

Flutuações no nível de atividade e os ciclos de preços de *commodities*: evidências para o Brasil¹

Business cycles fluctuations and commodities prices: evidence for Brazil

ANDRÉ MOREIRA CUNHA*

MARCOS TADEU CAPUTI LÉLIS**

PRISCILA LINCK***

RESUMO: O presente trabalho investiga os impactos macroeconômicos dos preços das *commodities* na economia brasileira ao longo dos anos 2000. As metodologias econométricas empregadas permitiram identificar três ciclos de alta e três de baixa naqueles preços, todos eles apresentando os efeitos esperados de estimular o nível de atividades nos momentos em que os choques externos de preços são favoráveis; e o inverso, quando os choques de preços foram negativos. Os exercícios de decomposição permitiram isolar os efeitos dos choques de *commodities* dos demais determinantes potenciais do nível de atividades. Com isso, foi possível verificar que no ciclo de alta mais recente, que se inaugura em 2016, a recuperação nos preços das *commodities* não foi capaz de compensar os outros fatores domésticos (ou externos) que por ora bloqueiam uma retomada mais robusta da economia.

PALAVRAS-CHAVE: Preços das *commodities*; ciclos econômicos; economia brasileira.

ABSTRACT: This paper aims at evaluating macroeconomic impacts of commodities prices' shocks on the Brazilian economy during the 2000s. The econometric methodologies employed allowed to identify three regimes of high and three of low behavior in those prices, all of them presenting the expected effects of stimulating the level of activities, at times when external price shocks are favorable; and the reverse, when price shocks were negative. The

¹ Este trabalho contou com o apoio do CNPq (Processos n°. 303128/2017-8 e n°. 311474/2018-7) e da CAPES (Processo n. 88887.467431/2019-00). Agradecemos os comentários e sugestões dos pareceristas anônimos que são isentos dos erros e omissões que permaneceram.

* Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS e CNPq, Porto Alegre/RS, Brasil. E-mail: andre.cunha@ufrgs.br. Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-3746-5974>.

** Universidade do Vale do Rio dos Sinos – Unisinos, São Leopoldo/RS, Brasil. E-mail: mcaputi@uol.com.br. Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-7465-8049>.

*** Universidade do Vale do Rio dos Sinos – Unisinos, São Leopoldo/RS, Brasil. E-mail: priscila.linck@hotmail.com. Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-6954-205X>. Submetido: 30/Março/2020; Aprovado: 17/Setembro/2020.

decomposition exercises made it possible to isolate the effects of commodities shocks from the other potential determinants of the level of activities. Thus, it was possible to verify that in the most recent upward cycle, starting in 2016, the recovery in commodities prices has not been able to compensate for the other domestic (or external) factors that, for the moment, block a more robust economic recovery

KEYWORDS: Commodities prices; business cycles; Brazilian economy.

JEL Classification: O11; F44; E32; F63.

INTRODUÇÃO

O Banco Mundial (World Bank, 2019) sugeriu que as economias produtoras e exportadoras de recursos naturais, particularmente os países sul-americanos, viveram uma “década dourada” entre 2003 e 2013. Isto porque o “super-ciclo” de alta nos preços das *commodities* criou condições para a aceleração no ritmo de crescimento da renda e a redução nas restrições fiscais e externas. Por meio destes canais diretos de transmissão, observou-se o incremento de investimentos produtivos e sociais que, por sua vez, garantiram maior intensidade aos efeitos originais dos choques externos. Porém, a partir de 2014, notou-se uma reversão na tendência altista daqueles preços. Com isso, o menor dinamismo econômico traduziu-se em perdas, pelo menos parciais, dos ganhos prévios, tanto macroeconômicos quanto sociais. Alberola-Illa, E. *et al.* (2016), De la Torre *et al.* (2016), Kohn *et al.* (2018), Ben Zeev *et al.* (2018), Roch (2019), Cepal (2019), para citar alguns, chegaram a conclusões semelhantes utilizando distintas abordagens teóricas e empíricas. Estes trabalhos também constataram que os choques externos (positivos e negativos) mostraram-se particularmente importantes para explicar a dinâmica macroeconômica e social das economias sul-americanas nos anos 2000.

Na literatura supramencionada, o Brasil usualmente aparece como um caso paradigmático deste ciclo de “boom” e “bust”. Todavia, tal perspectiva não parece ter se traduzido plenamente no debate nacional. É a partir deste marco mais geral que o presente artigo procura: (i) mensurar os impactos das variações cíclicas nos preços das *commodities* sobre as flutuações no nível de atividades da economia brasileira nos anos 2000; e (ii) avaliar se aqueles são simétricos ou assimétricos, vale dizer, se os impulsos derivados dos ciclos de alta em tais preços se diferenciam daqueles associados aos ciclos de baixa. Assume-se a hipótese derivada das análises estruturalista e keynesiana (ver a segunda seção) de que a especialização regressiva torna o país mais suscetível aos impulsos gerados pelas oscilações cíclicas dos preços de *commodities*. Todavia, tais impactos não são necessariamente lineares ou predominantes na explicação das variações no nível doméstico de atividade.

Para avançar neste sentido, o artigo lança mão de dois métodos estatísticos diferentes: inicialmente procurou-se identificar a sequência de variações cíclicas nos preços das *commodities* com base na aplicação do modelo Markov Switching Dynamic Regression com componente estrutural (MScomp(S^m , S^v)-DR(p)); na sequência foi utilizada a metodologia de modelos Vetoriais Autorregressivos (VAR) para

estimar os efeitos dinâmicos dos momentos de alta e de baixa naqueles preços sobre a nossa variável de interesse, o IBC-Br² calculado pelo Banco Central do Brasil (BCB). Verificou-se que no ciclo de alta mais recente, que se inaugura em 2016, a recuperação nos preços das *commodities* não foi capaz de compensar os outros fatores domésticos (ou externos) que por ora bloqueiam uma retomada mais robusta do crescimento, tema explorado com maior profundidade em outros trabalhos (Bresser-Pereira *et al.*, 2019; Dweck e Rossi, 2019; Pires *et al.*, 2019). Sobre os ciclos de baixa, os nossos resultados convergem com aqueles já apresentados por Lélis *et al.* (2019), de que o impacto da baixa nos preços das *commodities* entre 2014 e 2016 foi mais duradouro do que aquele observado em 2009 sob os efeitos da Crise Financeira Global (CFG).

Além dessa Introdução, o trabalho está estruturado em mais três seções. Na sequência, faz-se breve revisão da literatura sobre o desempenho recente da economia brasileira. Os resultados dos exercícios realizados são apresentados na terceira seção. Seguem as considerações finais.

A ECONOMIA BRASILEIRA NOS ANOS 2000: O PAPEL DOS CICLOS DE *COMMODITIES*

É ampla e controversa a literatura pertinente às relações de curto e de longo prazo entre a produção e a exportação de recursos naturais e o desempenho das economias que neles se especializam (Bresser-Pereira *et al.*, 2014; Pfaffenzeller, 2016). As teorias clássica e neoclássica do comércio internacional oferecem uma perspectiva otimista, na qual este perfil de especialização produtiva e comercial permitiria ampliar a eficiência alocativa e o bem-estar social. Já as tradições teóricas keynesianas, estruturalistas, institucionalistas, dentre outras, enfatizam a conformação de desequilíbrios estruturais diversos naquele padrão, tanto nas contas externas quanto na forma de geração e de distribuição de renda doméstica. No longo prazo, a diversificação produtiva, particularmente em atividades modernas (indústria de transformação ou serviços intensivos em conhecimento), e a maior participação relativa na produção e nas exportações de bens com maior complexidade tecnológica determinariam níveis mais elevados de crescimento da renda (Marconi *et al.*, 2016; Gala *et al.*, 2018).

Análises que tratam as oscilações cíclicas do nível de atividades apresentam importante convergência, particularmente na literatura empírica, de que os movimentos dos preços das *commodities* contribuem para acentuar a instabilidade das flutuações macroeconômicas. Assim, constata-se que os países emergentes e em

² Os mesmos procedimentos e testes foram utilizados com outra variável *proxy*, a produção industrial, calculada pelo IBGE. Os resultados foram semelhantes àqueles que estão aqui reportados para o IBC-Br. Por esta razão, e dadas as limitações de espaço, optou-se por apresentar aqui somente os impactos no IBC-Br.

desenvolvimento (PED) são particularmente sensíveis aos choques exógenos – reais e financeiros – e de que suas economias são mais voláteis do que as economias dos países de alta renda (Reinhart *et al.*, 2016; Kohn *et al.*, 2018; Habib e Venditti, 2019; Cepal, 2019; World Bank, 2019). No caso dos países exportadores de *commodities*, os choques nos termos de intercâmbio se transmitem para o nível de atividade por meio da ampliação na volatilidade dos investimentos, o que se traduz em menores ganhos de produtividade ao longo do tempo (Dieppe, 2020). Não à toa, dentre os PED, os países latino-americanos, em geral, e os sul-americanos, em particular, apresentam níveis ainda mais intensos de volatilidade e seus ciclos de negócios são mais afetados pelos movimentos de capitais e as variações nos preços das *commodities* (Calderón e Fuentes, 2010; Caldentey *et al.*, 2013; Alberola-Ila, 2016; De La Torre *et al.*, 2016).

Roch (2019) sintetiza os principais canais de transmissão dos choques de *commodities* por esta literatura. Seu modelo trata de uma pequena economia aberta que possui três setores: o de bens comercializáveis, o de bens não comercializáveis e o produtor de *commodities*. O capital é o único fator de produção e as *commodities* entram como insumos na produção de bens comercializáveis. Neste contexto simplificado, um choque exógeno de alta nos preços de *commodities* melhora a renda deste setor no primeiro período. O efeito renda incrementa o consumo nos dois períodos e eleva a alocação de capital no setor de *commodities* em detrimento dos demais. Isto altera preços relativos com alta nos preços dos bens não comercializáveis (apreciação real da moeda nacional). No setor de bens comercializáveis a elevação nos custos de produção gera uma contração na produção. Todavia, a alta na produção de *commodities* compensa a redução na produção dos demais setores e também melhora o saldo comercial externo. Por fim, a elevação nos preços das *commodities* amplia investimentos derivados do maior consumo de bens não comercializáveis.

Assim, são resultados típicos esperados nos ciclos de alta de preços de *commodities*: aumento de produção, consumo, investimentos e apreciação cambial. A reversão desta dinâmica poderia se dar nos momentos de queda de preços. Extensões deste modelo podem considerar os efeitos positivos sobre as contas públicas e os efeitos inflacionários. As análises críticas ao *mainstream* reconhecem tais canais de transmissão, mas tendem a enfatizar os efeitos estruturais das alterações nos preços relativos (apreciação cambial), com destaque para a realocação de capital e a consequente redistribuição da renda para os setores produtores de *commodities* e os setores não comercializáveis. A apreciação cambial reforçaria a tendência de perda de dinamismo da indústria de transformação, comprometendo os ganhos de produtividade nela originada (Bresser-Pereira *et al.*, 2014). Os eventuais benefícios de curto prazo com a alta nos preços das *commodities* seriam ofuscados pelo crescimento baixo e volátil no longo prazo. Problemas como a “doença holandesa” e a desindustrialização se agravariam ainda mais no ambiente da globalização com dominância financeira, onde os PED são “tomadores” dos ciclos econômicos que, por sua vez, são determinados nas economias centrais, especialmente nos Estados Unidos (Ocampo, 2001; De Paula *et al.*, 2017).

Tal assimetria reduziria as margens de manobra para a realização de políticas de curto prazo que atenuem as oscilações macroeconômicas, e de longo prazo, voltadas para a promoção do desenvolvimento socioeconômico (Bresser-Pereira *et al.*, 2014; Cimoli *et al.*, 2020). Para amortecer os efeitos dos choques externos, a literatura crítica ao *mainstream* da Economia enfatiza a importância de se preservar estruturas produtivas e de comércio internacional mais complexas e diversificadas, bem como adotar regimes de política econômica que reduzam a exposição das economias domésticas aos efeitos desestabilizadores dos fluxos de capitais. Em alguma medida, tais opções perpassam o espaço decisório interno. Por decorrência, o ativismo estatal torna-se relevante para preservar a estabilidade econômica e financeira, o que contribuiria para reduzir as incertezas inerentes às economias monetárias de produção, e induzir a constituição de trajetórias mais robustas e sustentáveis de crescimento econômico e inclusão social.

É por este prisma que tal literatura crítica trata a crise da dívida externa do começo dos anos 1980 como um divisor de águas para a economia brasileira. Antes dela, a combinação entre urbanização e industrialização produziu efeitos dinâmicos sobre o nível de atividades e a produtividade que tornam o Brasil um dos casos mais bem-sucedidos de *catching-up* entre os países periféricos³. Desde então, dá-se o oposto: o crescimento da renda e da produtividade tornou-se baixo e volátil; a indústria de transformação perdeu participação no produto interno bruto (PIB) em uma dimensão que excede os padrões normais, caracterizando um dos exemplos mais notáveis de “desindustrialização precoce” (Palma, 2012); e o perfil de comércio exterior voltou a ser marcado pela dependência de recursos naturais ou de manufaturas intensivas na sua utilização (Belluzzo e Almeida, 2002; Bresser-Pereira, 2016).

Nos anos 2000 houve momentos que esta tendência mais geral foi atenuada. Graças à combinação entre fatores externos e domésticos, tais como o superciclo de alta nos preços das *commodities*, o incremento dos salários reais e do crédito, as políticas de transferência de renda, o aumento dos investimentos públicos, dentre outros fatores, observou-se um processo de aceleração no ritmo de expansão do nível de atividades. Se entre 1981 e 2019 a taxa média de crescimento do PIB brasileiro foi de 2,2% a.a., no período 2003-2013 tal média elevou-se para 3,6% a.a. Ainda assim, quando se toma a diferença entre as variações médias do PIB brasileiro com respeito ao mundial o quadro geral é de desalento, pois nem mesmo aquela aceleração permitiu com que o país voltasse a crescer acima do ritmo global⁴.

Entre 2014 e 2016, os preços das *commodities* experimentaram uma impor-

³ Detalhes e referências em Hiratuka e Sarti (2017) e Lélis *et al.* (2019).

⁴ Entre 1950 e 1980, o PIB do país cresceu, em média, 2,3% a.a. mais do que o PIB global; já de 1981 a 2019, tal diferença foi de -1,2% a.a. Na década de ouro (2003 a 2013) o diferencial foi de -0,4% a.a., ao passo que de 2014 a 2019 este indicador ficou em -3,9% a.a., o que o aproxima de outros períodos de crise intensa, como nos anos 1960 (1963-1965: -3,5% a.a.), 1980 (1981-1983: -4,4% a.a.) e 1990 (1990-1992: -3,0% a.a.). Estimativas dos autores a partir de dados do IBGE, FMI (IMF World Economic Outlook Database, October 2019) e Maddison Project Database.

tante contração, que coincidiu com a emergência de um dos quadros recessivos mais graves da história do país. Ademais, de 2017 a 2019 a recuperação no nível de atividades deu-se de forma pífia, com uma variação média anual pouco acima de 1%. Alguns analistas sugerem que, diferentemente de outros ciclos de contração, a retomada atual se caracteriza para uma incapacidade de a economia brasileira retomar patamares mais robustos de expansão econômica e de recuperação dos níveis de emprego, produtividade e salários (Pires *et al.*, 2019; Quadros, 2019; Barbosa, 2020; Fonseca *et al.*, 2020). Desta vez, nem mesmo a recuperação nos preços internacionais das *commodities* foi suficiente para destravar o baixo dinamismo da absorção doméstica.

Assim, a economia brasileira adentrou os anos 2020 em uma situação precária. O crescimento segue volátil, mas abaixo da média das últimas quatro décadas, bem como aquém dos movimentos prévios de recuperação cíclica. A deterioração do mercado de trabalho ganhou força, a pobreza e a desigualdade distributiva retomaram a trajetória ascendente e se mantiveram importantes desequilíbrios nas contas públicas e externas (World Bank, 2019; Cepal, 2019). Tal quadro é marcan- temente distinto daquele observado por cerca de uma década a partir de 2003, quando a aceleração no crescimento da renda veio acompanhada de relativo equi- líbrio macroeconômico e marcante melhoria na dinâmica de integração social das camadas de baixa renda (Góes e Karpowicz, 2019). Tal convergência, inédita na história do país, teve fôlego curto e tem sido revertida desde 2015. Políticas fiscais pró-cíclicas e o desmonte do Estado de bem-estar social constituído a partir da promulgação da Constituição de 1988 marcam os anos recentes de crise econômi- ca e política (Singer, 2018; Carvalho, 2018; Quadros, 2019).

A literatura sobre as causas do desempenho pré-2014 e da crise posterior pos- sui nuances e controvérsias que demandariam um tratamento mais detalhado em outro espaço. Para efeitos do presente trabalho, cabe ressaltar que uma determina- da narrativa se tornou predominante, qual seja, de que o *boom* foi causado por efeitos de estímulos externos, dado o choque favorável nos termos de intercâmbio decorrente da forte elevação nos preços internacionais das *commodities*, pela ma- nutenção de uma política macroeconômica convencional e a introdução de refor- mas pró-mercado em várias áreas, particularmente no mercado creditício. Por ou- tro lado, o *bust* teria se originado no crescente ativismo estatal pós-CFG, especialmente nos anos da gestão Dilma Rousseff (2011-2016).

Tal perspectiva, aqui chamada de “convencional”, aponta que com a estabili- zação monetária derivada do Plano Real e a realização de reformas de caráter li- beral (abertura financeira e comercial; privatizações; desregulamentação etc.) as condições para a recuperação da vitalidade da economia brasileira estavam dadas. Bastava seguir a ruptura com o padrão de ativismo estatal dos anos “desenvolvi- mentistas”, tidos como responsáveis pelas distorções dos incentivos microeconô- micos e dos desajustes macroeconômicos estruturais, expressos na inflação alta e crônica e na dívida pública elevada (Bacha e Bonelli, 2005; Franco, 2005). O teste, então tido como definitivo para o sucesso deste “fim da história” dos trópicos, estava nos primeiros anos do governo de Luiz Inácio Lula da Silva (2003-2010).

Este, deixando para trás a retórica anti-*establishment*, teria “rompido com a ruptura” por meio da manutenção do tripé macroeconômico herdado do ciclo neoliberal dos anos 1990, e da realização de reformas microeconômicas pró-mercado (Giambiagi, 2011; Lisboa e Latiff, 2013). Ao preservar o regime de política econômica herdado da gestão Cardoso (1995-2002) e colher os efeitos do choque externo favorável da alta nos preços das *commodities*, a administração Lula da Silva beneficiou-se com a aceleração do crescimento não engendrada diretamente por ele.

Todavia, segue o raciocínio, com o advento da crise financeira global de 2007/2009 voltou o ativismo estatal, aprofundado na gestão da presidente Dilma Rousseff (2011-2016). A crise fiscal se agravou, ainda que mascarada pela “contabilidade criativa”. Isso teria produzido um ambiente de insegurança que reduziu investimentos e, com isso, o crescimento econômico. A crise política no segundo mandato Dilma, a despeito da sua guinada conservadora, só revelou o caráter insustentável do “populismo” ou do “desenvolvimentismo” em sua nova encarnação (Spilimbergo e Srinivasan, 2019, pp.3-4).

Esta narrativa e, mais importante, a literatura que a sustenta, introduz uma assimetria explicativa sobre os choques de *commodities*, que parecem ter um poder maior para induzir trajetórias de alta no nível de atividades do que para explicar as contrações, especialmente no período pós-2014, conforme já havia sido constatado por Barbosa (2015), Borges (2016a, 2016b), Lélis *et al.* (2019), Pires *et al.* (2019), dentre outros. Ademais, há lacunas importantes na oferta de evidências empíricas mais robustas que busquem estimar a importância relativa dos distintos determinantes potenciais das oscilações no nível de atividades. A próxima seção procura contribuir neste sentido.

CICLOS NOS PREÇOS DAS COMMODITIES E A DINÂMICA MACROECONÔMICA ENTRE 2003 E 2018

Nesta seção procura-se mensurar os efeitos das mudanças nos regimes de preços de *commodities* (se de “Alta” ou de “Baixa”) sobre as flutuações no nível de atividades e, também, avaliar se tal padrão foi simétrico ou assimétrico. A identificação e a quantificação dos potenciais canais de transmissão dos choques de preços excedem o seu escopo e serão objeto de investigações futuras. Para tanto é aplicado o modelo Markov-Switching (ver Anexo) com componente estrutural (MS-DR)⁵ para identificar os meses dos regimes de alta e de baixa nos preços das *commodities* (CO). Com base na série de periodicidade mensal do Fundo Monetário Internacional, os ciclos foram estimados no intervalo entre janeiro de 1992 e dezembro de 2018. Na sequência foram estimados os efeitos dinâmicos dos choques negativos e positivos na mudança de regime daqueles preços por meio de Modelos

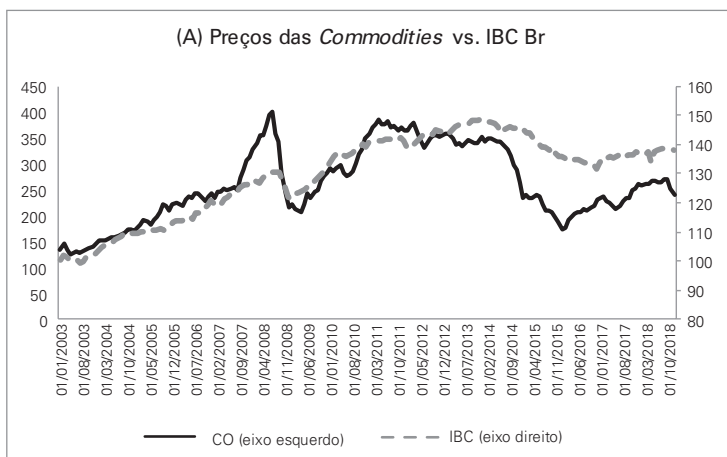
⁵ Ver, principalmente, Doornik (2013), bem como Goldfeld e Quandt (1973), Lindegren (1978), Kim (1994) e Hamilton (1990 e 1994).

Vetoriais Autorregressivos (VAR) com respeito às seguintes variáveis de interesse da economia brasileira: nível de atividades, inflação e taxa de câmbio, sendo as duas últimas variáveis de controle⁶ que capturam, respectivamente, os efeitos dos choques financeiros externos e domésticos. Aqui o período temporal foi de janeiro de 2003 a dezembro de 2018, dada a disponibilidade de informações para todas as séries.

As quatro séries temporais⁷ utilizadas têm periodicidade mensal e estão mensuradas em número índice, quais sejam: o índice de atividade econômica do Banco Central do Brasil – IBC-Br (IBC) –; a taxa de câmbio nominal da relação entre o Real e o Dólar estadunidense (EX); a inflação, medida pelo Índice de Preços Consumidor Amplo – IPCA (IN); e o índice de preços das *commodities* (CO). Para aplicação do VAR, todas as séries passaram por um ajuste sazonal (método Census-X13) e foram definidas em logaritmo. Já para metodologia Markov Switching, o ajuste se deu pela introdução de variáveis *dummies* sazonais.

A Figura 1 mostra a evolução das nossas variáveis principais de interesse (entre 2003/1 e 2018/12), onde se evidencia (painel A) uma relação estreita entre as variações do nível de atividades (IBC) e as flutuações nos preços das *commodities*.

Figura 1: Indicadores Macroeconômicos Seleccionados, 2003-2018
(número índice e dados dessazonalizados)



Fontes: IBGE, Banco Central do Brasil e FMI.

⁶ A escolha das variáveis de controle se baseou em dois critérios: (i) a literatura prévia (Calderón e Fuentes, 2010; Caldentey et al., 2013; Alberola-Ila, 2016; De La Torre et al., 2016) também as utiliza para capturar os efeitos de choques financeiros e de política doméstica; e (ii) o critério da parcimônia. Procurou-se evitar o crescimento exponencial do número de parâmetros a serem estimados.

⁷ O IBGE é a fonte para o IPCA; o Banco Central do Brasil é fonte oficial do IBC-Br e a taxa nominal de câmbio (que está medida como BRL por USD, de modo que uma elevação no número índice representa a depreciação da moeda brasileira); e o Fundo Monetário Internacional é a fonte do índice das *commodities*, cuja elevação representa alta de tais preços.

A tabela 1 mostra os regimes para média de CO⁸. Foi identificado um período longo (139 meses) de Regime Baixo, ao que se segue outro mais curto (58 meses) de Regime de Alta (2003(10)-2008(7)). Este é interrompido com a crise *Subprime*, em 2008(8), que induz sete meses de Regime de Baixa (2008(8)-2009(2)). O próximo Regime de Alta – retomada da crise *Subprime* – cobre o período 2009(3) a 2014(6), quando é interrompido em 2014(7), iniciando um novo Regime de Baixa (2014(7)-2016(1)). Este coincide com o começo da forte crise econômica vivida pela economia brasileira. Por fim, o último Regime de Alta inaugura-se em 2016(2) e perdura até 2018(12).

Tabela 1: Periodicidade para os Regimes da Média e Variância no modelo MScomp(2,2)-DR(2) – 1993(1) - 2018(12)

Média				Variância			
	Início	Fim	Duração (meses)		Início	Fim	Duração (meses)
Regime Baixa	1992(3)	2003(9)	139	Regime Baixa	1992(3)	1996(9)	55
	2008(8)	2009(2)	7		2012(9)	2014(10)	26
	2014(7)	2016(1)	19	Regime Alta	1996(10)	2012(8)	191
Regime Alta	2003(10)	2008(7)	58		2014(11)	2018(12)	50
	2009(3)	2014(6)	64				
	2016(2)	2018(12)	35				

Fonte: Estatísticas estimadas pelo Software PcGive 14.

Com esses resultados, foram introduzidas as *dummies* para o exercício seguinte, que estima os efeitos dos multiplicadores dinâmicos no modelo VAR: (i) Regimes de Baixa – 1992(3) até 2003(9) – DU_L1, de 2008(8) (ii) até 2009(2) – DU_L2, e de 2014(7) até 2016(1) – DU_L3; e (iii) Regimes de Alta – 2003(10) até 2008(7) – DU_H1, de 2009(3) até 2014(6) – DU_H2, e de 2016(2) até 2018(12) – DU_H3. Por decorrência, a equação (3) do Anexo está composta por um vetor de variáveis endógenas com as seguintes séries: IBC, IN, EX e CO e duas especificações para os respectivos regimes de alta e de baixa. Com isso, são estimadas duas estruturas de modelo VAR, uma para Regimes de Alta, e outra para Regimes de Baixa, onde em cada uma delas se impõe um vetor de variáveis exógenas com três *dummies* DU_H1, DU_H2 e DU_H3; ou DU_L1, DU_L2 e DU_L3.

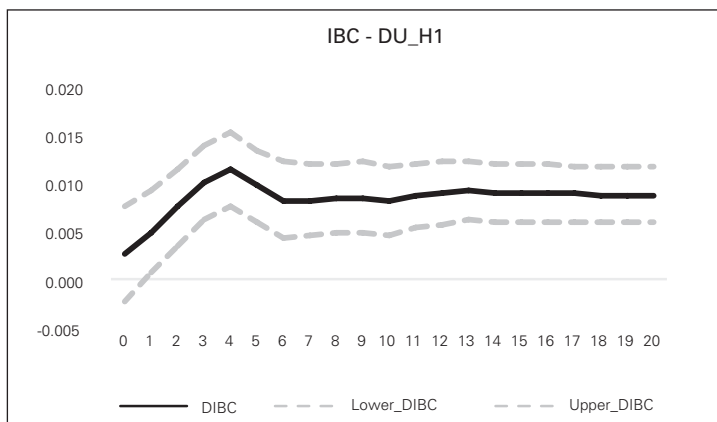
A construção de um modelo vetorial identifica entre as variáveis endógenas do modelo quais seriam mais exógenas. Assim, o primeiro elemento do modelo VAR,

⁸ Em comparação, os regimes para a variância de CO apresentam diferentes periodicidades. Notou-se maior permanência em regimes de variância alta (241 meses), entre 1996(10) e 2012(8), e entre 2014(11) e 2018(12). Há dois Regimes de Baixa para variância: de 1992(3) a 1996(9) e entre 2012(9) e 2014(10), totalizando 81 meses. Isso nos permite sugerir que o ciclo de alta dos preços das *commodities* dos anos 2000 caracterizou-se por elevada volatilidade.

que é o último a reagir aos choques exógenos, torna-se o mais endógeno. É possível, com isso, estabelecer a hipótese sobre o processo de causação dos choques. Para os VARs propostos a variável mais exógena será CO, sendo a mais endógena a respectiva *proxy* para o nível de atividade (IBC). Os testes de estacionariedade⁹ indicam a utilização de modelo VAR com as variáveis em primeira diferença com o seguinte ajuste: VAR-High(7) e VAR-Low(6).

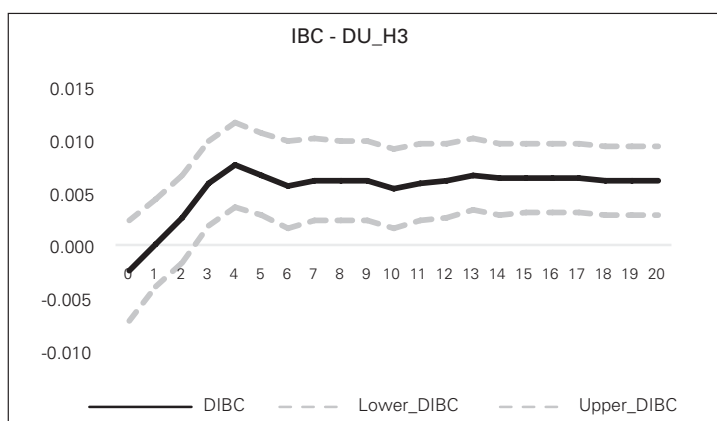
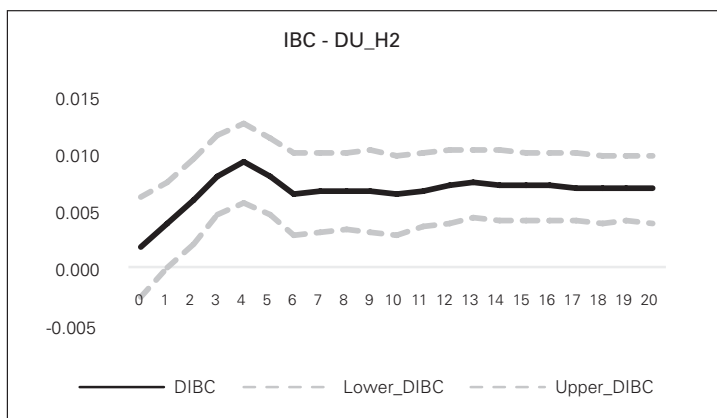
A estratégia de observação das Funções Impulso-Resposta (FIR) segue a sugestão de Lütkepohl (2006) de analisar as respostas dinâmicas das variáveis endógenas em relação às mudanças provenientes de variáveis exógenas ao sistema. Com isso, é proposto uma FIR multiplicadora dinâmica, sendo os seus efeitos acumulados. Os resultados das FIR dos modelos estimados estão nas Figuras 2 (regimes de alta) e 3 (regimes de baixa)¹⁰. Como observação geral, ressalta-se que choques positivos (negativos) das mudanças de regime dos preços das *commodities* produziram efeitos positivos (negativos) e significativos estatisticamente sobre o nível de atividade. Ademais, é possível constatar que as três *dummies* de alta dos CO apresentam efeitos estatisticamente semelhantes sobre o IBC-Br, o que sugere robustez nas estatísticas estimadas.

Figura 2: Efeitos do FIR Multiplicador Dinâmico Acumulado no Modelo VAR-High(7) – Impulso: Regime de Alta 2003(10) até 2008(7) – DU_H1; Regime de Alta 2009(3) até 2014(6) – DU_H2 e Regime de Alta 2016(2) até 2018 (12) – DU_H3; Respostas: Nível de Atividade (IBC)



⁹ Foram estimados os testes Dickey-Fuller ampliado (ADF), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), ADF com quebra; Zivot-Andrews (ZA). As quatro especificações de testes sugeridas indicaram um comportamento I(1) com nível de significância de 5%. Todo o detalhamento e testes podem ser encaminhados mediante solicitação.

¹⁰ Salienta-se que foram estimadas FIR para os períodos que ocorrerem alterações entre os regimes. Assim, ao considerar a DU_L1 não se observa alteração entre regimes no início da série dessa variável binária.

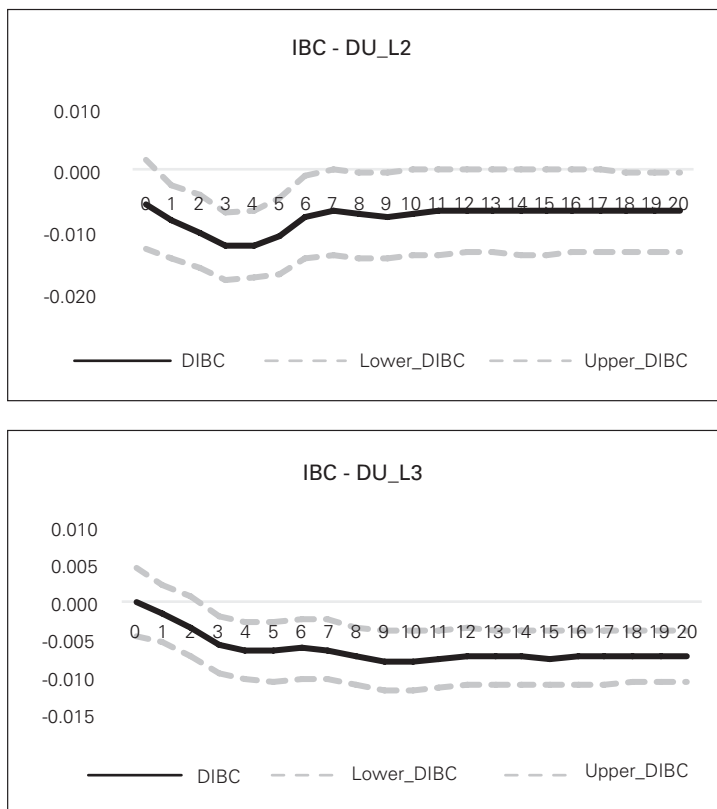


Fonte: Estatísticas estimadas pelo Software STATA 16.

Os efeitos dos ciclos de baixa das CO sobre o IBC quando da crise *Subprime* e da recessão de 2014-2016 estão reportados na Figura 3.

A principal diferença entre estes dois choques nos preços das *commodities* é que no segundo os efeitos são mais dilatados no tempo. No primeiro período (DU_L2), observa-se que a partir do 7º mês há oscilações entre meses em que o efeito do choque é estatisticamente significativo, com outros que essa significância não é observada. Já no choque na DU_L3 os efeitos são permanentes e o formato da FIR aponta para uma tendência de queda consistente, onde a maior contração ocorre quando a curva se estabiliza.

Figura 3: Efeitos do FIR Multiplicador Dinâmico Acumulado no Modelo VAR-Low(6) – Impulso: Regime de Baixa 2008(8) até 2009(2) – DU_L2 e Regime de Baixa 2014(7) até 2016(1) – DU_3; Respostas: Nível de Atividade (IBC)



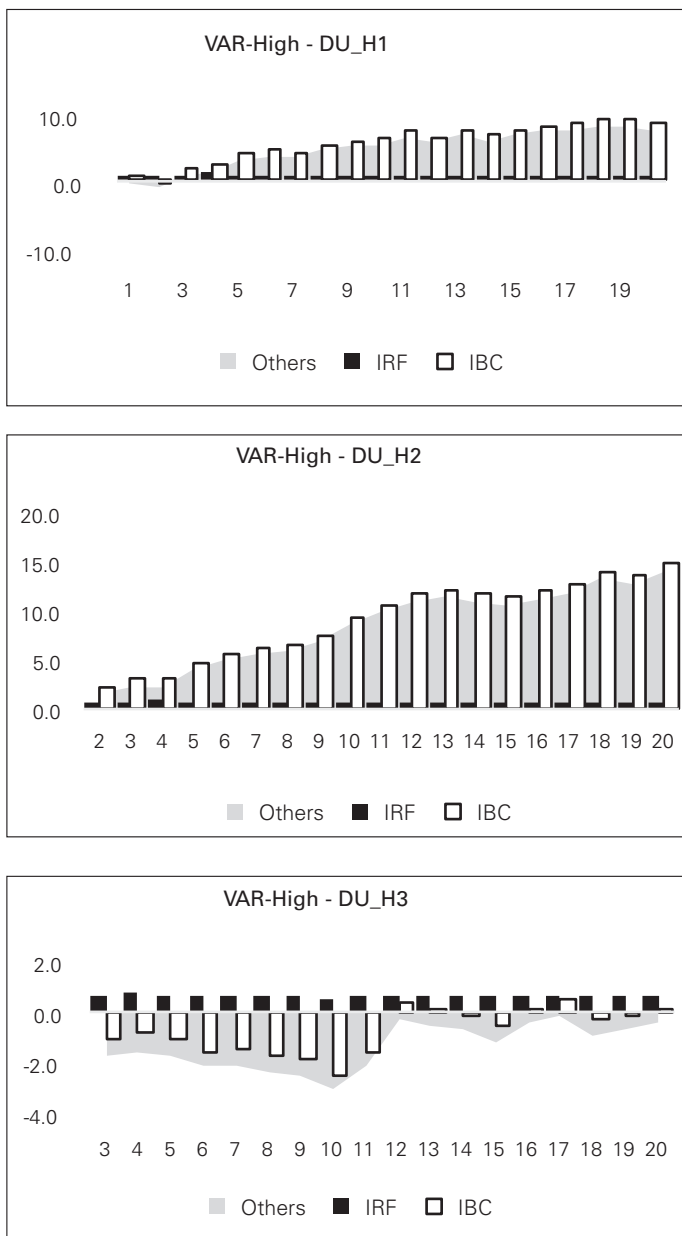
Fonte: Estatísticas estimadas pelo Software STATA 16.

As Figuras 4 e 5 decompõem as variações acumuladas no nível de atividades em dois componentes: os efeitos diretos do choque de preços de *commodities*¹¹ (FIR) e os demais fatores não estimados no modelo que contribuiriam para explicar as variações do IBC-Br (Others). Estes representam a diferença entre a variação acumulada total do IBC-Br e a variação acumulada daquele choque.

Os resultados principais reforçam a percepção de que a aceleração da economia brasileira a partir de 2003 teve, em seu início, a contribuição dos fatores asso-

¹¹ Assim, na Figura 5 chega-se a três caracterizações: DU_H1, DU_H2 e DU_H3. Já a Figura 6 mostra duas caracterizações: DU_L2 e DU_L3. Foram excluídos da análise os meses onde a FIR não foi estatisticamente significativa.

Figura 4: Contribuição do efeito dos Regimes de Alta das *commodities* e demais fatores no IBC – Regime de Alta 2003(10) até 2008(7) – DU_H1; Regime de Alta 2009(3) até 2014(6) – DU_H2 e Regime de Alta 2016(2) até 2018 (12) – DU_H3



Fonte: Estatísticas estimadas pelo Software STATA 16.

ciados ao ciclo de alta nos preços das *commodities*. Assim, em seu auge, em 2004(1), dois meses após a mudança no regime de CO, o choque em DU_H1 contribuiu com 57% da variação no nível de atividades. Tal impacto continuou sendo positivo, mas se reduziu para uma média de 10%. Com isso, outros fatores, já destacados na literatura prévia (ver segunda seção) e possivelmente associados à dinâmica interna da economia brasileira (expansão do crédito, crescimento do emprego e das rendas do trabalho, políticas de transferência de renda, aumento dos investimentos públicos *etc.*) contribuíram de forma mais intensa para o incremento da renda.

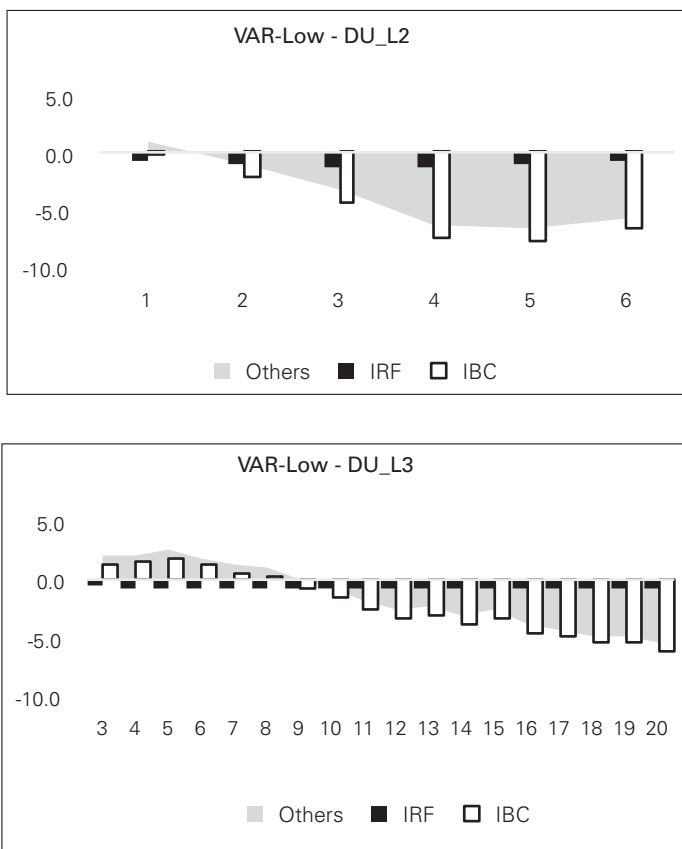
No contexto da crise *Subprime* e de seus desdobramentos já como Crise Financeira Global, o choque nos preços das *commodities* em 2009 (DU_H2) também gerou efeitos positivos sobre as variações do IBC-Br, porém com menor intensidade ante o movimento observado em 2003. Dois meses após o impulso em DU_H2 o efeito observado foi o máximo: 26%. Tal participação se estabiliza a partir do 12º mês com um efeito médio nas variações do nível de atividades de 6%. Vale dizer, de acordo com os resultados deste exercício, outros efeitos, possivelmente derivados das políticas contracíclicas adotadas no período (ver Barbosa Filho, 2015; Arestis *et al.*, 2017), parecem explicar a retomada no horizonte temporal aqui estimado.

Por outro lado, a relação entre o terceiro ciclo de alta de preços das *commodities* e o nível de atividades da economia brasileira indica a emergência de uma dinâmica distinta. Observa-se que o resultado da FIR (DU_H3) apresenta contribuições positivas para o IBC que, todavia, não foram capazes de alavancar o ritmo de crescimento econômico. Ou seja, outros fatores acabaram por estabelecer dificuldades para expansão da atividade econômica, resultando em um efeito líquido negativo na taxa de variação acumulada do IBC-Br. Em 2016(7) (mês 4 na Figura 5 – DU_H3), chega-se no maior efeito de DU_H3 sobre o nível de atividades, com uma taxa média estimada de crescimento positiva de 0,7%. O resultado observado do IBC-Br, porém, foi de retração acumulada de 0,8%. Com isso, estima-se um impulso, originada dos outros fatores, negativo de 1,5%.

Tais resultados sugerem que se os padrões de recuperação cíclica pós-2003 e pós-2009 prevalecessem, era de esperar que a partir do 12º mês após o choque inicial em DU_H3 a economia brasileira pudesse entrar em um ritmo de expansão mais robusto e duradouro. Todavia, esse resultado acabou por não se realizar na prática, apesar do efeito positivo dos preços das *commodities*. O caráter particular deste período, onde os choques externos positivos não permitiram dinamizar a economia brasileira, vai ao encontro do que tem sido sugerido por trabalhos como Carvalho (2018), Bresser-Pereira *et al.* (2019), Pires *et al.* (2019), Quadros (2019), Dweck e Rossi (2019), Barbosa (2020), Fonseca *et al.* (2020), para citar alguns, de que os problemas estruturais, como o processo de especialização regressiva e de financeirização, interagiram perversamente com as políticas de austeridade fiscal, de desmonte do Estado de bem-estar social e de polarização política que se iniciam já no segundo mandato da presidente Dilma Rousseff.

Por fim, a Figura 5 apresenta exercício semelhante para os ciclos de baixa (DU_L2 e DU_L3) que apresentam resultados estatisticamente significativos.

Figura 5: Contribuição do efeito dos ciclos de baixa das *commodities* e demais fatores no IBC – Regime de Baixa 2008(8) até 2009(2) – DU_L2 e Regime de Baixa 2014(7) até 2016(1) – DU_H3



Fonte: Estatísticas estimadas pelo Software STATA 16.

Os efeitos do impulso em DU_L2 sobre a atividade econômica foi estatisticamente significativo e intenso no início da crise *Subprime*, tendo em seu segundo mês respondido por 46% da variação negativa do IBC-Br. Tal efeito se projeta até o sexto mês, com uma média de contribuição de 15%. Porém, a partir do sétimo mês do choque não se observam mais efeitos persistentes dos choques negativos de DU_L2 sobre o nível de atividades da economia brasileira, com quedas cada vez menores no IBC-Br¹².

Já a mudança de regime de preços de *commodities* em 2014 (DU_L3) apresentou um impacto mais persistente. Em 2014(10) materializa-se significância estatística no choque negativo de CO, resultando uma estimativa de contração média de

¹² Quando se compara a queda acumulada do IBC no 5º e no 6º mês, constata-se, respectivamente, 7,7% e 6,7%. Já no 7º mês, não indicado na Figura, a retração acumulada foi de 6,1%.

0,6% no IBC-Br, em um momento em que o desempenho da atividade econômica ainda era positivo. Todavia, a partir do quinto mês é possível verificar um movimento de perda de dinamismo do IBC-Br. No décimo mês após o impulso inicial de mudança de regime de preços, tal choque respondeu por 48% da variação no nível de atividades. No vigésimo mês, tal processo ainda se fazia sentir, agora com uma contribuição menor, de 12%.

Em síntese, é possível sugerir que: (i) há uma assimetria entre os efeitos acumulados nos períodos de alta e de baixa dos preços das *commodities*, com impactos mais intensos quando dos períodos de choques negativos, exatamente o oposto do que sugere a literatura convencional aqui analisada; (ii) os efeitos do regime de baixa das CO que se inicia em 2014 (DU_L3) sobre a atividade econômica brasileira foram mais representativos e permanentes quando comparados com os efeitos do regime de baixa originário da CFG, a partir de 2008 (DU_L2); e (iii) o ciclo pós-2016 de alta no preço das *commodities* não foi suficiente para dinamizar a economia. Tais resultados vão ao encontro da literatura que sugere ser desempenho macroeconômico dos países sul-americanos, em geral, e do Brasil, em particular, condicionado fortemente pelo choque dos termos de intercâmbio (De La Torre, 2016; Reinhart *et al.*, 2016; Alberola-Ila, 2016; Cepal, 2019; World Bank, 2019; Roch, 2019). Nos anos 2000, isso se deu no contexto do que se convencionou chamar de superciclo de alta nos preços das *commodities*. Ademais, reforça-se a perspectiva de que não se pode atribuir exclusivamente, ou mesmo, principalmente, pelos menos no seu ano inicial, a desaceleração econômica observada a partir do final de 2014, e que produziu uma profunda recessão, às escolhas de política doméstica. Estudos futuros poderão esclarecer em que medida os mecanismos de recuperação cíclica, já frágeis no Brasil dos últimos quarenta anos, tornaram-se ainda mais débeis no período recente.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho analisou as relações entre os choques nos preços das *commodities* e as flutuações do nível de atividades da economia brasileira nos anos 2000. Este período foi marcado, inicialmente, por um ciclo de aceleração do crescimento da renda, que veio acompanhado de melhorias sociais diversas e a manutenção de uma relativa estabilidade macroeconômica. Depois, a desaceleração iniciada em 2011 converteu-se, entre 2014 e 2016, em um quadro recessivo grave, do qual se desdobrou o processo de *impeachment* da presidente Dilma Rousseff. Esse novo momento caracteriza-se: (i) pela incapacidade de a economia retomar patamares “normais” de expansão, tomando-se tal normalidade pelo já rebaixado parâmetro médio de crescimento da renda das últimas quatro décadas; e (ii) pela introdução de uma agenda de reformas estruturais liberalizantes, que sinaliza para a ruptura com o pacto político e social derivado da promulgação da Constituição de 1988.

Partiu-se da hipótese inspirada na literatura estruturalista e keynesiana de que os processos de financeirização e de especialização regressiva tendem a tornar a

economia do país mais exposta aos choques externos, mas que estes não se propagam de forma linear. Os resultados obtidos para o caso das mudanças de regime nos preços das *commodities* corroboram tal perspectiva. Verificou-se que os períodos de alta naqueles preços contribuíram para a recuperação cíclica no nível de atividades, especialmente nas fases iniciais das retomadas pós-2003 e pós-2009. O mesmo não ocorreu em 2016. No caso dos ciclos de baixa, foi possível constatar seus resultados negativos quando da CFG e no período 2014 a 2016, particularmente neste segundo momento. No ano que se seguiu à mudança no regime de preços de *commodities* em 2014, quase metade das variações no nível de atividades era explicada pelo choque externo de preços. Tal efeito tem sido usualmente minimizado nas análises convencionais, que enfatizam as decisões de política doméstica como determinantes da crise econômica pós-2014. Estas possivelmente contribuíram para a crise, mas não necessariamente na proporção sugerida pelo *mainstream* local.

Ao apontar, com sustentação empírica insuficiente, que os problemas conjunturais e estruturais da economia brasileira são derivados das supostas irresponsabilidades das políticas desenvolvimentistas, a literatura convencional revisada na segunda seção deu fundamentação intelectual para a adoção de um conjunto amplo de medidas de austeridade fiscal e de desmonte das capacidades estatais, o que possivelmente está contribuindo para a manutenção de um desempenho ainda mais frágil da economia. Os efeitos desta nova dinâmica parecem que já se fazem sentir. Nossos resultados sugerem que a retomada na alta dos preços das *commodities* em 2016 não foi capaz de induzir a retomada mais robusta do nível de atividades, o que tendia a acontecer no passado. Estudos futuros poderão esclarecer melhor as razões por detrás deste fenômeno, bem como avaliar os efeitos econômicos e sociais das reformas liberalizantes pós-2014.

Ao mensurar os impactos das mudanças nos regimes de preços das *commodities* sobre as flutuações do nível de atividades da economia brasileira nos anos 2000, este trabalho procurou contribuir com a literatura prévia. Todavia, como é usual, o mesmo não avançou em temas importantes, particularmente no esclarecimento dos canais de transmissão daqueles choques e no dimensionamento dos mecanismos específicos que explicam a parcela das variações do IBC-Br não capturada no exercício realizado. Estudos futuros poderão trazer evidências adicionais neste sentido. Ainda assim, nossos resultados nos autorizam a lançar dúvidas sobre os pressupostos convencionais de que as mudanças nos preços das *commodities* não tiveram papel importante a explicar a desaceleração e a crise na década de 2010. Adicionalmente, reforçam as preocupações com o padrão cíclico de (não) recuperação pós-2016, ou, mais especificamente, a incapacidade de a economia apresentar um maior dinamismo no quadro conjuntural de impulsos externos positivos no mercado de *commodities*. Um caminho promissor para avaliar esta última questão é aquele apontado, dentre outros, por Bresser-Pereira *et al.* (2014), Marconi *et al.* (2016), Gala *et al.* (2018) e Fonseca *et al.* (2020), cujos trabalhos identificam no processo de especialização regressiva a origem das dificuldades de a economia brasileira sustentar trajetórias robustas de crescimento econômico.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alberola-Illa, E. et al. (2016) “Output gaps and policy stabilisation in Latin America: the effect of commodity and capital flow cycles”. *BIS Working Papers*, n. 568, June. Basle, Bank for International Settlements.
- Arestis, P.; Baltar, C. T.; Prates, D. M. (2017) *The Brazilian Economy since the Great Financial Crisis of 2007/2008*, Palgrave Macmillan.
- Bacha, E. L., Bonelli, R. (2005) “Uma interpretação das causas da desaceleração econômica do Brasil”. *Revista de Economia Política*, Vol 25, nº 3, Jul-Set.
- Barbosa Filho, N. (2015) “O Desafio Macroeconômico de 2015-2018”. *Revista de Economia Política*, vol. 35, nº 3 (140), pp. 403-425.
- Barbosa Filho, N. (2020) Evolução do PIB per capita e situação política, Rio de Janeiro, IBRE, 2020. Disponível em: <https://blogdoibre.fgv.br/posts/evolucao-do-pib-capita-e-situacao-politica>, acesso em 03/03/2020.
- Belluzzo, L. G. M.; Almeida, S. G. (2002) *Depois da Queda – a Economia Brasileira da Crise da Dívida aos Impasses do Real*. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira.
- Ben Zeev, N., Pappa, E., Vicondoa, A. (2018) “Emerging economies business cycles: The role of commodity terms of trade news”. *Journal of International Economics*, 108, 368–376.
- Bonelli, R.; Veloso, F. (orgs.). (2016) *A Crise de Crescimento do Brasil*, Rio de Janeiro: Editora Elsevier.
- Borges, B. (2016a) “Bad Luck or Bad Policy: uma investigação das causas do baixo crescimento da economia brasileira nos últimos anos”. In: Bonelli, R.; Veloso, F. (orgs.) *A Crise de Crescimento no Brasil*. Elsevier/FGV-Ibre, 2016a.
- Borges, B. (2016b) “Réplica ao comentário de Samuel Pessôa”. In: Bonelli, R.; Veloso, F. (orgs.). *A Crise de Crescimento do Brasil*, Editora Elsevier.
- Bresser-Pereira, L. C. et al. (2014) *Developmental Macroeconomics: New Developmentalism as a Growth Strategy*. London, Routledge.
- Bresser-Pereira, L. C. (2016) *A Construção Política do Brasil: sociedade, economia e Estado desde a independência*. São Paulo: Editora 34.
- Bresser-Pereira, L. C. et al. (2019) “Financieirização, coalizão de interesses e taxa de juros no Brasil”, Texto para Discussão IE/UFRJ, n. 22, outubro, Rio de Janeiro, Instituto de Economia – UFRJ.
- Caldentey, E. P. et al. (2013) “Weak Expansions: A Distinctive Feature of the Business Cycle in Latin America and the Caribbean”, *ECLAC Series Financing for Development* n. 243, July. Santiago de Chile, Cepal.
- Calderón, C.; Fuentes, R. (2010) “Characterizing the Business Cycles of Emerging Economies”, *Policy Research Working Paper* 5343, June. Washington, DC; World Bank.
- Carvalho, L. (2018) *Valsa Brasileira: do boom ao caos econômico*. São Paulo: Todavia.
- Cepal. (2019) Panorama Social de América Latina 2019, Diciembre. Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal).
- Cimoli, M. et al. (2020) “Choosing sides in the trilemma: international financial cycles and structural change in developing economies”. *Economics of Innovation and New Technology*, 29 (7): 740-761.
- De La Torre, A. et al. (2016) *The Commodity Cycle in Latin America: Mirages and Dilemmas*. Washington, DC: World Bank.
- De Paula, L. F. et al. (2017) “Keynes at the periphery: Currency hierarchy and challenges for economic policy in emerging economies”. *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 40 (2), pp. 183-202.
- Dieppe, A. (2020) *Global Productivity: Trends, Drivers, and Policies*. Washington, DC, World Bank.
- Doornik, J. A. (2012) “A Markov-switching model with component structure for US GNP”. *Economics Letters*, v. 118, p. 265-268.
- Doornik, J. A. (2013) *Econometric Analysis with Markov-Switching Models* – PcGive™ 14 Vol V. 1 ed. London: Timberlake Consultants Ltd.
- Dweck, E., Rossi, P. (2019) “Políticas sociais, distribuição, crescimento e mudança estrutural”. In: Leite, M. V. C. *Alternativas para o desenvolvimento brasileiro: Novos horizontes para a mudança estrutural com igualdade*. Brasília, DF: Cepal.

- Enders, W. (2010) *Applied Econometric Time Series*. New Jersey: Wiley & Sons, 3rd ed.
- Fonseca, P. C. D. et al. (2020) “Growth, Distribution, and Crisis: The Workers’ Party Administrations”. *Latin American Perspectives*, Volume 47 Issue 1, January, pp 65-82.
- Franco, G. H. B. (2005) “Auge e declínio do inflacionismo no Brasil”. In: Giambiagi, F. et al (Org.). *Economia brasileira contemporânea (1945-2004)*, 1ª edição. Rio de Janeiro: Campus Elsevier.
- Gala, P. et al. (2018) “The structuralist revenge: economic complexity as an important dimension to evaluate growth and development”. *Brazilian Journal of Political Economy*, vol. 38 (2), pp. 219-236.
- Giambiagi, F. (2015) “Rompendo com a Ruptura: o Governo Lula (2003-2010)”. In: Giambiagi, F. et al. *Economia Brasileira Contemporânea (1945-2010)*, 2ª edição. Rio de Janeiro, Elsevier.
- Góes, C., Karpowicz, I. (2019) “Inequality in Brazil: a closer look at the evolution in states”. In Spilimbergo, A.; Srinivasan, K. (eds). *Brazil: boom, bust, and the road to recovery*. Washington, DC, International Monetary Fund.
- Goldfeld, S. M.; Quandt, R. E. (1973) “A Markov Model for Switching Regressions”. *Journal of Econometrics*, v. 1, p. 3-16.
- Habib, M. M., Venditti, F. (2019) “The global capital flows cycle: structural drivers and transmission channels”. *ECB Working Paper* 2280, May. Frankfurt, European Central Bank.
- Hamilton, J. D. (1989) “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle”. *Econometrica*, v. 57, n. 2, p. 357-384.
- Hamilton, J. D. (1994) *Time Series Analysis*. New Jersey: Princeton University Press.
- Hiratuka, C.; Sarti, F. (2017) “Transformações na Estrutura Produtiva Global, Desindustrialização e Desenvolvimento Industrial no Brasil”. *Revista de Economia Política*, v. 37, n.1 (146), p. 189-207.
- Juselius, K. (2006) *The Cointegrated VAR Model: methodology and applications*. New York: Oxford University Press.
- Kim, Chang-Jin. (1994) “Dynamic linear models with Markov-switching”. *Journal of Econometrics*, v. 60, p. 1-22.
- Kohn, D. et al. (2018) “Trade in Commodities and Business Cycle Volatility”. *Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper* 2018-005, March. St Louis, FED, 2018.
- Lélis, M. T. C., Cunha, A. M., Linck, P. (2019) “O choque nos preços das commodities e a economia brasileira nos anos 2000”. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 39, p. 427-448.
- Lindgren, G. Markov (1978) “Regime Models for Mixed Distributions and Switching Regressions”. *Scandinavian Journal of Statistics*, v. 5, n. 2, p. 81-91.
- Lisboa, M. B., Latif, Z. A. (2013) “Democracy and Growth in Brazil”. *Inspere Working Paper* WPE: 311/2013. Disponível em: www.inspereu.br/wp-content/.../2013_wpe311.pdf, acesso em 05/06/2019.
- Lütkepohl, H. (2006) *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer.
- Marconi, N.; Rocha, I. I.; Magacho, G. R. (2016) “Sectoral capabilities and productive structure: An input-output analysis of the key sectors of the Brazilian economy”. *Brazilian Journal of Political Economy*, vol. 36, n° 3 (143), pp. 470-492.
- Ocampo, J. A. (2001) “International asymmetries and the design of the international financial system”. *Serie Temas de Coyuntura*, n. 15. Santiago de Chile, Cepal.
- Palma, J. G. (2012) “Was Brazil’s recent growth acceleration the world’s most overrated boom?” *Cambridge Working Papers in Economics*, N. 1248. University of Cambridge.
- Pfaffenzeller, S. (2016) *Primary Commodities and Economic Development*. London, Routledge.
- Pires, M. C., Borges, B., Borça Jr., G. (2019) “Por que a recuperação tem sido a mais lenta de nossa história?” *Brazilian Keynesian Review*, 5(1), p.174-202.
- Quadros, W. (2019) “A profundidade da atual crise social”. *Texto para a Discussão IE-Unicamp*, n. 361, Setembro. Campinas, Instituto de Economia, Unicamp.
- Reinhart, C. M. et al. (2016) “Global Cycles: Capital Flows, Commodities, and Sovereign Defaults, 1815-2015”. *American Economic Review: Papers & Proceedings* 2016, 106(5): 574-580.

Roch, F. (2019) “The adjustment to commodity price shocks”. *Journal of Applied Economics*, v. 22 (1), pp. 437–467.

Singer, A. (2018) *O Lulismo em Crise*. São Paulo: Companhia das Letras.

Spilimbergo, A.; Srinivasan, K. (2019) “Overview: Brazil’s Road to Recovery”. In Spilimbergo, A.; Srinivasan, K. (eds). *Brazil: Boom, Bust, and the Road to Recovery*. Washington, DC, International Monetary Fund.

World Bank. (2019) *Effects of the Business Cycle on Social Indicators in Latin America and the Caribbean: when dreams meet reality*. Washington, DC, World Bank.

ANEXO: ASPECTOS METODOLÓGICOS

Conforme Doornik (2012, 2013), as séries temporais que passam por período de “grande moderação” podem não apresentar regimes de média (m) e variância (v) coincidentes nos mesmos períodos. Nesse caso, a média da série pode flutuar mais rapidamente que a sua variância. Assim, trabalha-se com um MScomp(S^m , S^v)-DR(p), onde “S” representa o número de regimes da média (m) e da variância (v) e “p” é o número de defasagem utilizada na regressão. Assim:

$$y_t = r(S_t^m) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^{11} \gamma_i \cdot DU_t + u_t, \quad u_t \sim i. i. d. (0, \sigma^2) \quad (1)$$

Onde: y_t estabelece o vetor das variáveis utilizadas no modelo estimado; os elementos A_p caracterizam as matrizes dos coeficientes estimados relacionados com as variáveis endógenas; v é o vetor de intercepto; B é a matriz com os coeficientes estimados relativos às *dummies* dos regimes de alta e de baixa nos preços das *commodities*; DU_t^{CO} é um vetor composto pelas variáveis *dummies* de controle dos regimes de alta e de baixa dos CO; e, por fim, e_t indica o vetor dos resíduos estimados.

	$S_t^m = 0: \mu_0$	$S_t^m = 1: \mu_1$
$S_{t+1}^m = 0: \mu_0$	$p_{0/0}^m$	$p_{0/1}^m$
$S_{t+1}^m = 1: \mu_1$	$p_{1/0}^m$	$p_{1/1}^m$
	$S_t^v = 0: \sigma_0$	$S_t^v = 1: \sigma_1$
$S_{t+1}^v = 0: \sigma_0$	$p_{0/0}^v$	$p_{0/1}^v$
$S_{t+1}^v = 1: \sigma_1$	$p_{1/0}^v$	$p_{1/1}^v$

(2)

As matrizes de transição caracterizam as probabilidades de alteração (média e variância) entre os S regimes existentes no sistema. Os elementos representam a probabilidade de transição da média e da variância do estado ou regime 0, no período t, para o estado 0, no período t+1. Isto é, de permanecer no mesmo regime entre os tempos t e t+1.

Por sua vez, os modelos VAR estimados são especificados da seguinte forma:

$$y_t = v + A_1 \cdot y_{t-1} + \dots + A_p \cdot y_{t-p} + B \cdot DU_t^{CO} + e_t, \quad e_t \sim i. i. d. (0, \sigma^2) \quad (3)$$

Onde: y_t estabelece o vetor das variáveis utilizadas no modelo estimado; os elementos A_p caracterizam as matrizes dos coeficientes estimados relacionados com as variáveis endógenas; v é o vetor de intercepto; B é a matriz com os coeficientes estimados relativos às *dummies* dos regimes de alta e de baixa nos preços das *commodities*; DU_t^{CO} é um vetor composto pelas variáveis *dummies* de controle dos regimes de alta e de baixa das CO; e, por fim, e_t indica o vetor dos resíduos estimados. Os modelos VAR permitem controlar os efeitos endógenos dos agregados macroeconômicos e a determinação das defasagens nas respostas entre as variáveis utilizadas na estrutura estatística. Assim, após estimar o modelo proposto é importante especificar o comportamento dos choques dinâmicos no interior do VAR, delineados como função resposta ao impulso (FIR).

A aplicação do modelo Markov-Switching para CO – detalhes no Anexo – permitiu identificar uma estrutura MScomp(2,2)-DR(2). Pelos parâmetros estimados, o **Regime 0** é definido como de **Alta** e o **Regime 1** é o de **Baixa**. As matrizes de probabilidade de transição da média e da variância estimada revelam um padrão robusto de estabilidade: ao se posicionar no Regime de Alta para média (Regime 0), no tempo “t”, a probabilidade de permanecer nesse regime no tempo “t+1” é de 98,12%; para a variância da série tal probabilidade foi de 99,51%.

