

O movimento conjunto dos preços das *commodities*: evidências e implicações*

Marcos Tadeu Caputi Lélis**

André Moreira Cunha***

Priscila Linck****

Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da
Universidade do Vale do Rio dos Sinos (Unisinos)
Professor do Departamento de Economia e Relações
Internacionais da Universidade Federal do Rio Grande do Sul
(UFRGS) e pesquisador do Conselho Nacional de
Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq)
Graduada em Economia pela Unisinos

Resumo

O presente artigo tem por objetivo avaliar a hipótese de que os preços de *commodities* apresentam tendência ao movimento conjunto. Para tanto, são utilizadas algumas abordagens econométricas alternativas: modelos de mudança de regimes *markovianos* e modelos de vetores autorregressivos/vetoriais de correção de erros (VAR/VEC) ajustados e VAR/VEC pela raiz inversa do polinômio, aqui combinados com os modelos estruturais em formato de espaço de estado, para tratar as irregularidades detectadas nas séries temporais utilizadas. Procura-se, assim, contribuir para a literatura prévia de duas formas: por meio de evidências adicionais e atualizadas para o período 1992-2016 e por meio da discussão das implicações normativas dos resultados, tendo em mente a experiência recente da América Latina e, mais especificamente, do Brasil.

Palavras-chave: comovimento de preços de *commodities*; economias latino-americanas; especialização produtiva

Abstract

This paper aims at analyzing the co-movement of commodity prices by using a few different econometric approaches, the Markov-Switching Models of regime change and the vector error correction (VEC) models, complemented by state space models, which allows to endogenously correct irregularities in the time series analyzed. The authors seek to contribute to the previous literature by providing fresh evidence for the period between 1992 and 2016 and by discussing some normative implications of the results to the Latin American countries, especially Brazil.

Keywords: commodity prices co-movement; Latin American economies; trade specialization

1 Introdução

Nos últimos anos, tem havido um renovado interesse na literatura especializada com respeito à dinâmica de preços nos mercados de *commodities* e seus efeitos no desempenho econômico de países produtores e exporta-

* Artigo recebido em 26 set. 2017.

Revisora de Língua Portuguesa: Elen Jane Medeiros Azambuja

** E-mail: mlelis@unisinos.br

*** E-mail: andre.cunha@ufrgs.br

**** E-mail: priscila.linck@hotmail.com

dores de recursos naturais (IMF, 2015; Nash; Sinnot; Torre, 2010; World Bank, 2016). Para aquela, o assim chamado superciclo de alta em tais preços resultou, entre outras coisas, em: (a) aceleração do crescimento da renda; (b) melhoria nas contas externas e na situação fiscal; (c) ampliação de gastos sociais, com efeitos positivos sobre indicadores de desenvolvimento humano; e (d) expansão do crédito doméstico, com valorização das moedas e ativos locais. É bem verdade que a relação entre mercados financeiros e mercados de *commodities* é complexa, na medida em que os ciclos financeiros afetam os movimentos de preços dos recursos naturais, enquanto a alta desses retroalimenta aqueles, especialmente nas economias emergentes e nas em desenvolvimento (Black, 2015; Prates, 2007).

No período recente, especialmente depois de 2014, observou-se o que parece ser o fim daquele superciclo. A queda dos preços das *commodities* reverteu, pelo menos parcialmente, os ganhos prévios dos termos de intercâmbio. Isso produziu impactos recessivos no lado real das economias produtoras e exportadoras de recursos naturais e efeitos desestabilizadores nos seus mercados financeiros (World Bank, 2016). Tal dinâmica foi intensa na América Latina, particularmente na América do Sul. Já há consolidada literatura que sugere que os ciclos de negócios na região se caracterizam por uma maior volatilidade, uma elevada propensão às rupturas severas e a retomadas tímidas, em comparação com economias avançadas e outras economias emergentes (Alberola-Ila; Benigno, 2017; Caldentey; Titelman; Carvallo, 2013; Reinhart; Reinhart; Trebesch, 2016). Aparentemente, isso se deve à combinação de especialização produtiva e comercial em produtos intensivos em recursos naturais e grau de abertura financeira. Ademais, ao se olhar para o longo prazo, tal perfil teria o potencial de reduzir o crescimento e ampliar a vulnerabilidade externa. Essa constatação pode ser encontrada em trabalhos que partem de abordagens teoricamente distintas, como a teoria neoclássica do crescimento econômico (Sachs; Warner, 1995, 1997), a economia da complexidade (IMF, 2015), o estruturalismo cepalino (Pérez Caldentey; Vernengo, 2016; Rodriguez, 2009) e a visão pós-keynesiana de crescimento com restrição de balanço de pagamentos (Thirlwall, 2011).

É nesse contexto que o presente trabalho se insere. Sua preocupação central é verificar se, de fato, há um maior comovimento dos preços das distintas categorias de *commodities*, na medida em que tal possibilidade restringe ainda mais as eventuais estratégias de diversificação produtiva e exportadora dentro do segmento de recursos naturais. Assim, se *commodities* diversas — de produtos agrícolas a petróleo, passando por distintos minerais metálicos — apresentam a mesma dinâmica de preços, a diversificação em *commodities* pode não eliminar os problemas de crescimento no longo prazo derivados desse padrão de especialização produtiva e comercial. A expectativa de que, ao longo da evolução cíclica, algumas *commodities* possam substituir outras para viabilizar o crescimento no longo prazo pode ser ilusória.

Em geral, a perspectiva que sugere essa possibilidade de diversificação emergiu na literatura recente a partir da constatação da existência de relação estreita entre o comportamento dos mercados de *commodities* e a dinâmica de crescimento de alguns países emergentes, particularmente da China. O gigante asiático converteu-se no principal consumidor global da maioria das *commodities* (Kolerus; N'Diaye; Saborowski, 2016). Assume-se que a substituição de um padrão de crescimento chinês marcado pela expansão dos investimentos e das exportações e, com isso, intensivo na utilização de *commodities* energéticas e metálicas, mas, também, mais vinculado à dinamização do mercado interno e do setor de serviços domésticos e com níveis mais elevados de renda *per capita* ampliaria e sofisticaria a demanda por alimentos, bebidas, etc., com efeitos benéficos para as *commodities* agrícolas. Caberia, portanto, aos países exportadores reorientar sua produção para aproveitar tal estímulo externo (Araújo et al., 2016; World Bank, 2016).

Para verificar a hipótese de que os preços de *commodities* apresentam tendência ao movimento conjunto, este trabalho utiliza duas abordagens econométricas alternativas: modelos de mudança de regimes markovianos e modelos vetoriais de correção de erros (VEC), aqui combinados com os modelos estruturais em formato de espaço de estado, para tratar as irregularidades detectadas nas séries temporais utilizadas, tais como quebras estruturais e *outliers*. Assim, faz-se a comparação da dinâmica de diferentes tipos de *commodities* entre si e, na sequência, avalia-se a relação do movimento dos preços das *commodities*. Procura-se, assim, contribuir para a literatura prévia (ver seção 2) por meio de evidências adicionais e atualizadas com o emprego desses métodos. Adicionalmente, procura-se discutir algumas implicações normativas dos resultados, tendo em mente a experiência recente da América Latina.

Além desta **Introdução**, o trabalho apresenta uma breve revisão da literatura pertinente (seção 2), os exercícios empíricos realizados (seção 3) e, à guisa de conclusão, a discussão das algumas implicações dos resultados (seção 4).

2 O movimento conjunto dos preços das commodities: breve revisão da literatura

A preocupação com a evolução dos preços das *commodities* e com o impacto da especialização da produção e da exportação de recursos naturais sobre a dinâmica de crescimento de longo prazo é objeto de rica literatura teórica e empírica (Nash; Sinnot; Torre, 2010; World Bank, 2016). Trabalhos pioneiros, como os de Prebisch (1950) e Singer (1950), levantaram a hipótese de tendência estrutural de deterioração dos termos de intercâmbio nos países produtores e exportadores de recursos naturais. Para essa tradição, se os preços das *commodities* crescem menos do que os preços das manufaturas no longo prazo e se há diferenças nas elasticidades-renda daqueles dois grupos de mercadorias, emergem, como tendência dominante, problemas crônicos nas contas externas de países que se especializam na produção e na exportação de recursos naturais. Por decorrência, amplia-se a instabilidade cíclica e limita-se o potencial de crescimento econômico. Tal literatura ganhou corpo com o desenvolvimento dos modelos keynesianos de crescimento com restrições do balanço de pagamentos (Thirlwall, 2011).

Mesmo trabalhos que partem de modelos neoclássicos, que ignoram a demanda como fonte de dinamismo no longo prazo, encontram evidências empíricas de que países que se especializam na produção e na exportação de recursos naturais, controlados os outros determinantes convencionais do crescimento, tendem a crescer menos (IMF, 2015; Sachs; Warner, 1995, 1997). A polêmica sobre a validade da hipótese de Prebisch-Singer e a existência de uma “maldição dos recursos naturais” diminui quando se trata da análise da volatilidade dos preços das *commodities* e dos efeitos, pelo menos no curto prazo, da sua evolução sobre o ciclo de negócios das economias emergentes e em desenvolvimento. Há maior convergência teórica e empírica na constatação de que esses preços são muito voláteis, a despeito de sua tendência de longo prazo, e que tal instabilidade se transmite para a dinâmica macroeconômica doméstica (Alberola-Illa; Benigno, 2017; Caldenteu; Titelman; Carvallo, 2013; Reinhart; Reinhart; Trebesch, 2016).

Para efeitos do presente artigo, optou-se por destacar uma dimensão dessa literatura tão vasta, qual seja: a comparação dos movimentos dos preços entre diferentes tipos de *commodities*, considerando o seu ciclo recente de alta (Nicola; Pace; Hernandez, 2014; World Bank, 2016). Nesse sentido, o trabalho de Pindyck e Rotemberg (1990) pode ser considerado um marco importante na discussão sobre a existência de um movimento conjunto dos preços das *commodities*. Esses autores analisam dados mensais para preços médios de sete *commodities* entre 1960 e 1985 e constatam que o movimento conjunto dos preços se dá mesmo quando controlados os efeitos do ambiente macroeconômico e das dinâmicas de mercado.¹ Atribuíram o “excesso de comovimento” ao comportamento de manada dos mercados financeiros. O comovimento pode ser negativo para exportadores, que ficam mais expostos a problemas na conta corrente quando da baixa sincronizada dos preços, e importadores, que sofrem pressões inflacionárias nos períodos de alta (Borensztein; Reinhart, 1994; Nash; Sinnot; Torre, 2010; World Bank, 2016).

Trabalhos posteriores criticaram a hipótese do comovimento de Pindyck e Rotemberg (1990). Alguns estudos, como o de Deb, Trivedi e Varangis (1996), apontam problemas de especificação no modelo original, que não teria tratado adequadamente questões de heteroscedasticidade e de quebras estruturais nas séries. Outros estudos, como os de Cashin, McDermott e Scott (1999) e de Ai, Chatrath e Song (2006), encontraram evidências de comovimento entre produtos que pertencem a um mesmo agregado de *commodities*, como os energéticos e os agrícolas, mas não entre os diferentes agregados.

Chunrong, Chatrath e Song (2006) partem da metodologia utilizada por Pindyck e Rotemberg (1990) para avaliar as séries de preços, produção, área plantada, oferta, estoque e perda de cinco *commodities* — trigo, cevada, milho, aveia e soja — em uma periodocidade mensal, para o intervalo entre janeiro de 1957 e setembro de 2002. O estudo indica que o comovimento entre os preços das *commodities* não é excessivo e pode ser explicado por choques macroeconômicos. Já Natanelov *et al.* (2011) aplicam um modelo de vetores autorregressivos/modelo vetorial de correção de erros (VAR/VEC) e identificam uma relação entre os preços futuros de algumas *commodities* (cacau, café, milho, soja, óleo de soja, trigo, arroz, açúcar e ouro) e os preços futuros do pretró-

¹ Pindyck e Rotemberg (1990) trabalharam com os preços médios de trigo, algodão, cobre, ouro, petróleo bruto, madeira serrada e cacau, de abril de 1960 a novembro de 1985. Sua matriz de correlação das variações dos logaritmos das séries e os testes de razão de probabilidade indicaram significância em nove das 21 correlações. Para captar os efeitos das variações nos preços das *commodities* sobre as variáveis macroeconômicas (índice de produção industrial; índice de preços; taxas de câmbios do dólar com a libra, o iene e o marco alemão; oferta de moeda; taxa de juros nominal e índice de ações), os autores estimaram um modelo de mínimos quadrados ordinários (MQO). O resultado indicou, em essência, que a oferta monetária e a inflação estavam associadas ao aumento de preços de todas as *commodities*, ao passo que o aumento da taxa de juros vinculou-se à queda dos preços.

leo. Os autores reconhecem que existem fatores não associados aos preços, especialmente os derivados do ambiente macroeconômico e político, que elevam a incerteza e a volatilidade das séries analisadas.

Byrne, Fazio e Fiess (2011) destacam a influência que o movimento dos preços das *commodities* exerce sobre as contas externas e a dinâmica inflacionária de distintos parceiros comerciais: o comovimento eleva os riscos de choques adversos sobre a conta corrente de produtores e exportadores de recursos naturais e as pressões inflacionárias em países importadores, quando em ciclos de alta. Seu estudo utiliza dados anuais de 1900 a 2008 para 24 séries e diferentes técnicas econométricas, como os modelos em painéis não estacionários e de vetores autorregressivos. Encontram evidências de comovimento e afirmam que esse se origina de variações da taxa real de juros. Mais recentemente, Nicola, Pace e Hernandez (2014), usando dados de 1970 a 2013, utilizaram a metodologia de painéis dinâmicos e definiram o comovimento pela análise da correlação condicional e não condicional das séries analisadas. Acharam evidências de comovimento entre as taxas de retorno de *commodities* energéticas e agrícolas. Porém, atribuíram seus resultados a fatores comuns de mercado, como as estruturas de custo e de demanda e o fato de que insumos agrícolas, como soja e milho, são utilizados para a produção de biocombustíveis. A taxa real de juros e o comportamento do mercado acionário em geral, de acordo com a Standard & Poor's 500 (S&P 500), não se mostraram relevantes estatisticamente para os mais de 50 modelos estimados.

A transmissão da volatilidade dos preços entre *commodities* é investigada por Serra, Zilberman e Gil (2010), que consideram o setor de etanol e fazem uso de um estimador de máxima verossimilhança e de uma estrutura de vetor de cointegração. As séries de preços utilizadas (petróleo bruto, etanol e açúcar) tiveram uma periodicidade semanal entre 14 de julho de 2000 e 29 de fevereiro de 2008. Foi aplicado o teste de cointegração de Johansen, que apontou uma relação cointegrada entre esse conjunto de preços. Ao mesmo tempo, o teste de verossimilhança não rejeitou a hipótese nula de exogeneidade dos preços do açúcar e do petróleo. Sendo assim, para os autores, a relação entre o etanol, o açúcar e o petróleo, no longo prazo, reflete a paridade a ser mantida entre o primeiro e os demais, para garantir o equilíbrio na indústria de etanol.

Libera (2009) aplica um modelo VEC e os testes de causalidade de Granger para avaliar os canais de transmissão entre preços do milho e da soja. As séries utilizadas foram de preços reais daqueles produtos e a cotação futura do preço do milho, com frequência mensal de julho de 1994 a junho de 2008. Os resultados obtidos pelo teste de cointegração apontam a rejeição da hipótese nula de não cointegração e, portanto, indicam uma relação de longo prazo entre as variáveis. O teste de causalidade destaca que o preço futuro do milho causa, no sentido de Granger, o preço real desse produto. As conclusões indicam que há integração e transmissão entre o preço futuro do milho e os preços reais do milho e da soja.

Bini, Canever e Denardin (2015) buscam estabelecer relações de correlação e de causalidade entre o preço das *commodities* enérgicas (etanol e petróleo) e das *commodities* agrícolas (cana, milho e soja), ambos em moeda local, no Brasil. Trabalham com dados mensais de janeiro de 2000 a junho de 2012. A metodologia utilizada foi a da cointegração, a partir de um modelo VEC. Além disso, foram aplicados testes de causalidade de Granger, com a hipótese de que a alta nos preços da energia eleva os preços das *commodities* agrícolas. De modo geral, tanto o VEC quanto a causalidade de Granger indicam que o petróleo não possui influências fortes e evidentes sobre os preços das *commodities* agrícolas no Brasil. Assim, a hipótese inicial não foi confirmada, podendo ser reflexo da inserção externa do Brasil, onde os preços da soja, do milho e do etanol são definidos pelo mercado americano.

O trabalho de Choi e Hammoudeh (2010) utilizou os modelos markovianos de mudança de regime para avaliar o comportamento da volatilidade do petróleo, das *commodities* industriais e do mercado de ações. Com isso, os autores puderam diferenciar os períodos de alta volatilidade e de baixa volatilidade e suas respectivas durações. Ademais, identificaram os canais de transmissão entre os dois regimes e os preços de *commodities* (petróleo WTI, petróleo Brent, ouro, prata e cobre), bem como sua relação com o mercado acionário estadunidense (índice S&P 500). Os dados semanais entre janeiro de 1990 e maio de 2006 serviram de base para a aplicação do modelo *Garth Markov-Switching* univariado, com dois regimes. Observou-se que o petróleo WTI tem maior volatilidade que as demais séries tanto no regime de alta quanto no de baixa, além de maior sensibilidade à interrupção de um regime de alta. Já o preço do ouro apresentou a menor volatilidade.

De modo geral, os resultados obtidos na literatura por meio da aplicação de diferentes métodos econométricos, em diferentes períodos e séries de preços, sugerem haver a possibilidade de comovimento entre os preços das *commodities*. Além disso, foram apontados indícios de transmissão de volatilidade entre os preços de diferentes *commodities* e relação com variáveis macroeconômicas. Cabe ressaltar que é comum a utilização de testes de correlação e de cointegração para a identificação de um comportamento comum entre as séries. Ademais, observa-se a utilização da metodologia VAR/VEC e de modelos de mudança de regimes markovianos. Nossa contribuição para a literatura está na combinação de métodos, na atualização das evidências e na discussão de suas implicações normativas para países produtores e exportadores de recursos naturais, como é o caso do Brasil.

3 Aplicação dos modelos MR, VAR e VEC

Esta seção apresenta a contribuição empírica da pesquisa aqui descrita, por meio da aplicação de dois metodologias econométricas, os modelos de mudança de regime de Markov (MR) e os modelos vetoriais de correção de erros², para o período compreendido entre o 1.º trim./92 e o 1.º trim./16.³ As séries de índices de preços utilizadas foram: (a) energia (ENE), que inclui os preços do petróleo, do gás natural e do carvão; (b) metais (ME), que abarca os preços do cobre, do minério de ferro, do estanho, do níquel, do zinco, do chumbo e do urânio; (c) matérias-primas agrícolas (MPA), que incluem os preços da madeira, do algodão, da lã, da borracha e dos couros; e (d) alimentos e bebidas (AB), que envolve os preços dos cereais, dos óleos vegetais, das carnes, dos frutos do mar, do açúcar, das bananas, das laranjas, do café, do chá e do cacau. A fonte de dados brutos foi o Fundo Monetário Internacional (IMF, 2017). Salienta-se, ainda, que essas quatro agregações compreendem todos os tipos de *commodities* individuais que o FMI divulga em seus índices de preços.

A análise empírica está organizada em duas subseções. Na primeira, apresenta-se o exercício de mudanças de regimes de diferentes índices de preços das *commodities*. Em seguida, especificam-se os modelos econométricos estruturados em VAR/VEC. Lembra-se que, para implementar esses dois exercícios, as séries temporais sofreram duas transformações: aplica-se o logaritmo e se faz um ajuste sazonal (método ARIMA-X12).

3.1 Mudanças de regimes nos preços das *commodities*

A estimação das mudanças de regimes markovianos tem como objetivo analisar se existe um movimento conjunto entre as séries de preços das diferentes *commodities*. Essa análise se dá por meio da observação dos períodos das quebras (início e fim), da durabilidade e da probabilidade de transição dos regimes. Foram estimados modelos univariados Markov-Switching Dynamic Regression (MSDR), mais adequados ao objeto da análise aqui feita. Na modelagem MSDR, a alteração de regime é mais acentuada, ou seja, tais modelos se ajustam imediatamente ao novo regime, aproximando-se das séries muito voláteis ou muito longas, como no caso dos índices de preços de *commodities* (Doornik, 2013). A especificação via MSDR se diferencia dos modelos estruturados a partir de modelos Markov-Switching Autoregression (MSAR), cujos ajustes dos regimes são mais graduais. Assim, tem-se o seguinte modelo a ser estimado:

$$y_t = \mu_{st} + \beta_{st}y_{t-1} + \varepsilon_{st} \quad (1)$$

em que: y_t é a variável observada no tempo t ; μ_{st} são os parâmetros não observados do estado (regime) S no tempo t ; y_{t-1} é a variável dependente defasada, cujo parâmetro β_{st} estará sujeito a mudanças de regimes; e, por fim, ε_t representa os resíduos estimados, com a seguinte característica estatística $\varepsilon_t \sim IID(0; \sigma^2)$.

Estabeleceu-se o número de quatro regimes nas séries sugeridas neste trabalho, partindo-se de uma observação visual. Segundo Hamilton (1990) e Doornik (2013), o número de regimes é arbitrário, sendo importante, após a sua definição, analisar as estatísticas calculadas de ajuste dos resíduos estimados e dos critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SC) e de *log-likelihood*. As Figuras A.1 a A.4, no **Apêndice**, detalham as estatísticas estimadas para cada série.

A Figura 1 já especifica a estrutura final estimada para cada série de preços das *commodities* delimitada (ENE, ME, MPA e AB)⁴ em um MS(4)-DR. Os modelos estatísticos indicados não apresentam autocorrelação ou heteroscedasticidade nos resíduos estimados (testes de heteroscedasticidade condicional autorregressiva (ARCH) e portmanteau). Os testes de linearidade confirmam a estrutura estatística de modelos de mudança de regimes markovianos.

² Para mais detalhes sobre a metodologia estatística dos modelos de mudança de regime markovianos, ver: Hamilton (1989, 1990, 1994), Doornik (2013), Kim (1994), Kim e Nelson (1999), Goldfeld e Quandt (1973). Já para mais informações sobre os modelos VAR e VEC, ver: Johansen (1988), Harris (1995), Paterson (2000) e Juselius (2006).

³ Ao aplicar a metodologia estatística proposta, foi importante inserir o primeiro trimestre de 2016 no período analisado, uma vez que se observou um conjunto de quebras de nível na tendência das séries, no final do ano de 2015. Isso dificultava a convergência estatística do modelo caracterizado.

⁴ Para a observação das estatísticas estimadas dos modelos com as outras defasagens, ver o **Apêndice**.

Figura 1

Estatísticas estimadas dos modelos de mudança de regime markoviano — 1.º trim./92-1.º trim./16

Modelo Estimado								
Estatísticas	MS(4)-DR(2) - ENE		MS(4)-DR(1) - ME		MS(4)-DR(2) - MPA		MS(4)-DR(2) - AB	
	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor
$\mu(0)$	0,4477	0,0000	0,7290	0,0000	1,7399	0,0000	1,4139	0,0000
$\mu(1)$	0,4693	0,0000	0,7816	0,0000	1,8001	0,0000	1,4948	0,0000
$\mu(2)$	0,5856	0,0000	0,8873	0,0000	1,8491	0,0000	1,5932	0,0000
$\mu(3)$	0,6697	0,0000	1,0262	0,0000	1,9274	0,0000	1,6599	0,0000
$\gamma(1)$	1,1779	0,0000	0,8064	0,0000	1,0361	0,0000	0,9014	0,0000
$\gamma(2)$	-0,3061	0,0000			-0,4261	0,0000	-0,2224	0,0030
Teste de Linearidade								
	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor
LR	48,2790	0,0000	36,1470	0,0003	30,1470	0,0027	30,5690	0,0039
Teste dos Resíduos								
ARCH	1,0913	0,2994	0,1346	0,7147	3,0207	0,0862	0,2321	0,6313
Portmanteau	18,2910	0,0503	13,6110	0,2553	9,1236	0,5204	16,6820	0,0817
Critério de Seleção								
AIC	-1,7807		-2,2102		-3,3756		-3,1699	
SH	-1,3506		-1,8095		-2,9455		-2,7129	
Log-likelihood	100,5829		121,0876		176,3415		167,5698	

NOTA: Elaboração dos autores com base nas estatísticas estimadas pelo software PCGive 14.0.

É possível definir que: o regime (0) é de baixa, o regime (1) é de médio-baixa, o regime (2) é de médio-alta e o regime (3) é de alta. O número de defasagens da variável dependente foi estabelecido a partir do ajuste dos resíduos estimados e dos critérios de AIC, de SC e de *log-likelihood*. Com efeito, a Figura 2 especifica o número de trimestres em cada regime e o seu percentual sobre o total.

Figura 2

Número de trimestres pertencentes a cada regime estimado pelo modelo markoviano — 1.º trim./ 92-1.º trim./16

Regime	ENE		ME		MPA		AB	
	Número de Trimestres	%	Número de Trimestres	%	Número de Trimestres	%	Número de Trimestres	%
Regime 0	26	27,4	2	2,0	11	11,5	22	23,2
Regime 1	11	11,6	40	41,7	28	29,5	39	41,0
Regime 2	20	21,0	20	20,8	39	41,1	13	13,7
Regime 3	38	40,0	34	35,4	17	17,9	21	22,1

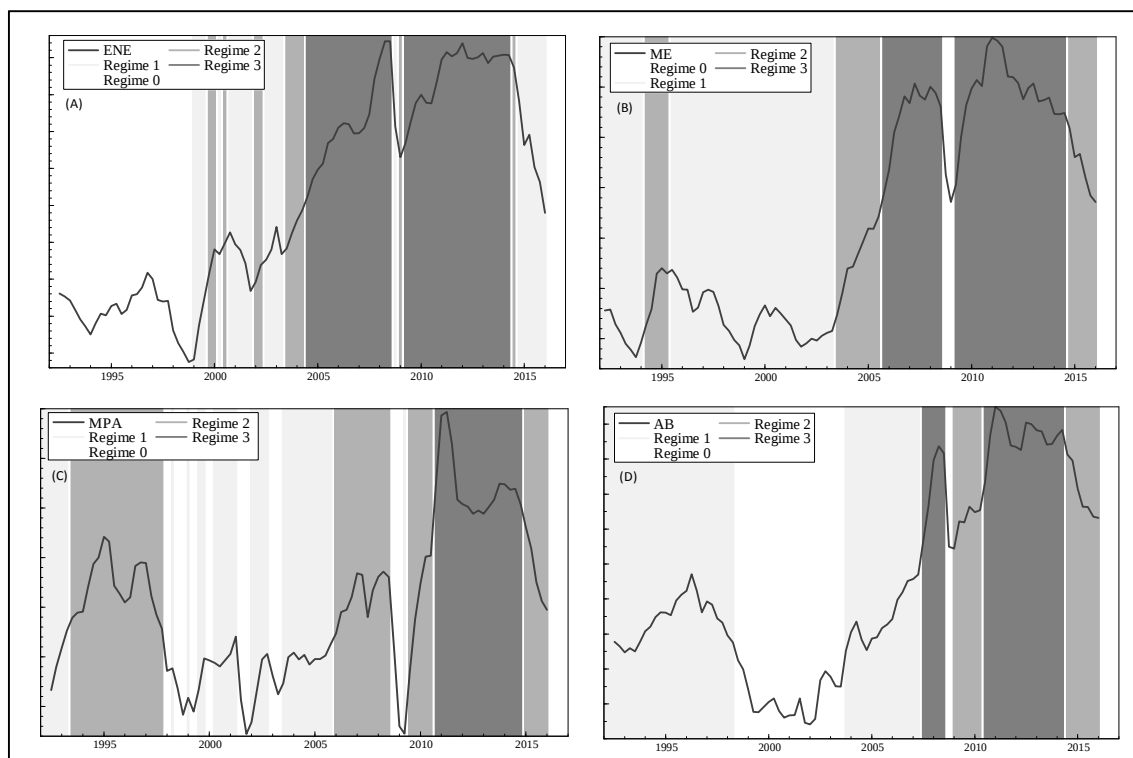
NOTA: Elaboração dos autores com base nas estatísticas estimadas pelo software PCGive 14.0.

De forma geral, percebe-se que as séries de preços analisadas são, na maioria do tempo, pertencentes aos regimes 2 e 3 (médio-alto e alto). A exceção é a série AB, em que 41,0% dos trimestres encontram-se no regime médio-baixo. Assim, é possível definir que esse comportamento corrobora a percepção de um superciclo dos preços das *commodities* no período destacado. Além disso, as duas séries que alcançaram o maior número de trimestres nos regimes mais altos de crescimento foram os preços de ENE e ME. As diferenças de comportamento entre essas duas últimas séries e a série AB podem estar baseadas no padrão de crescimento de algumas economias emergentes, particularmente da China, marcada por forte ampliação dos investimentos em infraestrutura e em produção e exportação de manufaturas (Araújo *et al.*, 2016; Kolerus; N'Diaye; Saborowski, 2016; World Bank, 2016).

É importante especificar, de forma mais precisa, o início do superciclo e o comportamento individual de cada série de preços das *commodities*. A Figura 3 apresenta a periodicidade de cada regime, na qual, quanto mais escuros são os tons de cinza, maior é o regime das séries analisadas.

Figura 3

Periodicidade dos regimes estimados pelo modelo markoviano — 1.º trim./92-1.º trim./16



NOTA: 1. (A) Energia (ENE); (B) Metais (ME); (C) Matérias-primas agrícolas (MPA); (D) Alimentos e bebidas (AB).
 2. Elaboração dos autores com base nas estatísticas estimadas pelo software PCGive 14.

Com relação ao movimento da série ENE, é possível definir que a periodicidade do regime baixo está toda concentrada no início do período estudado, entre o 3.º trim./92 e o 4.º trim./98. Além disso, a partir do 3.º trim./03, tem-se um movimento mais consistente de presença da ENE nos regimes médio-alto e alto, tal que essa conjuntura permanece até o 3.º trim./14. No 3.º trim./04, inicia-se o regime de alta, que se estende, sem interrupções, por 17 trimestres. No final do ano de 2008, há dois trimestres de quebra nessa dinâmica, causada pelos efeitos da crise do *subprime*. O regime de alta retorna no 2.º trim./09, mantendo-se 21 trimestres consecutivos nesse movimento. Nos últimos trimestres do período analisado, já se nota a predominância de um regime médio-baixo para a ENE, apontando um retorno ao padrão dos anos 90.

A série ME apresentou apenas dois trimestres no regime baixo, exatamente no auge da crise do *subprime*: o 4.º trim./08 e o 1.º trim./09. Com isso, ao se caracterizarem os trimestres de regime médio-baixo, nota-se certo agrupamento entre o 1.º trim./92 e o 2.º trim./03. A partir desse último trimestre, percebe-se uma dinâmica de alteração mais consistente em direção a regimes mais elevados de ME. Entre os terceiros trimestres de 2003 e 2005 (nove trimestres seguidos), observa-se um regime médio-alto e, a partir do 4.º trim./05, firma-se um regime de alta. Desse modo, estimaram-se 12 trimestres ininterruptos nesse padrão, dois em regimes de baixa (efeito da crise do *subprime*) e 22 trimestres consecutivos em regime de alta (2.º trim./09 a 3.º trim./14). A partir do 3.º trim./14, tem-se uma alteração para um regime médio-alto, estabelecendo uma trajetória para períodos de níveis menores de ME.

Ao se compararem os movimentos de ENE e ME, é possível afirmar que as alterações de regimes ocorrem, praticamente, nos mesmos trimestres. Ademais, o 3.º trim./03, para as duas séries, é marcado como o início de um período de alteração para regimes mais elevados. Essa situação permanece até o 2.º trim./14 para ENE e até o 3.º trim./14 para ME. Assim, é factível estabelecer que os ciclos de alta dos preços da ENE e ME iniciaram no 3.º trim./03, estendendo-se até o 2.º trim./14. Tem-se, ainda, um indicativo de que os movimentos da série de ENE antecedem as alterações em ME, principalmente quando essas duas séries encontram-se em um regime de alta. Além disso, a comparação entre ENE e ME, considerando o método markoviano, sugere proximidade na dinâmica dos preços dessas duas commodities.

Ao se observar a série MPA, constata-se uma volatilidade elevada entre o 1.º trim./98 e o 3.º trim./03, com alternância entre os regimes baixo e médio-baixo. A partir do 3.º trim./03, configura-se uma saída desse padrão de alta volatilidade, estabelecendo-se um movimento duradouro no interior do regime médio-baixo. Já no 1.º trim./06, tais preços iniciam um período de 11 trimestres seguidos no regime médio-alto. Com a crise do *subprime*, há a

saída desse regime (3.º trim./08), com posterior retorno ao regime médio-alto, a partir do 3.º trim./09. O regime alto inicia-se no 4.º trim./10, persistindo até o 4.º trim./14 (17 trimestres seguidos). Após esse último trimestre, inicia-se uma transição entre os regimes médio-alto e médio-baixo.

No que tange aos movimentos da série AB e a identificação dos regimes, pode-se notar, no início do período analisado, um padrão de comportamento que oscilou predominantemente entre os regimes baixo e médio-baixo. Todavia, a partir do 4.º trim./03, observa-se alteração do movimento de AB, sempre para regimes superiores. São 15 trimestres no regime médio-baixo, passando direto para o regime alto entre o 3.º trim./07 e o 3.º trim./08. Entre o 1.º trim./09 e o 2.º trim./10, assinala-se um regime médio-alto. No 3.º trim./10, retorna para o regime alto por 17 trimestres consecutivos. Após o 3.º trim./14, a dinâmica da série AB se estabelece no regime médio-alto, até o último trimestre analisado.

Em síntese, constata-se que há alterações para níveis de preços mais elevados em todas as séries estudadas, a partir do ano de 2003. Entre os anos 1992 e 2003, predominam padrões de preços mais baixos.⁵ A série AB é a que apresentou a propriedade de um retardo maior para se posicionar em regimes elevados de preços. A partir de 2003, indica-se uma alteração no comportamento dessa série, com a transição de preços no sentido da elevação. Por consequência, acredita-se que o superciclo de preços das *commodities* inicia-se no ano de 2003, independentemente das séries analisadas. Além disso, todas as séries começam seu processo de desaceleração a partir do meio do ano de 2014, saindo de um regime alto para um médio-alto. Chama atenção que, no ano de 2014, a ENE, que já se havia antecipado às demais séries na entrada em regime de alta, passa a se posicionar em um regime médio-baixo, isto é, pode-se indicar a possibilidade de que a ENE preceda os movimentos dos outros preços das *commodities*.⁶ Por fim, ao se empregar a metodologia markoviana, admite-se que as séries de preços das *commodities* apresentam movimentos semelhantes, o que vai de encontro à perspectiva otimista quanto às possibilidades dinamizadoras do crescimento por meio da diversificação produtiva e exportadora de recursos naturais (Araújo *et al.*, 2016; Kolerus; N'Diaye; Saborowski, 2016; World Bank, 2016). Isso acontece porque ciclos de alta e de baixa tendem a coincidir no tempo, pelo menos no período aqui analisado.

3.2 Aplicação dos modelos VAR e VEC

A presente subseção avalia as alterações dinâmicas ocorridas nas séries de preços de *commodities*, por meio da aplicação de modelos VEC. Essa estrutura econométrica possibilita observar os movimentos das séries analisadas, após alterações em um índice de preço específico, ou seja, pode-se estabelecer se os movimentos das séries dos preços das *commodities* ocorrem de forma semelhante ao longo do tempo, após uma alteração exógena na dinâmica de uma dessas séries. Com isso, a aplicação do modelo VEC vem no sentido de complementar as observações propostas pelos regimes markovianos.

Como já especificado na seção anterior, as séries dos preços das *commodities* são caracterizadas como não lineares, o que sugere a estimação de modelos vetoriais autorregressivos com mudança de regime (MSVAR). Todavia, tal possibilidade foi descartada, na medida em que o objetivo deste trabalho não é constatar se as relações entre as séries de preços das *commodities* são diferentes conforme os regimes em que elas se situam. Pelo contrário, deseja-se verificar se os seus movimentos são semelhantes. Ao se especificar a existência de uma relação de cointegração entre essas séries, acredita-se que os desvios de curto prazo, inclusive as quebras estruturais, serão temporários. Importa verificar, para efeitos dessa hipótese, se existe uma relação estável, de longo prazo, entre as variáveis analisadas. Ademais, se se tivesse optado por estimar um MSVAR com quatro regimes, emergiriam problemas derivados da perda significativa de graus de liberdade.

Ainda com respeito à não linearidade dos parâmetros, são estimados dois modelos: VAR e VEC. No primeiro, procura-se ajustar as quebras de nível e as irregularidades das séries de preços dos grupos de *commodities* de acordo com a metodologia estatística de espaço de estado⁷, conforme detalhado no Quadro A.1, no **Apêndice**.

⁵ Estudos do World Bank (2009, 2016) identificam períodos similares para o início do superciclo dos preços das *commodities*.

⁶ Essa percepção é apontada por Black (2015). A literatura traz distintas explicações possíveis para tal fenômeno, sendo a mais recorrente aquela que destaca o fato de os combustíveis serem parte importante da estrutura de custos da produção das demais *commodities*. Ademais, com a financeirização dos seus preços, os contratos derivativos em *commodities* energéticas tendem a atrair maior volume de investimentos, o que, por arbitragem, afeta outros segmentos de *commodities* nos mercados derivativos, bem como seus preços nos mercados *spot* (Araújo *et al.*, 2016).

⁷ Para detalhes da metodologia dos modelos de espaço de estado, ver: Harvey e Shephard (1993), Harvey (1989), Hamilton (1994), Kim e Nelson (1999), Commandeur e Koopman (2007), Durbin e Koopman (2012), Koopman e Shephard (2015).

Por consequência, as séries utilizadas no VEC ajustado são aquelas com os choques exógenos controlados⁸ na própria série⁹, isto é, não são utilizadas *dummies* (de nível ou de irregularidades) para controlar a não linearidade dos parâmetros. As séries foram ajustadas com base nos modelos estruturais de espaço de estado¹⁰, cujas irregularidades estimadas estão reportadas na Figura A.5, no **Apêndice**. Já no segundo modelo, as séries não têm nenhum tipo de ajuste. Com isso, é possível observar se existem diferenças nos resultados estatísticos encontrados.

Pode-se formalizar um modelo VEC para “n” variáveis da seguinte maneira:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta y_{t-1} + \alpha \theta^1 y_t + u_t \quad (2)$$

em que y_t é o vetor das variáveis, β_0 é o vetor dos termos de intercepto, β_i é o vetor dos parâmetros associados às variáveis do modelo e α representa o vetor dos pesos de correção de erros. Já $\theta^1 y_t$ é o vetor de cointegração, sendo que θ^1 simboliza o vetor transposto dos parâmetros da equação de longo prazo, e, finalmente, u_t representa o vetor dos resíduos, $u_t \sim IID(0; \sigma^2)$.

Ao se aplicar o teste de raiz unitária nas séries ajustadas e nas séries sem ajustes, nota-se uma predominância de comportamentos I(1) (ver Figura 4), mesmo considerando todos os testes propostos (teste de Dickey-Fuller ampliado (ADF), teste de Phillips-Perron (PP), teste de Dickey-Fuller Ampliado com quebra e teste de Zivot-Andrews (ZA) com quebra). Por sua vez, a série MPA foi identificada como I(0) apenas na série sem ajuste por meio dos testes ADF e ADF com quebra. Com efeito, a estrutura dos graus de integrações das séries analisadas abre a possibilidade para um modelo VAR/VEC.

Ao se estimarem as estatísticas de ajuste dos resíduos e os critérios de informação AIC e SC para os modelos VAR/VEC ajustado e VAR/VEC sem ajustes (Figura 5), optou-se por três defasagens no primeiro caso e por duas defasagens no segundo caso. A estrutura do VEC ajustado com três defasagens não apresentou autocorrelação residual e nem heteroscedasticidade. Ademais, a partir da quarta defasagem, houve uma perda na especificação do modelo, analisada pelos dois critérios propostos (AIC e SC). Para o caso do modelo VEC sem ajustes, chegou-se na caracterização com duas defasagens, em que os critérios de AIC e SC apresentam valores mínimos e os resíduos são caracterizados como ruídos brancos.¹¹ É interessante notar que o VEC ajustado se especifica com uma melhor correspondência aos dados observados *vis-à-vis* o modelo não ajustado. Salienta-se, entretanto, que esse resultado já poderia ser esperado, uma vez que, no primeiro modelo citado, as séries não apresentaram quebras de nível ou irregularidades.

A Figura 6 revela as estatísticas dos testes de cointegração de Johansen para os dois modelos propostos. Para ambos, é rejeitada a hipótese nula de nenhuma equação de cointegração. Existe, portanto, pelo menos uma equação cointegrante tanto pela estatística de traço quanto pela estatística de máximo autovalor. Ressalta-se que, independentemente de as séries sofrerem ajustes nos seus trimestres de quebras de nível ou irregularidade, a estrutura estatística estimada é a mesma, ou seja, nos dois modelos, chegou-se a uma equação de cointegração, alterando-se apenas o número de defasagens definidas para os choques de curto prazo.¹² Os testes de estabilidade dos resíduos estão na Figura A.6, no **Apêndice**.

⁸ É importante salientar que a metodologia dos modelos estruturais em espaço de estado especifica os períodos que apresentam as quebras ou as irregularidades, baseada no filtro de Kalman, ou seja, não se faz qualquer tipo de inferência exógena aos trimestres em que ocorrem as quebras ou irregularidades nas séries estudadas.

⁹ Segundo Wooldridge (2010, p. 306), é importante ter atenção com a presença de *outliers* nas séries utilizadas em modelos econométricos, pois podem afetar de maneira significativa os resultados finais. Ademais, Hamilton (2009, p. 258-263) e Gujarati (2000, p. 470-471) salientam que a presença de valores extremos pode causar alterações drásticas não somente no valor dos parâmetros estimados, mas também em seu sinal.

¹⁰ A não utilização de *dummies* diretamente no modelo VAR/VEC foi estabelecida por dois motivos: (a) perda significativa de graus de liberdade; (b) dificuldade na construção do modelo, pois as quebras de cada série de preços dos grupos de *commodities* se estabelecem em trimestres diferentes.

¹¹ Cabe ressaltar que o modelo com duas defasagens apresenta autocorrelação de quatro e cinco ordens, considerando um nível de significância de 5%. Já a especificação com três defasagens, definindo o mesmo nível de significância, não apresenta autocorrelação em nenhuma das ordens apresentadas. Todavia, propõe-se a utilização do modelo com duas defasagens, uma vez que a autocorrelação é estabelecida em ordens mais elevadas (quatro e cinco ordens), e os critérios de ajustamento do modelo (AIC e SC) apontam um resultado mais satisfatório, quando comparados com os do modelo com três defasagens.

¹² Lembre-se de que o objetivo deste exercício é definir se existe um comovimento entre os preços dos grupos de *commodities* analisados. Com isso, não se apresentam os testes de causalidade de Granger. Porém, como já indicado anteriormente, é possível que ocorra uma antecendência nos movimentos da ENE em comparação aos dos outros grupos de preços das *commodities*.

Figura 4

Teste de raiz unitária nas séries energia (ENE), metais (ME), matérias-primas agrícolas (MPA) e alimentos e bebidas (AB) — 1.º trim./92-1.º trim./16

Séries Ajustadas						
Teste ADF				Teste PP		
Série	Estatística ADF	VC 5%	Grau de Integração	Estatística PP	VC 5%	Grau de Integração
ENE	-0,9336	-2,892	I(1)	-0,8883	-2,892	I(1)
ME	-1,385	-2,892	I(1)	-0,9333	-2,892	I(1)
MPA	-1,888	-2,892	I(1)	-2,339	-2,892	I(1)
AB	-1,082	-2,892	I(1)	-1,093	-2,892	I(1)
Séries sem Ajuste						
Teste ADF				Teste PP		
Série	Estatística ADF	VC 5%	Grau de Integração	Estatística PP	VC 5%	Grau de Integração
ENE	-1,453	-2,892	I(1)	-1,321	-2,892	I(1)
ME	-1,376	-2,892	I(1)	-1,276	-2,892	I(1)
MPA	-2,997	-2,892	I(0)	-1,996	-2,892	I(1)
AB	-1,334	-2,892	I(1)	-1,097	-2,892	I(1)
Teste ADF com Quebra				Teste de ZA com Quebra		
Série	Estatística ADF	VC 5%	Grau de Integração	Estatística ZA	VC 5%	Grau de Integração
ENE	-3,115	-4,444	I(1) 2003/T3	-2,681	-4,800	I(1) 2003/T3
ME	-3,556	-4,444	I(1) 2003/T2	-3,478	-4,800	I(1) 2005/T3
MPA	-4,861	-4,444	I(0) 2009/T1	-4,091	-4,800	I(1) 2009/T3
AB	-3,249	-4,444	I(1) 2006/T1	-3,195	-4,800	I(1) 2006/T2

NOTA: 1. Elaboração dos autores com base nas estatísticas estimadas pelo *software* Eviews 9.0.

2. Em todos os modelos utilizados para os testes de raiz unitária, a tendência não foi significativa estatisticamente. Por consequência, em todos os modelos estimados, só foi incluída a constante.

3. VC 5%: Valor crítico a um nível de significância de 5%.

Figura 5

Estatísticas estimadas para o modelo de vetores autorregressivos (VAR) e o modelo vetorial de correção de erros (VEC) ajustados e VAR/VEC sem ajustes — 1.º trim./92-1.º trim./16

VAR/VEC Ajustado						VAR/VEC						
ORDEM	2		3		4		2		3		4	
	AIC	SH	AIC	SH	AIC	SH	AIC	SH	AIC	SH	AIC	SH
	-13,5198	-12,3293	-13,5226	-11,8614	-13,316	-11,2328	-11,253	-10,062	-11,155	-9,521	-10,963	-8,881
	Teste de Heterocedasticidade de White						Teste de Heterocedasticidade de White					
	Chi-sq	p-valor	Chi-sp	p-valor	Chi-sq	p-valor	Chi-sq	p-valor	Chi-sp	p-valor	Chi-sq	p-valor
	163,34	0,8082	243,28	0,7643	344,09	0,4278	195,117	0,2089	271,288	0,3025	364,53	0,1728
	Teste de Autocorrelação Residual LM						Teste de Autocorrelação Residual LM					
Lags	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
1	22,659	0,1232	8,594	0,9292	16,259	0,435	20,665	0,1917	14,207	0,5833	29,379	0,0215
2	18,161	0,3146	6,663	0,9792	11,775	0,7593	14,778	0,5409	16,337	0,4297	30,072	0,0176
3	32,044	0,0099	5,332	0,9938	6,652	0,9794	19,249	0,2560	16,724	0,4037	90,865	0,9099
4	11,673	0,7662	18,792	0,2796	16,811	0,398	29,173	0,0023	23,542	0,1000	25,576	0,0603
5	11,062	0,8056	9,638	0,8848	12,701	0,6945	28,904	0,0246	24,785	0,0737	26,75	0,0443

NOTA: Elaboração dos autores com base nas estatísticas estimadas pelo *software* Eviews 9.0.

Figura 6

Teste de cointegração de Johansen para o modelo vetorial de correção de erros (VEC) ajustado e VEC sem ajuste — 1.º trim./92-1.º trim./16

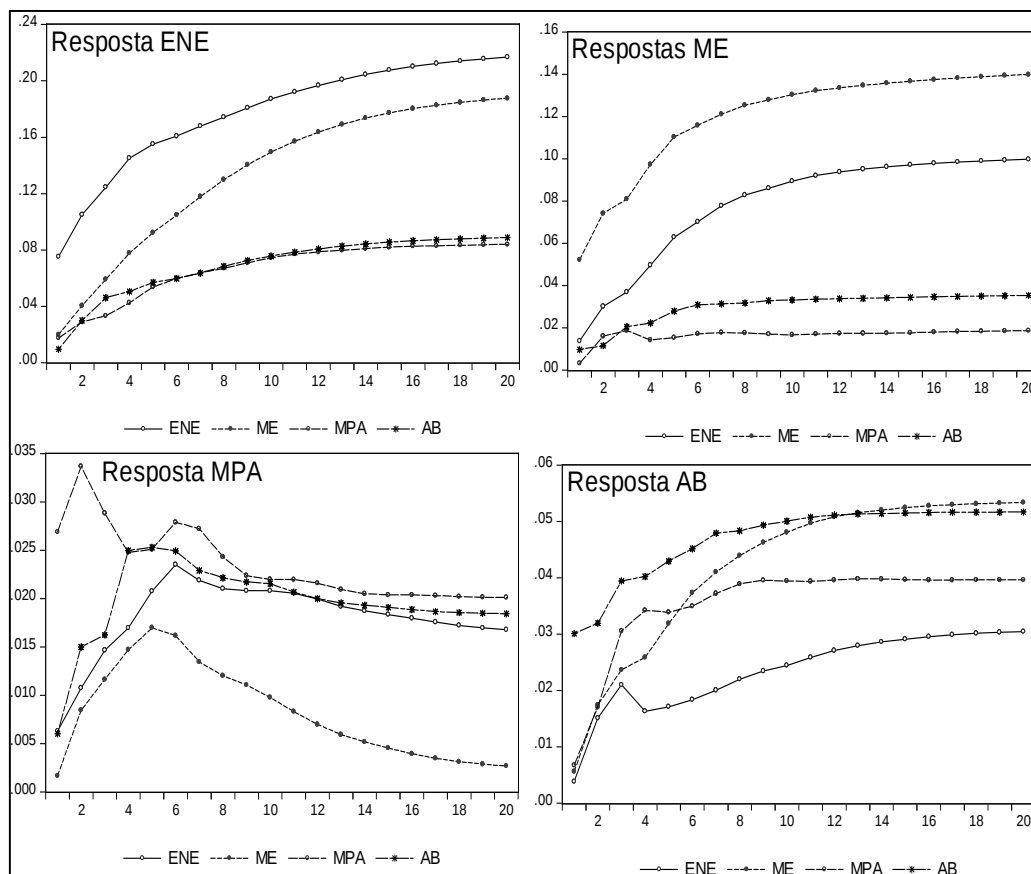
VAR/VEC Ajustado					VAR/VEC				
Nº de Equações cointegradas	Estatística de Traço	p-valor	Estatística de Máximo Autovalor	p-valor	Nº de Equações cointegradas	Estatística de Traço	p-valor	Estatística de Máximo Autovalor	p-valor
Nenhuma	69,524	0,0155	37,471	0,0100	Nenhuma	49,079	0,0382	28,082	0,0432
≤ 1	32,052	0,3856	17,335	0,4299	≤ 1	20,997	0,3578	11,16	0,6313
≤ 2	14,718	0,5981	10,72	0,5424	≤ 2	9,837	0,2935	6,86	0,5058
≤ 3	3,997	0,7425	3,997	0,7425	≤ 3	2,977	0,0845	2,977	0,0845

NOTA: Elaboração dos autores com base nas estatísticas estimadas pelo *software* Eviews 9.0.

A Figura 7 apresenta a função resposta ao impulso generalizado¹³ para o modelo VEC ajustado. Para tal, caracterizam-se as respostas a um impulso nas seguintes séries: ENE, ME, MPA e AB. É interessante destacar que, a partir das séries com intervenções, as funções de impulso-resposta se ajustam de maneira mais gradual e suave, sendo que o modelo se estabelece de forma estável.¹⁴

Figura 7

Função impulso-resposta do modelo vetorial de correção de erros (VEC) ajustado — 1.º trim./92-1.º tri m./16



NOTA: Elaboração dos autores com base nas estatísticas estimadas pelo software Eviews 9.0.

O efeito de um impulso nas séries ENE, ME, MPA e AB sobre a ENE parece ser mais ascendente até o quinto trimestre. Posteriormente, o efeito é mais suave, até apresentar indícios de estabilização, após 12 trimestres. Além disso, tudo indica que há dois tipos de comportamento da ENE em resposta aos choques das séries utilizadas no modelo ajustado. O primeiro refere-se aos choques dos ME e da própria ENE. Já outro comportamento especifica-se em resposta aos choques em MPA e em AB. A resposta ao choque dos ME e da ENE sobre ela mesma aponta um maior efeito de expansão sobre esse índice de preços. Por outro lado, as respostas na ENE depois de um choque em MPA e AB indicam os menores efeitos entre as séries analisadas. Todavia, é visível um movimento de expansão da ENE, independentemente das séries de preços dos grupos de *commodities* analisados.

No caso de um impulso generalizado na série de ME, nota-se um comportamento próximo da função impulso-resposta da variável ENE. A resposta sobre ME, dado um choque nele mesmo, é mais elevada do que as dos demais choques. Verifica-se estabilização na função impulso-resposta de ME, a partir do quinto trimestre, para todos os choques propostos. Por fim, da mesma forma que as respostas da ENE, percebe-se que a direção das respostas de ME é positiva, resultando que uma elevação nos preços dos outros grupos de *commodities* eleva os ME. Por consequência, aponta-se um movimento conjunto dessas séries de preços, ao se analisarem as funções impulso-resposta de ME.

¹³ A escolha por um impulso generalizado é motivada pela não observação do viés nas respostas dadas pelo ordenamento das funções no modelo VAR (ver Pesaran e Shin (1998)).

¹⁴ Ver, na Figura A.6, no **Apêndice**, o teste de raízes inversas dos modelos VAR/VEC ajustado e VAR/VEC sem ajustes.

A série MPA parece ter um comportamento distinto das séries ENE e ME. A resposta na MPA, a partir de um choque nela mesma, indica uma expansão com pico no segundo trimestre. Após esse impulso, nota-se uma queda em MPA, que se estabiliza próximo ao 20.^o trimestre. Já a resposta em MPA, dado um choque em ENE, ME e AB, é mais intensa em termos de expansão nos primeiros trimestres, indicando aumento dos preços por até seis períodos. No que tange ao choque em ME, depois desse aumento, observa-se uma queda, e a função impulso-resposta estabiliza-se também no 14.^o trimestre. No entanto, os efeitos dos choques em ENE e AB se mantêm em patamares maiores, próximos aos dos choques na própria variável. Novamente, caracteriza-se um movimento na mesma direção das respostas em MPA, causando um impulso positivo nos outros grupos de preços das *commodities*.

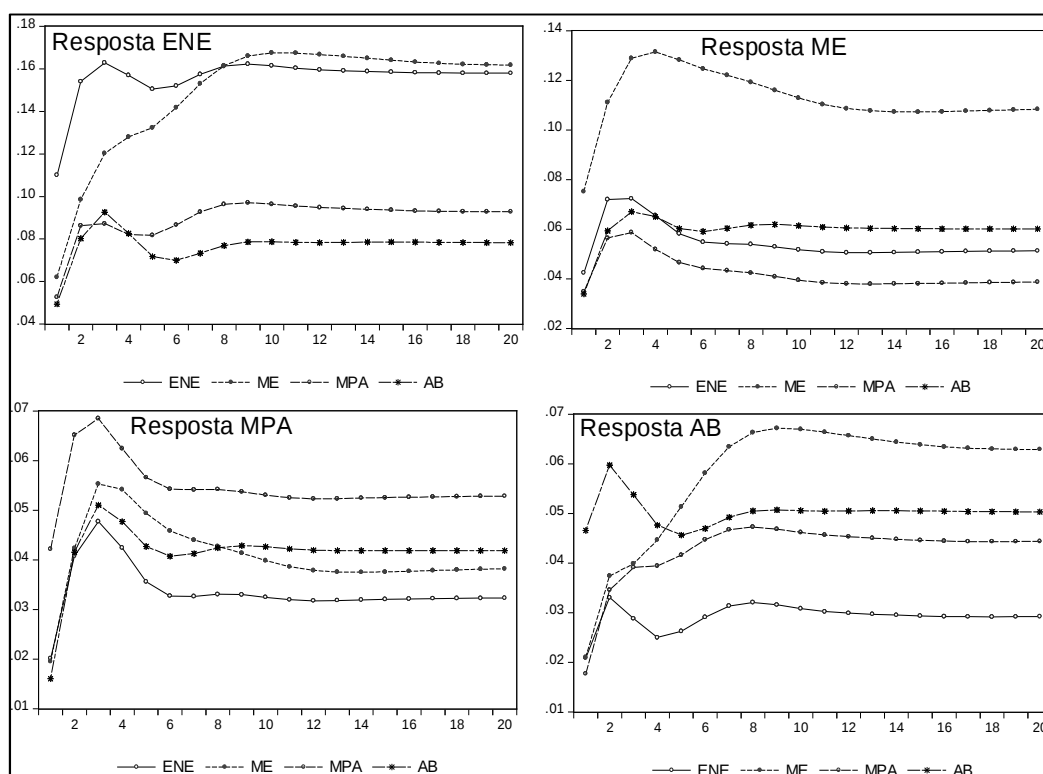
De acordo com a Figura 7 (resposta AB), os efeitos da função impulso-resposta em AB, dado um choque nas demais variáveis pertencentes ao modelo ajustado, apresentam um comportamento de estabilização próximo ao observado nas respostas de ENE e ME. Todavia, nos primeiros trimestres, logo após os impulsos, assemelha-se à resposta de MPA. Percebe-se que, no terceiro trimestre, há uma taxa mais elevada de crescimento de AB, dado um choque nessa mesma variável, notando-se, em seguida, uma pequena queda e uma rápida ascensão, até o 12.^o trimestre. Assim, em linha com as demais séries, há um movimento conjunto das respostas de AB, dado um impulso nos preços dos grupos de *commodities* já definidos. Por consequência, os exercícios de impulso-resposta até aqui apresentados corroboram a percepção já apontada pela metodologia de mudança de regime markoviano, isto é, tem-se um comovimento entre os índices de preços das *commodities*.

A Figura 8 apresenta o mesmo exercício de impulso-resposta detalhado anteriormente, para o modelo sem ajustes. De forma geral, não há alteração no sentido dos movimentos previamente detectados no modelo ajustado, somente em suas magnitudes. Com efeito, confirma-se o resultado do comovimento desses preços das *commodities*, como já delimitado anteriormente nos exercícios estatísticos.

Em síntese, os modelos VEC com e sem ajustes parecem indicar um comportamento comum dos índices de preços das diferentes *commodities*, além de um padrão mais similar entre os preços da energia e dos metais e os preços dos alimentos e bebidas e das matérias-primas agrícolas. De qualquer maneira, o efeito final dos choques positivos de curto prazo sobre as variáveis analisadas desencadeia uma resposta final de elevação de preços. Além disso, essas constatações corroboram os resultados estatísticos fornecidos pelos modelos markovianos de mudança de regimes. Ao mesmo tempo, as quebras encontradas pelos modelos de espaço de estado indicam trimestres próximos às alterações estruturais definidas pelos regimes estimados.

Figura 8

Função impulso-resposta do modelo vetorial de correção de erros (VEC) sem ajustes — 1.^o trim./92-1.^o trim./16



NOTA: Elaboração dos autores com base nas estatísticas estimadas pelo software Eviews 9.0.

4 Considerações finais

O objetivo deste trabalho foi identificar a existência de um movimento conjunto dos índices de preços das *commodities* no período que vai de 1992 a 2016. Há relativo consenso na literatura trabalhada que, nestas duas primeiras décadas do século XXI, emergiu um superciclo de alta nesses índices, o que condicionou o comportamento de economias produtoras e exportadoras de recursos naturais, como no caso do Brasil (Alberola-Ila; Benigno, 2017; IMF, 2015; Nash; Sinnot; Torre, 2010; World Bank, 2016). Procurou-se contribuir para a literatura prévia, pela atualização de evidências empíricas, a partir da utilização de modelos de mudança de regimes markovianos e de modelos vetoriais de correção de erros, esses combinados com os modelos estruturais em formato de espaço de estado. Assim, fez-se a comparação da dinâmica de diferentes grupos de preços de *commodities* e, na sequência, avaliou-se o padrão de suas relações no longo prazo.

A análise markoviana permitiu destacar que há permanência em regimes de alta ou de baixa, em períodos comuns, entre os preços das *commodities*. Observou-se, também, que os preços de energia parecem se comportar como antecedentes dos demais preços. Essa dinâmica já havia sido evidenciada em trabalhos anteriores (Serra; Zilberman; Gil, 2010; World Bank, 2016). Ademais, caracterizou-se a permanência em regimes de preços baixos e médios-baixos, mais comuns no início do período analisado neste trabalho, entre o começo dos anos 90 e meados da primeira década dos anos 2000, momento a partir do qual predominam preços médios e altos. Tais constatações corroboram a tese de emergência de um superciclo de alta nos termos trabalhados na literatura aqui revisada.

Ainda com relação aos resultados dos modelos markovianos de mudança de regime, houve mais trimestres com preços médios-altos e altos do que com preços baixos e médios-baixos em todos os índices de preços aqui analisados. Com isso, foi possível sinalizar um primeiro conjunto de indícios a corroborar a hipótese de comovimento entre os grupos de preços das *commodities* selecionadas neste estudo.

Com a intenção de dar maior robustez ao primeiro conjunto de exercícios, foram estimados modelos VEC com as mesmas séries de preços. A sua não linearidade, constatada nos exercícios com os modelos markovianos, ensejou o emprego dos modelos de espaço de estado, que permitem detectar e corrigir endogenamente as quebras estruturais e as irregularidades estatisticamente significativas. Com isso, dois modelos foram aplicados, com e sem ajustes, o que permitiu a comparação dos resultados. Pelo que se sabe, essa combinação de metodologias empregadas dessa forma e nesse período ainda não havia sido feita.

Foi possível estabelecer pelo menos uma relação de cointegração nos dois modelos (com ajuste e sem ajuste nas séries), ou seja, constatou-se a existência de uma relação estável entre as variáveis endógenas dos modelos, dando mais indícios de um movimento comum entre as séries dos preços das *commodities*. Tal resultado converge com esforços anteriores reportados na seção 2. Além disso, os efeitos de impulso-resposta evidenciaram um comportamento semelhante: (a) entre as séries; (b) entre os preços da energia e dos metais; (c) entre os preços das matérias-primas agrícolas e dos alimentos e bebidas, especificidade também observada pelos modelos univariados de mudança de regime.

Assim, a partir dos resultados encontrados, pode-se considerar que existe um movimento comum entre os grupos de índices de preços das *commodities*. As funções de resposta aos impulsos, que mostram a dinâmica de curto prazo, e os testes de cointegração, que sugerem a existência de relações de longo prazo, corroboram tal percepção e vão ao encontro de evidências da literatura prévia (seção 2). Com efeito, o ciclo de alta recente dos preços das *commodities* e, principalmente, a tendência de queda observada, a partir de 2013 ou 2014, de todos esses índices de preços é preocupante, considerando a influência que essas séries possuem sobre as exportações das economias emergentes produtoras de recursos naturais e, por consequência, sobre a dinâmica das suas rendas. Mais inquietante é que o regime de alta desses índices de preços parece terminado, sem elevadas probabilidades de retorno em horizontes mais próximos (IMF, 2017; World Bank, 2016).

Isso leva à exploração das implicações em potencial dos resultados, na medida em que o comovimento observado tem o potencial de restringir o emprego de estratégias de diversificação produtiva e exportadora dentro do segmento de recursos naturais. Vale dizer, se *commodities* diversas — de produtos agrícolas a petróleo, passando por distintos minerais metálicos — apresentam a mesma dinâmica de preços, sua diversificação pode não eliminar os problemas de crescimento, no longo prazo, derivados desse padrão de especialização produtiva e comercial, nos termos apontados por distintas tradições teóricas.¹⁵ O esforço de construir evidências que melhor

¹⁵ Algumas das referências trabalhadas, especialmente nas tradições do estruturalismo latino-americano e nos modelos keynesianos de crescimento com restrição de balanço de pagamentos, aspectos associados à dinâmica produtiva e tecnológica, são parte essencial na explicação sobre a conformação dos distintos padrões de produção e de comércio exterior. Assim, para além da análise dos preços, observa-

esclareçam tais resultados deverá ser objeto de trabalhos futuros. Em especial, procurar-se-á avançar na elucidação, entre outros temas, dos seguintes aspectos derivados da presente pesquisa: (a) avaliar a existência ou não de choques macroeconômicos comuns ao comovimento detectado; e (b) explorar os efeitos do padrão de evolução dos preços das *commodities* sobre a dinâmica macroeconômica, de curto e de longo prazos, de exportadores e importadores de recursos naturais.

Apêndice

Estatísticas estimadas pelos modelos markovianos

Figura A.1

Modelo de mudança de regimes markoviano para a série energia (ENE) — 1.º trim./92-1.º trim./16

MS(4)-DR(0)			MS(4)-DR(1)		MS(4)-DR(2)		MS(4)-DR(3)	
	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor
$\mu(0)$	3,5303	0,0000	0,6276	0,0280	0,4477	0,0000	1,0082	0,0000
$\mu(1)$	3,9489	0,0000	0,7035	0,0850	0,4693	0,0000	1,1396	0,0000
$\mu(2)$	4,7242	0,0000	0,8656	0,0290	0,5856	0,0000	1,3727	0,0000
$\mu(3)$	5,2703	0,0000	0,9658	0,0290	0,6697	0,0000	1,5198	0,0000
$\gamma(1)$			0,8199	0,0000	1,1779	0,0000	1,1114	0,0000
$\gamma(2)$					-0,3061	0,0000	-0,4454	0,0020
$\gamma(3)$							0,0463	0,6050
Teste de Linearidade			Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade	
	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor
LR	277,2100	0,0000	47,6530	0,0000	48,2790	0,0000	30,5000	0,0013
Teste dos Resíduos			Teste dos Resíduos		Teste dos Resíduos		Teste dos Resíduos	
Normalidade	1,3343	0,5132	0,6881	0,7089	1,1021	0,5763	3,8229	0,1479
ARCH	23,3760	0,0000	0,3129	0,5775	1,0913	0,2994	0,1528	0,6970
Portmanteau	51,9920	0,0000	25,5140	0,0077	18,2910	0,0503	15,3350	0,0821
Critério de Seleção			Critério de Seleção		Critério de Seleção		Critério de Seleção	
AIC	-0,5325		-1,6454		-1,7807		-1,5899	
SH	-0,2140		-1,2714		-1,3506		-1,1570	
Log-likelihood	37,8279		92,9786		100,5829		90,7267	

NOTA: Elaboração dos autores por meio do software PCGive 14.0.

Figura A.2

Modelo de mudança de regime markoviano para a série metais (ME) — 1.º trim./92-1.º trim./16

MS(4)-DR(0)			MS(4)-DR(1)		MS(4)-DR(2)		MS(4)-DR(3)	
	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor
$\mu(0)$	4,0426	0,0000	0,7816	0,0000	0,8949	0,0000	0,9976	0,0000
$\mu(1)$	4,2702	0,0000	0,7290	0,0000	0,9607	0,0000	1,0701	0,0000
$\mu(2)$	4,7385	0,0000	0,8873	0,0000	1,0445	0,0000	1,1630	0,0000
$\mu(3)$	5,2311	0,0000	1,0262	0,0000	1,1861	0,0000	1,3209	0,0000
$\gamma(1)$			0,8064	0,0000	1,1213	0,0000	1,0192	0,0000
$\gamma(2)$					-0,3476	0,0010	-0,1885	0,2130
$\gamma(3)$							-0,0829	0,3340
Teste de Linearidade			Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade	
	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor
LR	276,6000	0,0000	36,1470	0,0003	28,7660	0,0025	29,1430	0,0022
Teste dos Resíduos			Teste dos Resíduos		Teste dos Resíduos		Teste dos Resíduos	
Normalidade	1,9969	0,3685	2,4954	0,2872	13,9360	0,0009	14,4260	0,0007
ARCH	40,8660	0,0000	0,1346	0,7147	1,7709	0,1872	1,6979	0,1965
Portmanteau	94,1320	0,0000	13,6110	0,2553	18,4170	0,0483	15,8380	0,0703
Critério de Seleção			Critério de Seleção		Critério de Seleção		Critério de Seleção	
AIC	-1,0666		-2,2102		-2,3616		-2,3358	
SH	-0,7215		-1,8095		-1,9583		-1,9028	
Log-likelihood	64,7306		121,0876		127,1757		125,7803	

NOTA: Elaboração dos autores por meio do software PCGive 14.0.

se a elasticidade-renda de exportações e importações, bem como aspectos institucionais e outras características socioeconômicas. Detalhes em Thirlwall (2011).

Figura A.3

Modelo de mudança de regimes markoviano para a série matérias-primas agrícolas (MPA) —
1.º trim./92-1.º trim./16

MS(4)-DR(0)			MS(4)-DR(1)		MS(4)-DR(2)		MS(4)-DR(3)	
	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor
μ (0)	4,5051	0,0000	1,3723	0,0000	1,7399	0,0000	2,3298	0,0000
μ (1)	4,5977	0,0000	1,4415	0,0000	1,8001	0,0000	2,3723	0,0000
μ (2)	4,7369	0,0000	1,4838	0,0000	1,8491	0,0000	2,4242	0,0000
μ (3)	4,9357	0,0000	1,5402	0,0000	1,9274	0,0000	2,5208	0,0000
$Y(1)$			0,6883	0,0000	1,0361	0,0000	1,0442	0,0000
$Y(2)$					-0,4261	0,0000	-0,5487	0,0000
$Y(3)$							-0,0062	0,9500
Teste de Linearidade			Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade	
	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor
LR	177,7400	0,0000	37,0790	0,0004	30,1470	0,0027	19,7880	0,0483
Teste dos Resíduos			Teste dos Resíduos		Teste dos Resíduos		Teste dos Resíduos	
Normalidade	4,2565	0,1190	11,0900	0,0039	8,1381	0,0171	8,8783	0,0118
ARCH	11,1280	0,0013	1,4089	0,2388	3,0207	0,0862	1,7755	0,1867
Portmanteau	37,8580	0,0002	29,9850	0,0016	9,1236	0,5204	21,8140	0,0095
Critério de Seleção			Critério de Seleção		Critério de Seleção		Critério de Seleção	
AIC	-2,4994		-3,1755		-3,3756		-3,2992	
SH	-2,1278		-2,7481		-2,9455		-2,8663	
Llog-likelihood	135,2201		168,4240		176,3415		171,0640	

NOTA: Elaboração dos autores por meio do software PCGive 14.0.

Figura A.4

Modelo de mudança de regimes markoviano para a série alimentos e bebidas (AB) —
1.º trim./92-1.º trim./16

MS(4)-DR(0)			MS(4)-DR(1)		MS(4)-DR(2)		MS(4)-DR(3)	
	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor
μ (0)	4,4089	0,0000	1,1282	0,0000	1,4139	0,0000	NÃO CONVERGE	
μ (1)	4,6342	0,0000	1,2003	0,0000	1,4948	0,0000		
μ (2)	4,9382	0,0000	1,2536	0,0000	1,5932	0,0000		
μ (3)	5,1609	0,0000	1,3364	0,0000	1,6599	0,0000		
$Y(1)$			0,7410	0,0000	0,9014	0,0000		
$Y(2)$					-0,2224	0,0030		
$Y(3)$								
Teste de Linearidade			Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade	
	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor
LR	254,8200	0,0000	32,9010	0,0018	30,5690	0,0039		
Teste dos Resíduos			Teste dos Resíduos		Teste dos Resíduos		Teste dos Resíduos	
Normalidade	6,8224	0,0330	1,1717	0,5566	1,5296	0,4654		
ARCH	26,3240	0,0000	0,0028	0,9577	0,2321	0,6313		
Portmanteau	96,3950	0,0000	31,8680	0,0008	16,6820	0,0817		
Critério de Seleção			Critério de Seleção		Critério de Seleção		Critério de Seleção	
AIC	-2,1327		-3,1033		-3,1699			
SH	-1,7876		-2,6759		-2,7129			
Llog-likelihood	116,4339		164,9587		167,5698			

NOTA: Elaboração dos autores por meio do software PCGive 14.0.

Quadro A.1

Metodologia dos modelos estruturais em formato de espaço de estado

Ao se partir de uma estrutura econométrica univariada e considerando-se os modelos estruturais de espaço de estado, é possível estabelecer quatro componentes elementares de uma série de tempo: (a) tendência; (b) sazonalidade; (c) ciclos; e (d) irregularidades (choques). Com efeito, os modelos de série de tempo estrutural univariados propostos são formulados da seguinte maneira:

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \psi_t + \varepsilon_t$$

Os componentes não observados são demarcados pela tendência (μ_t), a sazonalidade (γ_t), um componente cíclico (ψ_t) e as irregularidades (ε_t). Todos os quatro componentes são estocásticos, e suas distribuições são mutuamente não correlacionadas, ou seja, em modelos estruturais de espaço de estado, é permitido que os parâmetros estimados não sejam fixos ao longo do tempo. Com isso, ao se observar os movimentos das perturbações desses parâmetros, é possível estabelecer os choques exógenos em cada componente não observado da série estudada.⁽¹⁾ Desde logo, para todas as séries analisadas, parte-se, primeiramente, de um modelo chamado de tendência local, definido como segue:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

Inserindo-se um termo estocástico na expressão, tem-se

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t,$$

$$\eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t,$$

$$\zeta_t \sim NID(0, \sigma_\zeta^2)$$

O componente β_t representa a declividade da tendência estimada, já os componentes η_t e ζ_t são os resíduos auxiliares do nível (μ_t) e da declividade da tendência estocástica respectivamente. Ademais, define-se que esses componentes são reciprocamente não correlacionados e seguem uma estrutura de ruído branco com média zero e variâncias σ_η^2 e σ_ζ^2 . Nessa especificação, permite-se que o nível e a declividade da tendência se alterem ao longo do tempo, de acordo com as trajetórias de η_t e ζ_t . Não se incluem, no modelo proposto, o componente sazonal e o componente cíclico.

(1) Segundo Portugal (1993), os modelos estruturais de espaço de estado, que se utilizam de filtro de Kalman, são superiores no tratamento estatístico, quando comparados com outros tipos de modelos de parâmetros variáveis. Ademais, ao permitir que os coeficientes estimados se alterem ao longo da amostra, a hipótese da estacionariedade perde a relevância.

Figura A.5

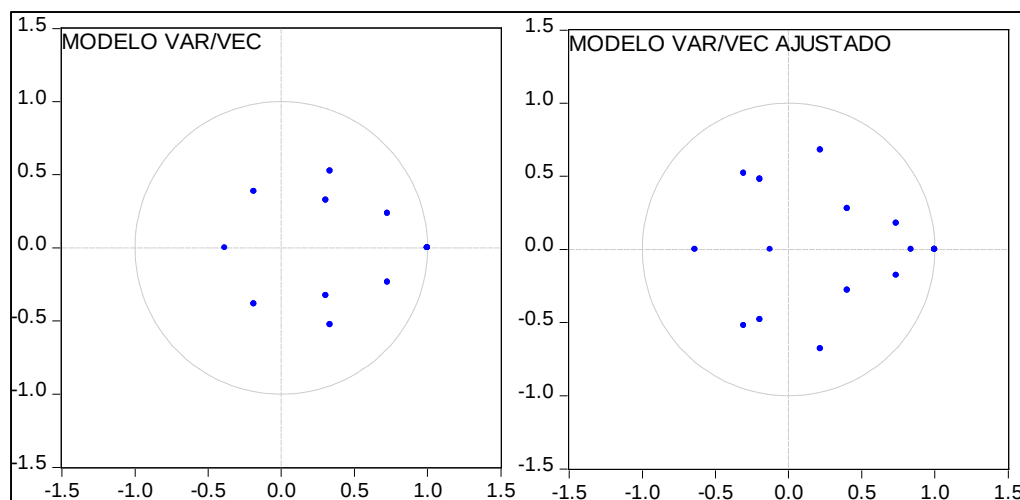
Estatísticas e intervenções estimadas para o modelo estrutural univariado de espaço de estado, para energia (ENE), metais (ME), matérias-primas agrícolas (MPA) e alimentos e bebidas (AB) — 1.º trim./92-1.º trim. /16

Coeficiente	Sem Intervenção ENE	Ajustado ENE	Coeficiente	Sem Intervenção ME	Ajustado ME
μ	4,2051 0,0000	5,2731 (0,0000)	μ	4,6862 (0,0000)	4,7379 (0,0000)
β	-0,07511 (0,0635)	-0,1556 (0,0006)	β	-0,0489 (0,17148)	-0,0581 (0,05245)
Nível 2008 (4)	-	-0,70436 (0,0000)	Nível 2008 (4)	-	-0,4050 (0,0000)
Nível 2009 (1)	-	-0,32364 (0,0000)	Nível 2009 (3)	-	0,1970 (0,0010)
Outlier 2003 (1)	-	0,16658 (0,0012)	Nível 2011 (4)	-	-0,1725 (0,0038)
Outlier 2015 (1)	-	-0,19332 (0,0002)	Outlier 2009 (1)	-	-0,1282 (0,0014)
Nível 2001 (4)	-	-0,25115 (0,0012)	Nível 2006 (2)	-	0,1746 (0,0033)
Nível 1998 (1)	-	-0,21893 (0,0045)	Outlier 2007 (2)	-	0,1164 (0,0036)
Nível 1999 (2)	-	0,22001 (0,0047)	Outlier 2010 (3)	-	-0,0961 (0,0155)
Nível 1999 (3)	-	0,19012 (0,0139)	Nível 1994 (4)	-	0,1437 (0,0151)
Estatísticas do Resíduo estimado			Estatísticas do Resíduo estimado		
Normalidade	25,0830 (0,0000)	2,2983 (0,3169)	Normalidade	26,6870 (0,0000)	2,2434 (0,3257)
H(28)	2,7219 (0,0038)	1,2318 (0,2925)	H(28)	2,8209 (0,0029)	0,93035 (0,5751)
Box-Ljung	17,1620 (0,1032)	10,521 (0,4842)	Box-Ljung	19,2890 (0,0561)	10,356 (0,4987)
R ²	0,0471	0,67989	R ²	0,0225	0,63042
AIC	-4,0774	-4,9123	AIC	-4,7802	-5,4647
BIC	-3,9182	-4,5407	BIC	-4,6209	-5,0931
Coeficiente	Sem Intervenção MPA	Ajustado MPA	Coeficiente	Sem Intervenção AB	Ajustado AB
μ	4,7032 (0,0000)	5,1666 (0,0000)	μ	4,9292 (0,0000)	4,6819 (0,0000)
β	0,00237 (0,67134)	0,0072 (0,0570)	β	-0,00638 (0,64812)	-0,0213 (0,16825)
Nível 2009 (1)	-	-0,1688 (0,0000)	Nível 2008 (4)	-	-0,2952 (0,0000)
Nível 2009 (3)	-	0,1455 (0,0000)	Nível 2008 (1)	-	0,1143 (0,0028)
Outlier 2010 (4)	-	0,1352 (0,0002)	Nível 2010 (4)	-	0,1134 (0,0031)
Nível 2008 (4)	-	-0,1622 (0,0000)	Nível 2003 (4)	-	0,1073 (0,0050)
Nível 2011 (1)	-	0,1278 (0,0004)	Nível 2002 (3)	-	0,1089 (0,0043)
Outlier 2001 (3)	-	-0,1242 (0,0006)	Nível 2012 (3)	-	0,0988 (0,0094)
Nível 2011 (4)	-	-0,1214 (0,0008)	Estatísticas do Resíduo estimado		
Nível 1995 (3)	-	-0,1097 (0,0024)	Normalidade	39,5030 (0,0000)	1,8290 (0,4007)
Nível 1998 (1)	-	-0,0991 (0,0057)	H(28)	3,7876 (0,0002)	1,1999 (0,3165)
Nível 2015 (3)	-	-0,09312 (0,0093)	Box-Ljung	26,0150 (0,0065)	11,657 (0,3900)
Nível 2001 (4)	-	-0,20262 (0,0001)	R ²	0,0300	0,59377
Nível 2009 (4)	-	0,0829 (0,0204)	AIC	-5,7281	-6,4074
Estatísticas do Resíduo estimado			BIC	-5,5689	-6,0888
Normalidade	8,1605 (0,0169)	0,1420 (0,9315)			
H(26)	2,8279 (0,0029)	0,8356 (0,67847)			
Box-Ljung	41,3420 (0,0000)	9,1784 (0,5153)			
R ²	0,0509	0,71964			
AIC	-5,7431	-6,5753			
BIC	-5,5838	-6,0975			

NOTA: Elaboração dos autores por meio do software Stamp 8.0.

Figura A.6

Teste de estabilidade do modelo VAR/VEC ajustado e VAR/VEC pela raiz inversa do polinômio —
1.º trim./92-1.º trim./16



NOTA: Elaboração dos autores por meio do software Stamp 8.0.

Referências

- AI, C.; CHATRATH, A.; SONG, F. On the comovement of commodity prices. **American Journal of Agricultural Economics**, Cary, v. 88, n. 3, p. 574-588, 2006.
- ALBEROLA-ILA, E.; BENIGNO, G. **Revisiting the commodity curse: a financial perspective**. Basle: Bank for International Settlements, 2017. (Working Papers, n. 609).
- ARAUJO, J. T. *et al.* **Beyond commodities: the growth challenge of Latin America and the Caribbean**. Washington, DC: The World Bank, 2016.
- BINI, D. A.; CANEVER, M. D.; DENARDIN, A. A. Correlação e causalidade entre os preços de *commodities* e energia. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 25, n. 1, p. 143-160, 2015.
- BLACK, C. Preços de *commodities*, termos de troca e crescimento econômico brasileiro nos anos 2000. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 42, n. 3, p. 27-44, 2015.
- BORENSZTEIN, E.; REINHART, C. M. The macroeconomic determinants of commodity prices. **IMF Staff Papers**, Washington, DC, n. 42, p. 236-261, 1994.
- BYRNE, J. P.; FAZIO, G.; FIESS, N. **Primary commodity prices: co-movements, common factors and fundamentals**. Washington, DC: The World Bank, 2011. (Policy Research Working Paper, 5578).
- CALDENTEY, E. P.; TITELMAN, D.; CARVALLO, P. **Weak expansions: a distinctive feature of the business cycle in Latin America and the Caribbean**. Santiago de Chile: Cepal, 2013. (Financiamiento del Desarrollo, n. 143).
- CARNEIRO, R. M. **Commodities, choques externos e crescimento: reflexões sobre a América Latina**. Santiago de Chile: Cepal, 2012 (Macroeconomía del Desarrollo, 117).
- CARVALHO, V. R.; LIMA, G. T. Estrutura produtiva, restrição externa e crescimento econômico: a experiência brasileira. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 18, n. 1, p. 31-60, 2009.
- CASHIN, P.; McDERMOTT, C. J.; SCOTT, A. **The myth of co-moving commodity prices**. Washington, DC: International Monetary Fund, 1999. (IMF Working Paper, 99/169).
- CHOI, K.; HAMMOUDEH, S. Volatility behavior of oil, industrial commodity and stock markets in a regime-switching environment. **Energy Policy**, Surrey, v. 38, n. 8, p. 4388-4399, 2010.

- CHUNRONG, A.; CHATRATH, A.; SONG, F. On the comovement of commodity prices. **American Journal of Agricultural Economics**, Cary, v. 88, n. 3, p. 574-588, 2006.
- COMMANDEUR, J. J. F.; KOOPMAN, S. J. **An introduction to state space time series analysis**. Oxford: Oxford University Press, 2007.
- DEB, P.; TRIVEDI, P. K.; VARANGIS, P. The excess co-movement of commodity prices reconsidered. **Journal of Applied Econometrics**, Chichester, v. 11, n. 3, p. 275-291, 1996.
- DOORNIK, J. A. **Econometric analysis with Markov-switching models**: PcGive 14. London: Timberlake Consultants, 2013.
- DURBIN, J.; KOOPMAN, S. J. **Time series analysis by state space methods**. Oxford: Oxford University Press, 2012.
- GOLDFELD, S. M.; QUANDT, R. E. A Markov model for switching regressions. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 1, n. 1, p. 3-15, 1973.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Pearson Education, 2000.
- HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica**, Chicago, v. 57, n. 2, p. 357-384, 1989.
- HAMILTON, J. D. Analysis of time series subject to changes in regime. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 45, n. 1, p. 39-70, 1990.
- HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- HAMILTON, L. C. **Statistics with stata**: updated for version 10. 7. ed. Canada: Cengage Learning, 2009.
- HARRIS, R. I. D. **Using cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice Hall, 1995.
- HARVEY, A. C. **Forecasting, structural time series models and the Kalman filter**. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.
- HARVEY, A. C.; KOOPMAN, S. J. Diagnostic checking of unobserved-components time series models. **Journal of Business & Economic Statistics**, Washington, v. 10, n. 4, p. 377-389, 1992.
- HARVEY, A. C.; SHEPHARD, N. Structural time series models. In: MADDALA, G. S.; RAO, C. R.; VINOD, H. D. **Handbook of Statistics**. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 1993. p. 261-302.
- HAUSMANN, R.; HWANG, J.; RODRIK, D. What you export matters. **Journal of Economic Growth**, Washington, v. 12, n. 1, p. 1-25, 2007.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND (IMF). **Regional Economic Outlook – Western Hemisphere**. Washington, DC, 2015.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND (IMF). **World Economic Outlook**. Washington, DC, 2017.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Amsterdam, v. 12, n. 2/3, p. 231-254, 1988.
- JUSELIUS, K. **The cointegrated VAR model**: methodology and applications. New York: Oxford University Press, 2006.
- KIM, C. Dynamic linear models with markov-switching. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 60, n. 1, p. 1-22, 1994.
- KIM, C.; NELSON, C. R. **State-space models with regime switching**. Cambridge: The Mit Press, 1999.
- KOLERUS, C.; N'DIAYE, P.; SABOROWSKI, C. **China's footprint in global commodity markets**. Washington, DC: International Monetary Fund, 2016. (Spillover Notes, n. 6).
- KOOPMAN, S. J.; SHEPHARD, N. **Unobserved components and time series econometrics**. Oxford: Oxford University Press, 2015.

LIBERA, A. A. D. **Integração entre os mercados de milho e soja: uma análise através da transmissão de preços**. 2009. Dissertação (Mestrado) — Programa de Pós-Graduação em Agronegócio, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2009.

NASH, J.; SINNOTT, E.; TORRE, A. **Natural resources in Latin America and the Caribbean: beyond booms and busts?** Washington, DC: The World Bank, 2010.

NATANELOV, V. *et al.* Is there co-movement of agricultural commodities futures prices and crude oil? **Energy Policy**, Surrey, v. 39, n. 9, p. 4971-4984, 2011.

NICOLA, F.; PACE, P.; HERNANDEZ, M. A. **Co-movement of major commodity price returns: time-series assessment**. Washington, DC: The World Bank, 2014. (Policy Research Working Paper, 6845).

PATTERSON, K. **An introduction to applied econometrics: a time series approach**. New York: Palgrave, 2000.

PÉREZ CALDENTEY, E.; VERNENGO, M. Raúl Prebisch and economic dynamics: cyclical growth and centre-periphery interaction. **Cepal Review**, Santiago de Chile, n. 118, p. 9-24, apr. 2016.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics Letters**, Amsterdam, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.

PINDYCK, R. S.; ROTEMBERG, J. J. The excess co-movement of commodity prices. **The Economic Journal**, [S.I.], v. 100, n. 403, p. 1173-1189, 1990.

PORTUGUAL, M. S. Modelos de parâmetros variáveis: uma resenha crítica. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 1, p. 99-134, 1993.

PRATES, D. M. A alta recente dos preços das *commodities*. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 27, n. 3, p. 323-344, 2007.

PREBISCH, R. **The economic development of Latin America and its principal problems**. New York: Economic Commission for Latin America United Nations, 1950.

REINHART, C. M.; REINHART, V.; TREBESCH, C. Global cycles: capital flows, commodities, and sovereign defaults, 1815-2015. **American Economic Review**, Nashville, v. 5, n. 106, p. 574-580, 2016.

RIBEIRO, F. "Reprimarização" das exportações: onde está o problema? **Revista Brasileira de Comércio Exterior**, Rio de Janeiro, n. 99, p. 2-3, 2009.

RODRIGUEZ, O. **O estruturalismo latino-americano**. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2009.

SACHS, J. D. M.; WARNER, A. **Economic reform and the process of global integration**. Washington, DC: Brookings Institution, 1995. (Brookings Papers on Economic Activity, v. 1).

SACHS, J. D. M.; WARNER, A. **Natural resource abundance and economic growth**. Cambridge: Harvard University, 1997.

SERRA, T.; ZILBERMAN, D.; GIL, J. Price volatility in ethanol markets. **European Review of Agricultural Economics**, Amsterdam, v. 38, n. 2, p. 259-280, 2010.

SINGER, H. The distribution of gains between investing and borrowing countries. **American Economic Review**, Nashville, v. 40, n. 2, p. 473-485, 1950.

THIRLWALL, A. P. Balance of payments constrained growth models: history and overview. **PSL Quarterly Review**, [S.I.], v. 64, n. 259, p. 307-351, 2011.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. 2. ed. Cambridge: The MIT Press, 2010.

WORLD BANK. **Global economic prospects 2009: commodities at the crossroads**. Washington DC, 2009.

WORLD BANK. **The commodity cycle in Latin America: mirages and dilemmas**. Washington, DC, 2016.