elevadas recentes não seria justificado e poderia dar origem a desequilíbrios macroeconômicos problemáticos”. Sugeriu também que os formuladores de políticas nessas economias deveriam trabalhar para enfraquecer a ligação entre os preços das commodities e a atividade econômica, a fim de evitar a dinâmica de expansão e recessão frequentemente associada aos ciclos passados de commodities.

Neste sentido, uma recomendação que surge desta pesquisa é que se a política fiscal é conduzida com uma regra fiscal contracíclica, isso pode ajudar a reduzir os choques de commodities. Por outro lado,

na ausência de uma regra fiscal ou na existência de regras pró-cíclicas, os governos podem ampliar os efeitos do ciclo de negócios advindos dos choques sobre os termos de troca. Reformas econômicas no sentido de construir mecanismos amortecedores dos ciclos e que auxiliem o crescimento do PIB potencial poderiam ser extremamente úteis a países como Brasil, minimizando a ocorrência dos “voos de galinha” associados à dinâmica de expansão e recessão advindos dos ciclos de commodities. Uma referência aos formuladores de políticas poderia ser o modelo do Chile, país no qual se adotou uma estrutura fiscal anticíclica formal, determinada pelas receitas dos recursos naturais, e criando a um fundo de estabilização com o objetivo de minimizar a volatilidade da despesa pública.

6. REFERÊNCIAS

- ALLEN, M.; ROSENBERG, C.; KELLER, C.; SETSER, B. E ROUBINI, ALLEN. (2010), A Balance Sheet Approach to Financial Crisis. IMF Working Paper.
- ALEXEEV, M.; CONRAD, R. (2009). The elusive curse of oil. *The Review of Economics and Statistics*, 91(3), p. 586-598.
- BLANCHARD, O. J.; GALI, J. (2007) The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why are the 2000s so different from the 1970s? National Bureau of Economic Research, 2007.
- BODART, V.; CANDELON, B.; CARPANTIER, J. F. (2012). Real exchange rates in commodity producing countries: A reappraisal. *Journal of International Money and Finance*, 31(6), p. 1482-1502.
- BREITUNG, J.; BRÜGGEMANN, R.; LÜTKEPOHL, H. Structural Vector Autoregressive Modeling and Impulse Responses. In: LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. *Applied Time Series Econometrics* (2004). Cambridge University Press, p. 159-196.
- BRESSER-PEREIRA, L.C. (2008), “Dutch disease and its neutralization: a Ricardian approach”. *Revista de Economia Política*, 28(1), p. 47-71.
- BRESSER-PEREIRA, L.C. (2010). *Globalization and Competition*. Cambridge: Cambridge University Press.
- BRUNNSCHWEILER, C. N.; BULTE, E. H. (2008). The resource curse revisited and revised: A tale of paradoxes and red herrings. *Journal of Environmental Economics and Management*, 55(3), p. 248-264.
- CAMACHO, M.; PEREZ-QUIROS, G. (2014). Commodity Prices and the Business Cycle in Latin America: Living and Dying by Commodities? *Emerging Markets Finance and Trade* 50, p. 110–137. <https://doi.org/10.2753/REE1540-496X500207>.
- CASHIN, P., CÉSPÉDES, L. F., & SAHAY, R. (2004). Commodity currencies and the real exchange rate. *Journal of Development Economics*, 75(1), p. 239-268.
- CAVALCANTI, T.; MOHADDES, K.; RAISSI, M. (2014) Commodity Price Volatility and the Sources of Growth. *Journal of Applied Econometrics*. <https://doi.org/10.1002/jae.2407>.
- CHEN, Y. C.; ROGOFF, K. (2003). Commodity currencies. *Journal of International Economics*, 60(1), p. 133-160.
- COLLIER, P., & GODERIS, B. (2012). Commodity prices and growth: An empirical investigation. *European Economic Review*, 56(6), p. 1241–1260.
- COSTA, F.; GARRED, J.; PESSOA, J. P. (2016). Winners and losers from a commodities-for-manufactures trade boom. *Journal of International Economics*, 102, p. 50-69.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 49(4), p. 1057-1072.
- Dos SANTOS, C.H; ORAIR, R; GOBETTI, S; FERREIRA, A; ROCHA, W; SILVA, H; BRITTO, J.M. (2012). Estimativas Mensais da Formação Bruta de Capital Fixo Pública no Brasil 2002-2010. *Economia Aplicada*, v.16, n. 3, 2012, p. 445-473.
- Dos SANTOS, C. H. M.; MODENESI, A. M.; SQUEFF, G.; VASCONCELOS, L.; MORA, M.; FERNANDES, T.; MORAES, T; SUMMA, I; BRAGA, J. (2016) Revisitando a dinâmica trimestral do investimento no Brasil: 1996-2012. *Revista de Economia Política (Online)*, v. 36, p. 190-213. <https://doi.org/10.1590/0101-31572016v36n01a11>.
- FACHINELLI, A. S. (2014). Cointegração e Correção de Erro para a Formação Bruta de Capital Fixo no Brasil Pós-Plano Real. *Revista Economia & Tecnologia (RET)*. Volume 10, Número 1, p. 31-44.

- FERNÁNDEZ, A.; GONZÁLEZ, A.; RODRIGUEZ, D. (2018). Sharing a ride on the commodities roller coaster: Common factors in business cycles of emerging economies. *Journal of International Economics* 111, p. 99–121.
- FMI – FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. (2015). *World Economic Outlook: Adjusting to Lower Commodity Prices*. Washington (October 2015). ISBN 978-1-51352-073-5.
- FMI – FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. (2016). *World Economic Outlook: Subdued Demand: Symptoms and Remedies*. Washington (October 2016).
- FMI - FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. (2017) *Regional Economic Outlook. Western Hemisphere: tale of two adjustments*. Washington (Apr. 2017). ISBN 978-1-47557-522-4.
- FORNERO, J.A.; KIRCHNER, M.; YANY, A. (2016). Terms of trade shocks and investment in commodity-exporting economies. Banco Central de Chile. [online] Available at: <http://si2.bcentral.cl/public/pdf/documentos-trabajo/pdf/dtbc773.pdf> [Accessed 31 Mar. 2019].
- GRUSS, B. (2014). After the boom—commodity prices and economic growth in Latin America and the Caribbean. *International Monetary Fund*. WP/14/154.
- JOHANSEN, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica* 59, p. 1551– 1581.
- KILIAN, L. (2009). Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *American Economic Review* 99, p. 1053–69.
- KRUGMAN, P. (1999). “Balance Sheets, the Transfer Problem, and Financial Crises”. *International Tax and Public Finance*, 6, p. 459-472.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C., SCHMIDT, P., & SHIN, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54(1-3), p. 159-178.
- LEDERMAN, D.; MALONEY, W. F. (2006). *Natural Resources: Neither Curse Nor Destiny*, Stanford University Press, Palo Alto, CA.
- MAGUD, N.; SOSA, S. (2015) *Investment in Emerging Markets We Are Not in Kansas Anymore...Or Are We?* IMF Working Paper. WP/15/77.
- PFUFF, B. (2008). VAR, SVAR and SVEC Models: Implementation Within R Package vars. *Journal of Statistical Software*, 27(4). URL <http://www.jstatsoft.org/v27/i04/>.
- RADETZKI, M.; EGGERT, R. G.; LAGOS, G.; LIMA, M.; TILTON, J. E. (2008). The boom in mineral markets: How long might it last? *Resources Policy*, 33(3), p. 125-128.
- SALA-I-MARTIN, X.; SUBRAMANIAN, A. (2012). Addressing the Natural Resource Curse: An Illustration from Nigeria. *Journal of African Economies*, 22(4), p. 570–615.
- SACHS, J. D., & WARNER, A. (1999). Natural Resource Abundance and Economic Growth. National Bureau of Economic Research, working paper n. 5398. (1995, revised 1997, 1999). Available at: <http://www.nber.org/papers/w5398>.
- SACHS, J. D., & WARNER, A. M. (2001). The curse of natural resources. *European Economic Review*, 45(4-6), 827–838
- STARITZ, C. (2012). Financial markets and the commodity price boom: Causes and implications for developing countries. *Working Paper No. 30, Austrian Foundation for Development Research (ÖFSE)*.

7. ANEXOS

Tabela A.1 - Teste de Raiz Unitária – 1996:Q1 – 2017:Q2

Variáveis	ADF (k)		KPSS (4)	
	Sem tendência	Com tendência	Sem tendência	Com tendência
Em nível				
Commodities	-1,29(2)	-1,28(2)	1,36 ***	0,24***
Câmbio	-1,67 (1)	-2,40 (1)	1,09 ***	0,19 **
FBCF APU	-1,38 (9)	-1,61 (9)	1,00 ***	0,17 **
FBCF Total	-1,12(7)	-2,20 (8)	1,44 ***	0,19 **

FBCF Maq. Equip.	-1,24 (1)	-1,23 (1)	1,29***	0,20 **
FBCF Construções	-1,35 (7)	-2,18(7)	1,34 ***	0,20 **

Em primeira diferença

Δ Commodities	-6,47 (1) ***	-6,48 (1) ***	0,15	0,10
Δ Câmbio	-6,12(3) ***	-6,09 (3) ***	0,09	0,09
Δ FBCF APU	-5,50 (3) ***	-5,58 (3) ***	0,16	0,12*
Δ FBCF Total	-3,12 (5) **	-3,14 (12) *	0,25	0,18**
Δ FBCF Maq. Equip.	-5,65 (1) ***	-5,60(1) ***	0,22	0,12*
Δ FBCF Construções	-6,45(1) ***	-6,43 (1) ***	0,32	0,17 **

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação. *Notas:* A hipótese nula para o teste ADF é que a série tem raiz unitária, enquanto a hipótese nula para o teste KPSS é que a série temporal é estacionária. Para definição do número de lags para o teste ADF, foram utilizados verificados os seguintes métodos: Akaike Info Criterion, Final PredictionError; Hannan-Quinn Criterion; e Schwarz Criterion. Para o teste KPSS adotou-se defasagem máxima de $k = 4$. Os valores críticos para o teste ADF são: a) sem tendência: 1% = -3,43; 5% = -2,86; 10% = -2,57; e b) com tendência: 1% = -3,96; 5% = -3,41; 10% = -3,13. Os valores críticos para o teste KPSS são: a) sem tendência: 1% = 0,739; 5% = 0,463; 10% = 0,347; e b) com tendência: 1% = 0,216; 5% = 0,146; 10% = 0,119. *** Rejeição da hipótese nula ao nível de 1%; ** Rejeição da hipótese nula ao nível de 5%. * Rejeição da hipótese nula ao nível de 10%.

Tabela A.2 - Testes de diagnóstico

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Jarque-Beramultivariado: H0: normalidade			
Estatística	11,514	9,9141	6,6275
p-value	0,07373*	0,1283	0,1569
Teste para autocorrelação-Portmanteau: H0: ausência de autocorrelação			
Estatística	114,26	151,21	245,17
p-value	0,7647	0,0625*	0,1582
Teste para heterocedasticidade - ARCH-LM multivariado: H0: homocedástico			
Estatística	199,44	178,63	488,6
p-value	0,1527	0,5148	0,6334

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.