

# ANÁLISE DAS ASSIMETRIAS DOS CICLOS: PREÇOS AGROPECUÁRIOS, PREÇOS DE MERCADO E POLÍTICA MONETÁRIA DA ECONOMIA BRASILEIRA

Lúcia Andrea Sindeaux de Oliveira – CAEN/UFC

Cristiano da Silva – PPE/UERN & IPEA

Nicolino Trompieri Neto – IPECE & UNIFOR

Ivan Castelar – CAEN/UFC

## Área 4 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

### Resumo

O presente artigo tem como objetivo analisar as assimetrias dos ciclos dos preços agropecuários, preços de mercado e política monetária utilizando as variáveis Índice de Preços ao Produtor Amplo por Origem (IPA-OG-DI), Índice Geral de Preços de Mercado (IGP-M) e o Agregado Monetário M2 para o período de julho de 2001 a junho de 2018. Para alcançar tal objetivo utilizou-se a metodologia de decomposição análise multirresolução *Wavelet* seguindo Yogo (2008), a qual permitiu-se construir os ciclos das séries analisando a duração, volatilidade e sincronização. Em seguida, aplicou-se o algoritmo de Harding-Pagan (2002) para a identificação dos ciclos econômicos. Por fim, para avaliar o grau de persistência destes ciclos, utilizou-se um modelo VAR(p) que identificou o comportamento referente aos choques dos preços agropecuários, preços de mercado e política monetária sobre ciclos econômicos brasileiros. Os principais resultados mostram que para o IPA-OG-DI há uma forte volatilidade tanto nos ciclos de crescimento quanto de recessão, quando comparado com o IGP-M, enquanto na análise da relação causal das variações dos ciclos de M2 e IGP-M, verificou-se que M2 afeta diretamente o IGP-M, apresentando uma estrutura de realimentação entre a expansão de M2 e o IGP-M.

Palavras-Chave: Preços Agropecuários, Ciclos, *Wavelets*.

Código JEL: E31, E32, C23.

### Abstract

This article aims to analyze the asymmetries of the cycles of agricultural prices, market prices and monetary policy using the variables Broad Producer Price Index by Origin (IPA-OG-DI), General Market Price Index (IGP-M) and the Monetary Aggregate M2 for the period from July 2001 to June 2018. To achieve this objective, we used the Wavelet multiresolution analysis decomposition methodology following Yogo (2008), which allowed us to build the series cycles by analyzing the duration, volatility and synchronization. In addition, the Harding-Pagan (2002) algorithm was applied to identify economic cycles. Finally, to assess the degree of persistence of these cycles, a VAR(p) model was used, which identified the behavior related to shocks in agricultural prices, market prices and monetary policy over Brazilian economic cycles. The main results show that for the IPA-OG-DI there is strong volatility both in the growth and recession cycles, when compared to the IGP-M, while in the analysis of the causal relationship of variations in the M2 and IGP-M cycles, it was found that M2 directly affects the IGP-M, presenting a feedback structure between the expansion of M2 and the IGP-M.

Keywords: Agricultural Prices, Cycles, *Wavelets*.

JEL Code: E31, E32, C23.

# 1 INTRODUÇÃO

Nas duas primeiras décadas do século XXI, houve um aumento crescente dos preços das *commodities* na economia global. No Brasil, não foi diferente, principalmente porque os preços agropecuários incidem sobre o índice de preços geral, o qual interfere, por sua vez, na condução do regime de metas inflacionárias.

A alta dos preços internacionais, associada ao superciclo de preços das *commodities* decorrente do chamado ‘efeito China’ consoante a demanda, proporcionou uma melhora, via intercâmbio, na taxa de crescimento econômico dos países da América Latina, em especial, o Brasil. Por exemplo, houve uma sensível melhora no termo de troca<sup>1</sup> destes países, ainda que o Brasil apresentasse menor proporção de exportações líquidas de *commodities* em relação à maior parte dos países da América Latina (BLACK, 2015).

Uma característica conspícua do setor agropecuário brasileiro é ser o propulsor da balança comercial, uma vez que pauta a agenda nacional de exportações. No período de *boom*, entre 2003 e 2008, a escalada do índice de preços de *commodities* agrícolas e minerais (sem petróleo) praticamente dobrou, apresentando uma retração, por pouco período de tempo, devido ao efeito da crise econômica de 2008, retornando a escalada de preço em 2009 (MARGARIDO *et al.*, 2010).

A condução do regime de metas inflacionárias é distinta quando comparado ao Brasil a países economicamente desenvolvidos, nomeadamente no que diz respeito ao valor agregado dos produtos exportados. Países exportadores de *commodities*, com maior pauta de exportação em produtos de origem primária, no período do boom de *commodities*, tiveram impacto direto nos termos de troca conduzindo a mudanças na taxa de câmbio real associado ao aumento dos preços domésticos (SOUZA, 2016).

Diante deste contexto, para autores como Cheung (2009); Hassam *et al.*, (2011); Gospodinov e Ng (2013); Souza, 2016), os preços das *commodities* são como indicadores na predição da inflação. De modo, para compreender a ligação entre os preços desses produtos primários, em especial, os preços dos produtos agropecuários, inflação e política monetária, faz-se necessário saber quais são os possíveis canais de transmissão que interferem direta e indiretamente na formação dos preços desses produtos.

O processo de globalização e a expansão do mercado agropecuário estabeleceram as bases que aproximaram o comércio e o mercado financeiro. Com efeito, os preços agrícolas deixaram de responder apenas aos estímulos de determinação de quantidade e preços dos produtos conforme a lei de oferta e demanda, e agora passaram a refletir a crescente conversão das *commodities* em ativos criados e negociados no mercado financeiro (PAULA *et al.*, 2015). A formação dos preços dos produtos primários, sobretudo os agropecuários, pode estar relacionada à financeirização e aos fundamentos como visto por Serigati (2012).

As explicações sobre os fundamentos ou mercados reais podem ser compreendidas pela crescente demanda mundial de *commodities*, tendo a China como a principal consumidora de matérias-primas brasileiras para a produção industrial e o consumo alimentício de sua população; o aumento por esses produtos alterou seus preços ocasionando o efeito-preço das exportações<sup>2</sup> (SOUZA, 2016).

As explicações sobre a financeirização, ou mercados financeiros nos termos de Serigati (2012), podem ser compreendidas pelo lado do câmbio, uma vez que a desvalorização do dólar

---

<sup>1</sup> A explicação do termo de troca de um país pode ser compreendida pela variação dos preços dos produtos importados e exportados conforme a participação de cada produto na estrutura comercial do país (BLACK, 2015).

<sup>2</sup> Para uma melhor explicação, ver o estudo de Rosnick e Weisbrot (2014); os autores fazem uma abordagem mais abrangente sobre o efeito-preço das exportações de *commodities*.

americano pode ter induzido diretamente os preços de todas as *commodities*, agrícolas ou minerais, por serem negociadas em dólar. Portanto, uma desvalorização desta moeda conduz a um aumento no preço desses produtos para manter seu valor real, também pode ser explicado pela influência das atividades especulativas nos mercados de futuros<sup>3</sup>.

Para compreender o ciclo dos preços agropecuários brasileiros, é necessário saber quais canais de transmissão interferem nos preços agropecuários e quais as justificativas para tal influência. Portanto, o presente estudo tem como objetivo geral analisar as assimetrias dos ciclos dos preços agropecuários, preços de mercado e política monetária no período de 2001 a 2018.

Faz-se uma análise histórica da caracterização das fases dos preços, utilizando modelos econométricos para avaliar a questão da antecedência temporal das fases. O estudo parte da hipótese segundo a qual uma política monetária expansionista ou restritiva deveria ser testada também pelo conjunto dos preços agropecuários.

Para atender os objetivos, utilizou-se a análise multirresolução *Wavelet* seguindo Yogo (2008), a qual permite construir os ciclos econômicos das séries de acordo com a concepção clássica, capturando flutuações cíclicas com periodicidade entre 6 e 15 meses. A partir da decomposição de *Wavelet*, serão investigadas a duração, volatilidade e sincronização dos ciclos econômicos brasileiros. Em seguida, aplica-se o método de Harding-Pagan (2002) para a identificação dos ciclos econômicos. Por fim, para avaliar o grau de persistência destes ciclos, utiliza-se um modelo VAR( $p$ ) que identifica o comportamento referente aos choques dos preços agropecuários, preços de mercado e política monetária sobre ciclos econômicos brasileiros.

Uma das principais contribuições deste estudo é o uso de informações desagregadas dos indicadores macroeconômicos, a saber: preços agropecuários e de mercado e política monetária a fim de caracterizar a trajetória temporal dos ciclos econômicos no Brasil. Para isto, conjectura-se que o entendimento dos canais de transmissão entre os choques nos preços agropecuários e de mercado possuem conteúdo informacional para o desenho da política monetária com vistas à estabilização dos preços gerais da economia e a consequente promoção de um ambiente de crescimento econômico viável.

O estudo está organizado em cinco seções, além desta introdução. Na próxima seção, revisam-se alguns estudos sobre o tema proposto e descrevem-se as suas diferenças e contribuições. Na terceira seção, apresenta-se a estrutura econométrica utilizada. Na quarta seção, são apresentados os resultados e discussões do estudo. Por fim, na última seção é apresentada a conclusão.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

Nessa seção, são os resultados referentes a análise do comportamento dos preços de *commodities* agrícolas com respeito às seguintes variáveis: taxa de juros (e de câmbio) e política monetária. Os trabalhos Sahaian *et al.*, (2002) e Bakucs *et al.*, (2006) utilizam preços agrícolas (e industriais), taxa de câmbio e política monetária, tomando como referência a teoria de ultrapassagem (*overshooting*) elaborada por Dornbusch (1976).

A propósito, Sahaian *et al.*, (2002), além de testar o modelo de Dornbusch (1976), também fizeram uso do chamado vetor de cointegração e correção de erros (VEC). Os autores

---

<sup>3</sup> Segundo Serigati (2012), a atividade no mercado futuro através do preço das *commodities* (ativos), com o aumento nos preços destes produtos, e como os movimentos nos mercados futuros influenciam a formação do preço no mercado *spot*, cria-se o canal pelo qual as atividades financeiras influenciam os preços agrícolas. Porém, a formação dos preços agrícolas não se determina pelos mercados futuros, mas na combinação do lado real e financeiro da economia. No lado real, determina a tendência a ser seguida pelos preços e, o lado financeiro intensifica esta tendência e incorpora maior volatilidade nos preços.

identificaram, na hipótese de superação dos preços agrícolas, uma mudança monetária com efeitos reais de curto prazo. Isso indica que a oferta monetária não é neutra e os impactos monetários podem mudar os preços relativos no curto prazo. Esse tipo de resultado também pode ser visto em Bakucs *et al.*, (2006), para a economia da Eslovênia.

Alguns autores, como Peng *et al.*, (2004), Asfaha e Jooste (2007), Khundrakpam e Das (2011) e Hatzenbuehler *et al.*, (2016), utilizaram um VEC tomando como principais variáveis de análise a política monetária, a taxa de juros e os índices de preços agrícolas para as economias da China, África do Sul, Índia e Estados Unidos, respectivamente. Peng *et al.*, (2004), Khundrakpam e Das (2011) descobriram que os índices de preços agrícolas são mais sensíveis a variações na oferta de moeda, em vez da taxa de juros, um claro indicativo de que a oferta monetária não é neutra na determinação dos índices de preços agrícolas. No caso da China, isso pode ser explicado pelo regime da taxa de juros e dos mercados financeiros que lá são bem controlados.

Asfaha e Jooste (2007) apresentam que o impacto da oferta monetária nos preços agrícolas é muito significativo para a economia da África do Sul. No curto prazo, acontece *overshooting* de preços (agrícolas/industrializados) após choques monetários. Já em Hatzenbuehler *et al.*, (2016), o modelo VEC de curto prazo mostrou que a capacidade de resposta dos preços agrícolas às mudanças na taxa de câmbio é maior devido a fatores de *overshooting* na economia dos EUA.

Awokuse (2005), Gilbert (2010) e Anzuini *et al.*, (2013) utilizaram o Vetor Autorregressivo (VAR) com o objetivo de identificar o principal instrumento de política macroeconômica que afeta os preços agrícolas das economias dos Estados Unidos e de países emergentes. De acordo com Awokuse (2005), as mudanças na oferta monetária têm pouca interferência sobre os preços agrícolas. E o principal instrumento de política macroeconômica com influência nos preços agrícolas são as flutuações nas taxas de juros e câmbio.

Por outro lado, Gilbert (2010) identificou um maior choque de demanda no setor agrícola, no período de 2007 a 2008. Alguns preços agrícolas, por exemplo, grãos e oleaginosas, aumentaram em razão do crescimento da China e de outras economias asiáticas, principalmente por medidas de política monetária expansionistas nos anos anteriores. Anzuini *et al.*, (2013) verificaram que uma política monetária expansionista ajuda a prever flutuações nos preços das *commodities*; os resultados mostram que choques de política monetária anteriores ao período de 2003 a 2008 contribuíram para o aumento do índice de preços geral de *commodities* e seus principais componentes. Para Lanteri (2012), os preços agrícolas aumentam devido às melhorias no crescimento industrial, políticas monetárias expansivas, depreciação do dólar e redução de estoques. Já a análise de Kim (2017), entre os EUA e a Coreia do Sul, mostra que os efeitos sobre os preços agrícolas reais na Coreia do Sul são menos constantes do que nos EUA. Isso pode ser explicado pela política de estabilização dos preços agrícolas e pela forte regulação dos preços agrícolas sul coreanos, o que não é o caso dos EUA.

Mais recentemente, Tan *et al.*, (2017) e Wagan *et al.*, (2018) examinaram a política monetária como variável fundamental na determinação dos preços agrícolas nas economias: China, Índia, Paquistão e incorporam o modelo VAR aumentado com fatores (FAVAR). Tan *et al.*, (2017) examinam o impacto da política monetária sobre o preço agrícola na China no período 2005-2016. Os resultados mostram que, no curto prazo, a política monetária tem forte interveniência sobre os preços agrícolas e no longo prazo (além de 50 meses), tanto a oferta monetária quanto a taxa de juros, não têm impacto sobre os preços agrícolas. A margem de erro de previsões de longo prazo mostra a taxa de juros como a principal indutora de volatilidade nos preços agrícolas.

Wagan *et al.*, (2018) examinam o efeito da política monetária sobre o crescimento agrícola, emprego e preços agrícolas, nos anos de 1995 a 2016 para a Índia e o Paquistão. O

estudo revela que uma política monetária contracionista produz um efeito inverso entre as variáveis, reduzindo os preços agrícolas e a produção agrícola, enquanto a taxa de desemprego agrícola aumenta significativamente.

Bhattacharya (2017)<sup>4</sup> examina o efeito da política monetária na estabilização dos preços agrícolas com evidências em economias desenvolvidas e emergentes. Usando um painel de dados para o período 2006-2016, identificou-se uma relação positiva e significativa no aumento do índice de preço agrícola quando ocorre um aperto na política monetária para as duas economias, e um aperto na política monetária poderá acelerar a inflação tanto dos alimentos (índice de preço agrícola) quanto causar um desequilíbrio na economia por um período de tempo.

Amatov *et al.*, (2017) estudam o impacto da política monetária, índice de preços de todas as *commodities* e o índice de preço agrícolas no período (1992-2013). Os seus resultados mostram que ambos os índices de preço global de *commodities* e de preço agrícola reagem positivamente a taxas de juros mais baixas, sendo que este último tem um período de ajuste mais longo do que aquele outro, resultado que difere da maioria da literatura.

Shaoping e Xiaotao (2014) aplicam um método de decomposição dos ciclos codependentes usando três variáveis, a saber: índice de preços ao consumidor (CPI), índice de preços ao produtor agrícola (APP) e política monetária (M2). Os dados são trimestrais de 2001 a 2012. Os autores utilizam uma abordagem de decomposição multivariada de Beveridge-Nelson-Stock-Watson. Os resultados da decomposição apresentam a codependência entre as três variáveis. Os ciclos APP e CPI têm uma codependência pouco significativa com o ciclo M2. O ciclo APP antecipa o ciclo CPI e exibe uma formação cíclica de aumentos e quedas. A forte codependência entre os ciclos M2 e CPI confirmam a eficácia da contração monetária para conter a inflação. No entanto, quando a variável APP aumenta acentuadamente ou está na fase crescente de elementos do ciclo, a China deve enfatizar o controle da variável APP e adiar uma política monetária moderada até que o ciclo APP se torne estável. Os autores afirmam que a formação do ciclo para a variável M2 não é clara.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Estrutura Econométrica

Para avaliar o comportamento do índice do preço agropecuário sobre o índice de preço geral e da oferta de moeda, o estudo adota três procedimentos. Primeiro, para fazer a decomposição dos índices, utilizou-se a análise em tempo-frequência intitulada Transformada *Wavelet* – Análise Multirresolução seguindo Yogo (2008), no qual permitiu a decomposição das séries a partir de mudanças de escala de intervalos.

Segundo, optou-se pelo método de Harding-Pagan (2002) para identificar os ciclos dos índices econômicos e determinar a trajetória de expansão e de recessão dos índices macroeconômicos brasileiros. Por fim, realizou-se o teste de causalidade de Granger, de acordo com esse critério, o VAR é identificado através de uma decomposição de Cholesky na qual a ordenação causal é definida em conformidade com os resultados de testes de causalidade de Granger, sob a hipótese implícita de que a ausência de causalidade (no sentido de Granger) de uma variável X para outra variável Z deve implicar a ausência de efeito contemporâneo de X

---

<sup>4</sup> Seguindo essa mesma abordagem, destacam-se Aoki (2001); Soto (2003); Pourroy *et al.*, (2016) e Catao *et al.*, (2015).

sobre Z (BUENO, 2008). Para analisar o impacto entre os índices macroeconômicos, obteve-se as funções de impulso respostas.

### 3.2 Descrição da Base de dados

Para decompor os ciclos, definem-se as seguintes variáveis: Índice de Preços ao Produtor Amplo por Origem (IPA-OG-DI)<sup>5</sup>, o Índice Geral de Preços de Mercado (IGP-M) e política monetária (M2)<sup>6</sup>. Os dados são mensais, referentes ao período julho/2001 a junho/2018, totalizando 204 observações e tendo como fontes o Instituto Brasileiro de Economia (IBRE/FGV) e o Banco Central do Brasil (BACEN). Como os dados possuem valores absolutos muito divergentes, adotou-se o critério de logaritmização para diminuir a escala das variáveis. Também foi aplicado o método de dessazonalização X12-ARIMA para eliminar o problema da presença de sazonalidade nas séries de tempo.

Para evitar os efeitos de mudanças estruturais ocasionados pela implantação do Plano Real e evitar *outliers* observados no setor agropecuário, a escolha do período da amostra foi com base no cenário econômico pós Plano Real, quando o Brasil passou a adotar o sistema de câmbio flutuante.

### 3.3 Transformada de Wavelets (TW)

A TW é uma ferramenta que tem sido muito aplicada para realizar análises em tempo-frequência, apresentando resultados relevantes em diversas áreas do conhecimento, como na economia. Esta ferramenta possibilita uma análise simultânea de informações no domínio do tempo e da frequência com mais flexibilidade do que a correspondente representação de tempo-frequência da transformada de Fourier de tempo-curto (Short-Time Fourier Transform (STFT) (ADDISON, 2005).

A essência da ferramenta *wavelet* é fornecer uma melhor resolução no domínio do tempo, na medida em que as funções de base da *wavelet* são localizadas no tempo (ou escala), o que é útil para capturar a volatilidade variável do ciclo de negócios (YOGO, 2008). Define-se análise de multirresolução como uma sequência base de subespaços lineares encaixados e suas funções base são conhecidas como funções escalares. Em seguida, esses novos espaços complementares encaixados, denominam-se de funções *wavelets*.

#### 3.3.1 Análise de Wavelet Multirresolução (MR)

A reconstrução da série temporal  $x(t)$  com base na análise MR começa com um banco de filtros de reconstrução perfeita de dois canais: os filtros de análise passa-baixo e passa-alto, definidos pela expressão  $\{f_0(k)\}_{k=0}^N$  e  $\{f_1(k)\}_{k=0}^N$ , respectivamente. A função de escala da análise  $\tilde{\phi}(t)$  é determinada pela equação de dilatação da análise, a seguir:

$$\tilde{\phi}(t) = \sum_{k=0}^N 2h_0(k)\tilde{\phi}(2t - k) \quad (1)$$

a transformada *wavelet*  $\tilde{w}(t)$  é definida pela equação:

---

<sup>5</sup>O subgrupo de índices de preços agropecuários (IPA-OG-D) podem ser encontrados e disponíveis em: <<https://www.fgv.br/mailling/2020/conjuntura-economica/01-janeiro/revista/68/#zoom=z>> Dentro do subgrupo dos índices de preços agropecuários, utilizou-se os índices dos produtos (classificados como lavouras temporárias e permanentes).

<sup>6</sup> Base monetária adicionada ao total de depósitos a prazo no sistema bancário, incluindo os Certificados de Depósito Bancário e Interbancário (CDB e CDI) e a parte dos títulos públicos (inclui apenas aqueles títulos que não estão em poder de bancos e de fundos de investimento).

$$\tilde{w}(t) = \sum_{k=0}^{\tilde{N}} 2h_1(k)\tilde{\phi}(2t - k) \quad (2)$$

Sejam  $\tilde{\phi}_{jk}(t) = 2^{j/2}\tilde{\phi}(2^j t - k)$  e  $\tilde{w}_{jk}(t) = 2^{j/2}\tilde{w}(2^j t - k)$  as funções dimensionamento e *wavelet* na escala  $j$  e localização  $k$ . O  $j$ -ésimo nível da decomposição *wavelet* de um sinal contínuo temporal  $x(t)$  é representado pela equação:

$$x(t) = \sum_k \tilde{\alpha}_{0k}\phi_{0k}(t) + \sum_{j=0}^{J-1} \sum_k \tilde{b}_{jk}w_{jk}(t) \quad (3)$$

em que,  $\tilde{\alpha}_{0k} = \int x(t)\tilde{\phi}_{0k}(t)dt$  e  $\tilde{b}_{jk} = \int x(t)\tilde{w}_{jk}(t)dt$ .

Definindo  $H_0(w)$  e  $H_1(w)$  como as respostas em frequência dos filtros *lowpass* e *highpass*, respectivamente, o filtro que relaciona os coeficientes de dimensionamento  $\tilde{\alpha}_{0k}$  ao sinal original tem uma resposta em frequência dada por:

$$A_0(w) = \prod_{l=0}^{J-1} H_0(2^l w) \quad (4)$$

Desta forma, o filtro relacionado trata de um filtro *lowpass* com uma aproximação *passband*  $|w| \in [0, \frac{\pi}{2^J}]$ . De forma análoga, o filtro que relaciona o coeficiente *wavelet*  $\tilde{b}_{jk}$  a nível  $J$ , ao sinal original tem a resposta em frequência, a seguir:

$$B_j(w) = H_1(2^{J-j-1}w) \prod_{l=0}^{J-j-2} H_0(2^l w) \quad (5)$$

Que corresponde a um filtro *bandpass* com uma aproximação *bandpass* definido por  $|w| \in [\frac{\pi}{2^{J-j}}, \frac{\pi}{2^{J-j-1}}]$ .

Seja  $F_0(w)$  a resposta em frequência do filtro síntese *lowpass*, note que quando  $F_0(w)$  possui  $p$  zeros em  $\pi$ , a *wavelet* possui  $p$  momentos nulos.

Dessa maneira, os polinômios de ordem  $p - 1$  podem ser expressos como uma combinação linear das funções dimensionamento  $\phi_{0k}(t)$ . Para filtrar a tendência linear em séries econômicas não estacionárias, como por exemplo, preço agrícola  $p \geq 2$ , é uma condição necessária na escolha do filtro *wavelet*.

### 3.3.2 Filtro *Wavelet* Biortogonal

Feita a análise MR, pode-se construir uma MR biortogonal. Dessa forma, quanto à família ortogonal, destaca-se o maior número de graus de liberdade para uma ampla gama de funções, além de ser uma escala mais eficiente para as baixas frequências, o que permite uma extração mais robusta da tendência estocástica das séries temporais.

O processo de estimação para analisar o comportamento temporal dos índices brasileiros em estudo, especificou-se que os ciclos filtrados devem possuir ao menos 8 meses de duração e não devendo perdurar mais do que 64 meses (ciclos dos índices de preços agrícolas são oscilações com duração entre 6 e 15 meses).

A extração dos ciclos dos índices de preço agrícola, índice geral de preços e oferta de moeda das séries temporais em análise será obtida a partir da decomposição *wavelet* em 3 escalas com distintas frequências.

Visto que  $x(t)$  representa uma série temporal composta por um conjunto de dados mensal, a transformada de *wavelet* em 5 escalas irá decompor a série como:

$$x(t) = x_0(t) + \sum_{j=0}^5 y_j(t) \quad (6)$$

Em que  $x_0(t)$  denota ciclos com periodicidade superior à 64 períodos (tendência estocástica) e  $y_j(t)$  representa ciclos com periodicidade entre  $2^{5-j}$  e  $2^{6-j}$  períodos. Ou seja,  $y_0(t), y_1(t), y_2(t), y_3(t)$  e  $y_4(t)$  são os componentes de ciclos econômicos (periodicidade de 32-64, 16-32, 8-16, 4-8 e 2-4 meses, respectivamente). Para a construção dos ciclos serão acumuladas as variações entre 8 e 64 meses ( $c(t) = y_0(t) + y_1(t) + y_2(t)$ ).

Desta forma,  $y_3(t)$  e  $y_4(t)$  correspondem a ruídos com periodicidade inferior a oito meses, o qual será expurgado da análise. Assim, a análise de adequabilidade dos ciclos de negócios extraídos será realizada através da comparação do comportamento temporal dos ciclos estimados via *wavelet* e os períodos de recessão e expansão datados conforme Harding e Pagan (2002).

### 3.4 Identificação dos ciclos- Harding e Pagan (2002)

Com o propósito de identificar os períodos de expansão e recessão, inicialmente é necessário que se date os ciclos econômicos brasileiros em análise. Dessa forma, utiliza-se a metodologia proposta por Harding-Pagan (2002), onde para identificar o comportamento dos ciclos de negócios eles apresentaram duas estatísticas que sincronizam os ciclos de negócios. A primeira corresponde ao índice de concordância que mensura a fração de tempo em que duas economias ou duas séries econômicas estão em um mesmo regime. A segunda diz respeito a uma medida de correlação, que mensura o grau em que os pontos de inflexão entre duas economias ocorrem uma próxima da outra.

Harding e Pagan (2002), para fazer a análise de detecção dos ciclos, expandem o algoritmo de Bry-Boschan (1971). Os autores buscam determinar pontos de máximo e mínimo ao longo de um dado intervalo temporal, uma vez que pares adjacentes de máximos (picos) e mínimos (vales) absolutos locais são selecionados como candidatos a representar os ciclos de negócios, passando a serem avaliados de acordo com um conjunto de regras.

Finalizando-se o processo de seleção do algoritmo, são considerados somente os pares adjacentes, em que a duração completa de um ciclo (pico a pico, vale a vale) possua no mínimo 18 meses e que cada fase de transição (pico a vale, vale a pico) tenha duração mínima de 6 meses.

Em termos algébricos, um pico em uma dada série mensal  $y_t$  ocorrerá no período  $t$  se:

$$\{(y_t - y_{t-6} > 0, \dots, (y_t - y_{t-1}) > 0\} \text{ e } \{(y_{t+6} - y_t) < 0, \dots, (y_{t+1} - y_t) < 0\} \quad (7)$$

Assim, um vale ocorrerá se:

$$\{(y_t - y_{t-6} < 0, \dots, (y_t - y_{t-1}) < 0\} \text{ e } \{(y_{t+6} - y_t) > 0, \dots, (y_{t+1} - y_t) > 0\} \quad (8)$$

Segundo Harding e Pagan (2002), um ciclo de negócios completo é composto por duas fases: a fase de recessão (do pico até o vale) e a fase de expansão (do vale até o pico). Entendendo as fases cíclicas, é possível analisar o comportamento dos ciclos de negócios através de um conjunto de medidas. As fases cíclicas, para o presente estudo, são classificadas por sua duração e amplitude.

Em relação à duração das fases, esta medida representa o grau de persistência dos períodos de contração e expansão. Visto que em termos matemáticos, a fase de recessão (expansão) é igual ao número de meses entre o pico (vale) e o próximo vale (pico). A amplitude



das fases é mensurada a partir da taxa de alteração em  $y_t$  a partir do pico [vale] ( $y_0$ ) até o período em que o próximo vale [pico] é alcançado ( $y_k$ ), o valor é dado em termos absolutos.

#### 4 ANÁLISE DAS VARIÁVEIS E RESULTADOS METODOLÓGICOS

As estatísticas descritivas das séries IPA-OG-DI, IGP-M e M2, na Tabela 1, mostram que para o desvio padrão, M2 e IPA-OG-DI apresentaram respectivamente [0,0802; 0,1226], esses valores são muito acima de suas médias correspondendo respectivamente [0,0506; 0,0871], isso pode ser explicado pelo aumento da oferta de moeda (M2), que conseqüentemente pressionou o aumento do IPA-OG-DI.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das séries em análise

<b>Estatística</b>	<b>M2</b>	<b>IPA-OG-DI</b>	<b>IGPM</b>
<b>Média</b>	0,051	0,087	0,074
<b>Mediana</b>	0,055	0,079	0,070
<b>Máximo</b>	0,274	0,420	0,285
<b>Mínimo</b>	-0,145	-0,210	-0,017
<b>Desvio Padrão</b>	0,080	0,123	0,055
<b>Assimetria</b>	0,085	0,219	1.262,242
<b>Curtose</b>	3.339.339	3.108.894	5.986.315

Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 2, os resultados das estatísticas descritivas dos ciclos M2 e IGP-M mostram que os valores mínimos em relação aos valores máximos, em termos absolutos, são maiores, enquanto o IPA-OG-DI possui um valor mínimo em relação ao valor máximo, em termos absolutos, menor. Este fato caracteriza uma expansão de M2 e IGP-M podendo ser explicado da seguinte forma: numa situação de velocidade de circulação da moeda com o produto constante a curto prazo, qualquer elevação na quantidade de moeda significa elevação nos preços. Esse processo inflacionário no longo prazo pode ocasionar períodos de recessão econômica.

Os desvios padrão de M2, IPA-OG-DI e IGP-M têm valores muito acima da média. Essa trajetória de crescimento de IPA-OG-DI e IGP-M são explicados pela expansão de M2. Os ciclos desse cenário são apresentados na Figura 2. Com relação às assimetrias, todos os índices são assimétricos à esquerda, indicando uma política monetária mais rígida para minimizar os efeitos da inflação. Os índices M2, IPA-OG-DI e IGP-M têm distribuição leptocúrtica com caudas pesadas, indicando uma trajetória de recessão econômica conforme apresentam as áreas sombreadas na Figura 2.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas dos ciclos em análise

<b>Estatística</b>	<b>M2</b>	<b>IPA-OG-DI</b>	<b>IGPM</b>
<b>Média</b>	-3,1E-18	-6,4E-18	-5,5E-18
<b>Mediana</b>	0,007	0,002	-0,002
<b>Máximo</b>	0,063	0,150	0,058
<b>Mínimo</b>	-0,094	-0,139	-0,061
<b>Desvio Padrão</b>	0,033	0,060	0,024
<b>Assimetria</b>	-0,391	-0,027	0,075
<b>Curtose</b>	2.566.009	2.720.315	2.684.385

Fonte: Elaboração própria.

A Figura 1 apresenta a evolução das séries temporais<sup>7</sup> em análise. Os períodos entre 2001-2005; 2009-2011 e 2014-2017, apontam períodos de maiores picos nos preços agropecuários. Entre o período 2001-2005 e 2009-2011 caracterizado pelos superciclos dos preços de *commodities* ou o efeito China, o aumento da demanda por esses produtos, especialmente agropecuários, ocasionou o efeito-preço das exportações.<sup>8</sup> Esse cenário também foi verificado pelo estudo de (BLACK, 2015).

No período de 2009-2011, a intensidade dos efeitos da crise financeira e o excesso de liquidez induziram a alta nos preços das *commodities*, tendo o mercado financeiro como o principal canal, pois os preços desses ativos tendem a aumentar, e como o comportamento nos mercados futuros influenciam a formação do preço no mercado spot, forma-se o canal pelo qual as atividades financeiras intervêm nos preços agrícolas e, por conseguinte, nos preços dos alimentos, conforme visto por Serigati (2012).

Entre o período 2005-2007 e 2008-2009, verificou-se uma forte desaceleração da inflação, devida a menor pressão dos preços das *commodities* no mercado internacional, em decorrência da desaceleração da economia mundial associada à crise econômica de 2008. O esfriamento da demanda doméstica, desse período, pode ter contribuído para uma interrupção do ciclo de alta da taxa de juros básica conduzida pelo banco central do Brasil. Do lado da política monetária, pode-se observar um forte afrouxamento conforme mostra a Figura 1.

É importante mencionar que de 2010 a 2014, no cenário econômico comumente chamado de boom das *commodities*, observou-se liderança na magnitude do índice dos preços agropecuários versus liderança da magnitude do índice de preços gerais. Medidas de política monetária contracionistas foram adotadas para conter o processo inflacionário explicado pelo cenário de pressão de demanda com a elevação do índice de preço geral impactando diretamente na renda do consumidor.

Para concluir, a evolução temporal dos preços de *commodities*, em especial os preços agropecuários, faz-se necessário contextualizar a participação da China na posição de maior consumidor das principais *commodities* agrícolas brasileiras. Segundo dados estatísticos do Comércio Exterior- ICOMEX divulgado pela Fundação Getúlio Vargas-FGV (2021), o aumento da participação do mercado asiático entre 2017 e 2018 foi de 21,8% para 26,8%, explicado por um crescimento de 35,2%, sendo que as três principais *commodities* exportadas que impulsionaram este aumento foram: soja em grão, petróleo bruto e o minério de ferro, explicando 82% das exportações brasileiras.

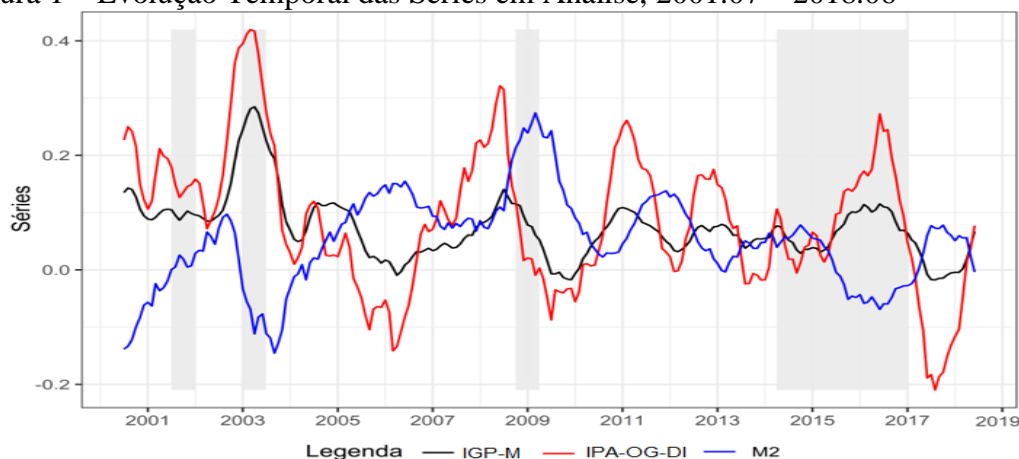
Nos últimos períodos, entre o final de 2018 e início de 2019, a dinâmica dos preços agropecuários incluiu, segundo Margarido et al., (2010), as seguintes fases de cenários: as mudanças estruturais na oferta e na demanda global, com especial atenção dada ao efeito China.

---

<sup>7</sup> Todas as séries de tempo analisadas são estacionárias. Os resultados dos testes de raiz unitária não foram apresentados em decorrência da limitação de espaço.

<sup>8</sup> Influenciando diretamente na renda e no produto, como também nos efeitos multiplicadores sobre o consumo e o investimento, uma vez, que as exportações são fonte de demanda (BLACK,2015).

Figura 1 – Evolução Temporal das Séries em Análise, 2001.07 – 2018.06



Fonte: Elaboração Própria. Nota: datações brasileiras obtidas pelo CODACE/FGV.

A evolução temporal dos preços agropecuários motivou várias discussões, tanto na fase de expansão do superciclo quanto em sua desaceleração, conforme visto por (BLACK, 2015 e IMF, 2015). As áreas sombreadas, apresentadas na Figura 2, correspondem a quatro períodos de recessão na economia brasileira (que reflete uma combinação de vários fatores). O primeiro período de recessão, entre 2001-2002, foi marcado pela alta dos preços das *commodities* agrícolas, em contexto de expansão excessiva da demanda em diversas economias. Tal fato está associado ao aumento no preço do petróleo e liquidez econômica conduzindo a um cenário inflacionário caracterizado pela crise alimentar, conforme dados estatísticos da Organização para a Alimentação e Agricultura – FAO (2021).

No segundo período, em 2003, o país atravessava uma recessão no primeiro semestre, motivado pela queda no ritmo das exportações líquidas do país. De acordo com Souza (2004), em 2000, o país apresentou um superávit de 1,6% do PIB para um déficit de 4,6% do PIB, em 2003, associado a uma desaceleração dos preços das *commodities*, especialmente das agrícolas.

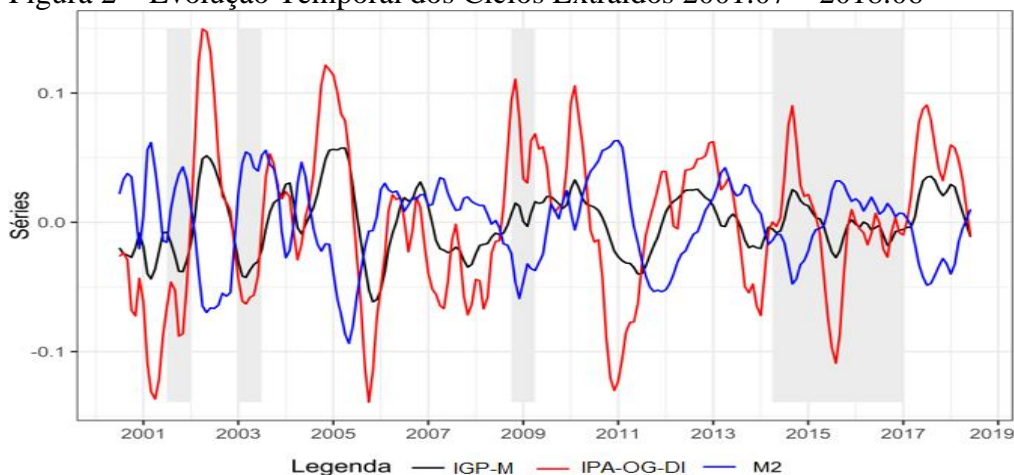
No terceiro período, entre 2008-2009, a trajetória inflacionária reflete uma certa combinação de vários fatores. Por exemplo, o aumento dos preços de energia e das cotações das *commodities* agrícolas, associada à expansão excessiva da demanda em várias economias, especialmente às emergentes, como é o caso da chinesa, umas das principais consumidoras das *commodities* (BCB, 2019). Estes fatores impulsionaram o aumento dos índices dos preços agropecuários e dos preços gerais, conforme apresentado na Figura 2. Após esse período, o processo de desaceleração inflacionária decorrente da crise financeira conduzindo a um cenário recessivo a volatilidade nos preços ficaram menos acentuada.

No quarto período de recessão, entre 2014-2016, o processo de desaceleração por parte das grandes economias associado aos efeitos da crise financeira influenciou diretamente a economia brasileira. O produto per capita brasileiro caiu cerca de 9% nesse período, portanto um conjunto de fatores levaram a economia brasileira a experimentar choques de oferta e demanda com as diretrizes da Nova Matriz Econômica (MNE) do ano de 2011-2012; essas diretrizes correspondem a adoção de política monetária expansionista, de política fiscal para estimular os investimentos, concessões de subsídios e intervenção em preços (FILHO, 2017).

Importante mencionar que, em momentos de desaceleração inflacionária, a adoção de política monetária restritiva faz reduzir a oferta de moeda (base monetária) na economia, elevando a taxa básica de juros. Como consequência, a política monetária contracionista provoca a redução da produção e dos níveis de emprego. Em períodos de recessão, normalmente se adota uma política para estimular a economia através da redução da taxa básica de juros, ou seja, política monetária expansionista.

Segundo Filho (2017), no ano de 2012, a condução da política monetária não foi tão eficaz para controlar a inflação no que diz respeito às diretrizes da chamada Nova Matriz Econômica. A redução da taxa básica de juros, no cenário de inflação acelerada para estimular a economia devido a recessão, fez com que a taxa de inflação acelerasse (em níveis superiores ao aumento de preços), uma vez que reduziu a credibilidade da autoridade monetária. Esse resultado também pode ser verificado na Figura 2, abaixo.

Figura 2 – Evolução Temporal dos Ciclos Extraídos 2001.07 – 2018.06



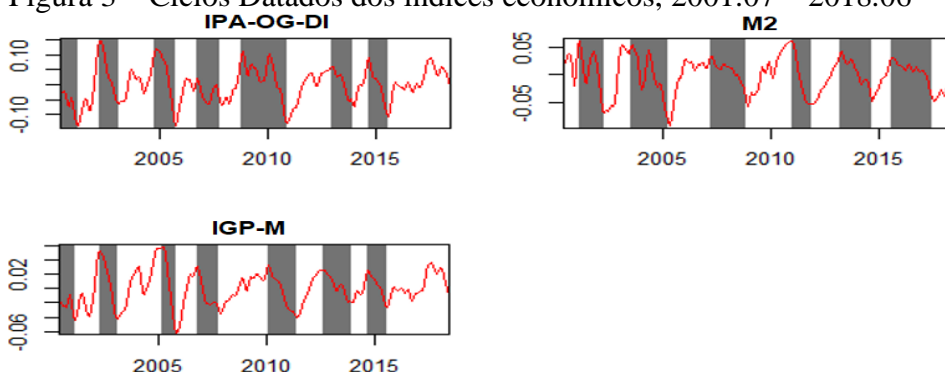
Fonte: Elaboração Própria. Nota: datações brasileiras obtidas pelo CODACE/FGV.

Na Figura 3 é apresentado os ciclos com os períodos de recessões determinados pelo algoritmo de Harding e Pagan (2002) para cada série associada. As áreas sombreadas indicam os períodos de fase de recessão nos ciclos de crescimento, iniciando-se em um máximo local (pico) até atingir o próximo mínimo local (vale).

No cenário que se apresenta, o número de recessões datadas possui similaridades entre o IPA-OG-DI e IGP-M, apresentando 7 períodos de recessão. Para M2, a quantidade de fases de recessão apresentou em 6 períodos. Inicialmente, pode-se identificar que apesar das datações serem parecidas, elas não são totalmente coincidentes. Identificou-se, de maneira geral, que a flutuação do IGP-M, correspondendo entre  $[-0,06; 0,02]$ , é similar à flutuação do IPA-OG-DI. Porém, este é mais errático, flutuando muito mais de  $[-0,10; 0,10]$ . Isso é natural porque estes indicadores de preços correspondem a uma média ponderada de vários fatores. Já os choques transitórios de M2 flutuam entre  $[-0,05; 0,05]$ , sendo menos errático, visto que nos períodos de recessão, medidas de política monetária expansionista, através da redução da taxa de juros básica, são utilizadas para estimular a economia.

Observando a relação da cronologia das variáveis, todas apresentaram ao menos uma fase de recessão no ciclo de crescimento durante os intervalos das crises 1 [2003.01; -2003.02], 3 [2005:01; -2005:02] e 6 [2014:02; -2016:04] as mesmas apresentaram recessão alinhada conforme comentadas na Figura 2.

Figura 3 – Ciclos Datados dos índices econômicos, 2001.07 – 2018.06



Fonte: Elaboração própria.

É ilustrado na Tabela 3 que tanto a recessão quanto a expansão, os índices IPA-OG-DI e IGP-M oscilaram no mesmo período de duração. Porém, em relação à amplitude, do ponto de vista individual, o IPA-OG-DI indica uma forte volatilidade, tanto nos ciclos de crescimento quanto de recessão, quando comparado com o IGP-M.

Em relação à persistência dos ciclos, as fases de expansão apresentaram a mesma média de duração correspondendo 18 períodos mensais para o IPA-OG-DI e IGP-M, indicando, em média, que os ciclos de expansão são mais duradouros. Já as fases de recessão apresentaram duração média de 12 períodos mensais para o IPA-OG-DI e IGP-M. Assim como no caso da duração média, os coeficientes de amplitude, das fases de expansão e recessão, apresentaram um padrão homogêneo, na maioria dos casos, indicando que os estágios de crescimento e contração nos ciclos de IPA-OG-DI e IGP-M são igualmente duradouros e severos.

Observando a persistência dos ciclos de M2, as fases de expansão e recessão apresentaram duração média de 18 períodos mensais.

Vale ressaltar que as fases de recessão dos ciclos de M2 são mais duradouras quando comparadas com as fases de recessão do IPA-OG-DI e IGP-M. Por sua vez, os ciclos de M2 reportaram as menores taxas de amplitude, o que sugere uma trajetória estável nas suas respectivas flutuações. Já o IPA-OG-DI apresentou magnitudes superiores em ambas as medidas, indicando uma forte volatilidade nos ciclos de crescimento.

Este cenário pode ser explicado, conforme visto por Serigati (2012), o aumento significativo nos preços das *commodities*, especificamente as agrícolas, entre o período 2009 a 2011, estão ligados em parte ao mercado financeiro, visto que os preços desses ativos tendem a aumentar, e como o comportamento nos mercados futuros interfere na formação do preço no mercado spot, forma-se o canal pelo qual as atividades financeiras induzem os preços agrícolas e, conseqüentemente, influenciam os preços dos alimentos. Este cenário fica mais intenso quando há períodos de crise financeira associada a excesso de liquidez.

Tabela 3 – Médias dos ciclos, 2001.07 – 2018.06

	Duração da Recessão	Recessão	Expansão	Duração Expansão
IPA-OG-DI	12	0,034	0,047	18
IGP-M	12	0,005	0,012	18
M2	18	0,017	0,021	18

Fonte: Elaboração própria.

O teste de causalidade de Granger foi realizado entre as variáveis: índice de preços agropecuários (IPA-OG-DI), índice de preço de mercado (IGP-M) e política monetária (M2), sendo estimados a partir dos modelos  $Var(p)$  bivariados (teste em pares). A hipótese nula desse teste

afirma que se uma variável Y “não causa no sentido de Granger” outra variável Z, nesse sentido, Y não será útil para prever a variável Z. As variáveis são de periodicidade mensal e em primeira diferença, enquanto as defasagens foram selecionadas pelo critério de informação de Schwarz (até 12 defasagens).

Na Tabela 4 é verificado que se rejeita a hipótese de que o IPA-OG-DI não causa variações no ciclo (no sentido de Granger) do IGP-M, ao passo que também se verifica que o IGP-M não causa variações no ciclo (no sentido de Granger) do IPA-OG-DI, o que é exatamente o resultado esperado.

Se considerarmos um nível de significância de 1%, a relação de causalidade entre os ciclos do IPA-OG-DI e do IGP-M são bidirecionais. A relação causal da variação entre o IPA-OG-DI e o IGP-M precede a variação no IGP-M, indicando que o IPA-OG-DI capta a importância na determinação do IGP-M, dado que o IGP-M é utilizado para preservar as condições de locação diante das mudanças da economia, como a inflação. Entre a relação causal da variação do ciclo de M2 e do IGP-M, foi verificado que uma variação em M2 afeta diretamente o IGP-M. Também se verificou uma estrutura de realimentação entre expansão de M2 e do IGP-M. Se considerarmos um nível de significância de 1%, a relação de causalidade entre os ciclos de M2 e IGP-M são bidirecionais.

O teste de causalidade de Granger mostra a interação entre os ciclos de IPA-OG-DI e M2. A relação causal se estabelece em ambos os sentidos, ou seja, uma determinação recíproca entre IPA-OG-DI e M2.

Tabela 4 – Teste de Causalidade de Granger

Hipótese Nula	Estatística F	p-valor
IPA-OG-DI não causa Granger IGP-M	9,800	0,000
M2 não causa Granger IGP-M	6,060	0,000
IGP-M não causa Granger IPA-OG-DI	2,360	0,030
M2 não causa Granger IPA-OG-DI	4,990	0,000
IGPM não causa Granger M2	2,310	0,033
IPA-OG-DI não causa Granger M2	3,230	0,004

Fonte: Elaboração própria.

Na análise das funções de resposta a impulso, testou-se o grau de resposta da variável índice de preços agropecuários a variações (impulsos) de um desvio padrão do índice de preços de mercado e política monetária. Na Figura 4 é apresentada, em cada gráfico, a linha cheia que corresponde aos pontos estimados da função de resposta a impulso de cada índice de preços agropecuários a impulso do índice de preços de mercado e política monetária em unidade de desvio padrão. As linhas tracejadas em vermelho denotam um intervalo de confiança de 95% construído a partir de 1000 replicações via *Bootstrap*.

Conforme é ilustrado na Figura 4, painel (a), observou-se que um choque positivo em M2 causa um aumento no IGP-M logo nos primeiros períodos, se estendendo do segundo ao décimo primeiro mês. Assim, um aumento de 1% em M2 causa um aumento de mesma magnitude no IGP-M no curto prazo.

Já no painel (b), quando ocorre um impulso no IPA-OG-DI a resposta do IGP-M, o efeito é significativo, ou seja, positivo nos primeiros períodos até o décimo segundo mês. Visto que um aumento de 1% no IPA-OG-DI causa um aumento de 0,5 % no IGP-M. Uma vez que o IPA-OG-DI tem um maior ruído branco (um sinal aleatório com igual intensidade em diferentes frequências), no curto prazo este afeta o IGP-M de maneira mais consistente.

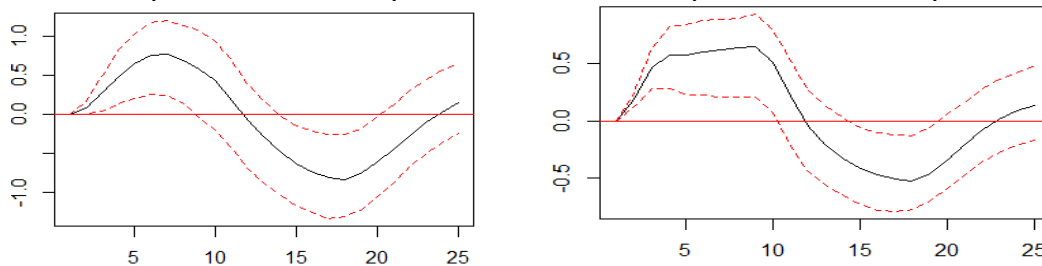
Para o painel (c) é verificado que o efeito do choque do IGP-M a resposta do IPA-OG-DI, não houve significância. Porém, quando comparamos o efeito do choque do IPA-OG-DI em resposta do IGP-M, esse é afetado mais intensamente. Em relação ao painel (f), é visto que o efeito do choque do IPA-OG-DI à resposta da M2, primeiramente inicia de forma negativa, e após o vigésimo mês torna-se positivo. No longo prazo, o IPA-OG-DI afeta significativamente a política monetária; porém, não estabelecendo uma direção bem definida. O inverso pode-se observar no painel (d), onde um choque em M2 afeta o IPA-OG-DI de forma positiva no curto prazo, se estendendo do segundo ao décimo período. Entende-se que quando o governo reduz a oferta de moeda (política monetária restritiva), causa um efeito negativo sobre o IPA-OG-DI, ou quando o governo adota uma expansão da oferta de moeda (política monetária expansionista), ocorre um efeito positivo sobre o IPA-OG-DI.

Para o painel (e) observou-se que os efeitos de choques do IGP-M na resposta da M2, em ambos são recíprocos, demonstrando um padrão de resposta. Com relação ao IGP-M, este reage de forma positiva com o aumento da M2 e de forma negativa com a redução da M2.

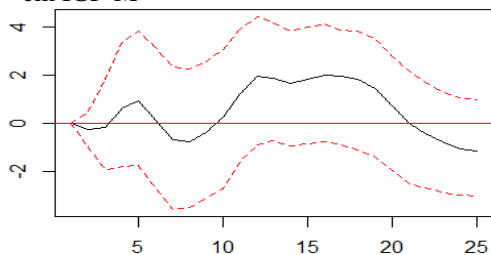
De forma geral, as explicações das respostas do IPA-OG-DI frente aos impulsos no IGP-M e M2 estão em conformidade com a literatura, onde na maioria dos estudos relacionados verifica-se que os preços das *commodities* alimentares são os maiores responsáveis pela elevação do índice geral de preços e que medidas de política monetária influenciam os preços das *commodities* alimentares de maneira mais intensa.

Figura 4 – Funções Resposta ao Impulso do Modelo VAR com as Três Variáveis

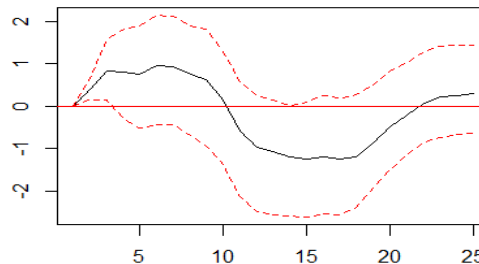
Painel a: Resposta do IGP-M ao Impulso em M2      Painel b: Resposta do IGP-M ao Impulso em IPA-OG-DI



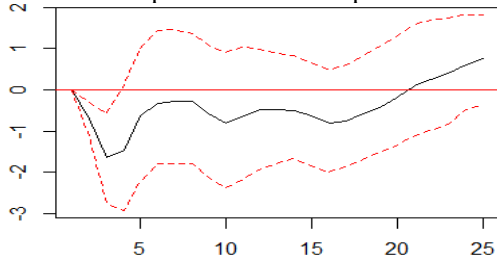
Painel c: Resposta do IPA-OG-DI ao Impulso em IGP-M



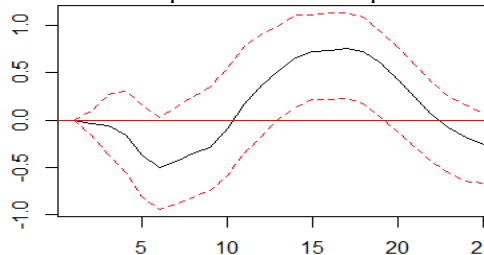
Painel d: Resposta do IPA-OG-DI ao Impulso em M2



Painel e: Resposta do M2 ao Impulso em IGP-M



Painel f: Resposta do M2 ao Impulso em IPA-OG-DI



Fonte: Elaboração própria.

Prosseguindo com a interpretação dos resultados, em relação à decomposição da variância, esta auxilia na compreensão das relações existentes entre as variáveis endógenas do modelo, mostrando o percentual de participação de cada variável na explicação da variância de uma determinada variável ao longo do tempo.

Conforme é apresentado na Tabela 5, a decomposição da variância do IGP-M, logo no período inicial, não sofre nenhuma influência do IPA-OG-DI e de M2. Em relação ao longo prazo, o IGP-M possui forte interveniência sobre o IPA-OG-DI e M2. No sexto período, M2 induz 80% sobre o IGP-M, o que é bastante significativo quando comparamos o IPA-OG-DI, que possui uma influência de 10% sobre o IGP-M. Importante mencionar que é o próprio IGP-M que explica a sua variância em praticamente todo período de análise, apresentando um fator explicativo para a previsão da variância tanto de M2 quanto do IPA-OG-DI.

Ao analisar a evolução do IPA-OG-DI e IGP-M, este último é um indicador macroeconômico muito relevante para medir mensalmente o estado atual da economia e da inflação. Assim, o fato de o IGP-M explicar a sua variância, em praticamente todo período de análise, pode ser justificado pelas pressões de demanda<sup>9</sup> ocorrida no período e controlada pela política monetária, principalmente quando se trata dos preços de *commodities* agrícolas.

O fato de M2 apresentar 80% de influência sobre o IGP-M, percebe-se que dado um cenário de expansão ou recessão econômica, a taxa de juros é o canal mais conhecido da política monetária para controlar a inflação. Um aumento da taxa de juros, por sua vez, tende a reduzir a demanda por bens e serviços da economia, contribuindo para a redução da inflação.

Tabela 5 – Decomposição da Variância do IGP-M

Número de Períodos	IGP-M	IPA-OG-DI	M2
1	1,000	0,000	0,000
3	0,935	0,054	0,002
6	0,805	0,113	0,081
12	0,677	0,186	0,137
18	0,580	0,203	0,217
24	0,552	0,203	0,245

Fonte: Elaboração própria.

Conforme apresentado na Tabela 6, inicialmente, o IPA-OG-DI não sofre nenhuma influência em relação a M2; sendo que, ao longo do tempo, este é um fator pouco explicativo para a previsão do IPA-OG-DI. Em relação ao IGP-M, pode-se observar que ao longo do tempo, ele influencia significativamente tanto o IPA-OG-DI como a M2. A partir do décimo segundo mês, a decomposição da variância do IPA-OG-DI explica a sua variância em todo período de análise, o que se verifica sua autonomia em relação às demais variáveis no longo prazo.

<sup>9</sup> Conforme visto por Menezes (2015), as cotações da soja e do milho sofreram forte influência do efeito China, visto que esses são os principais produtos primários da pauta exportadora brasileira, o aumento da procura aumentou os preços desses produtos. Para Black (2015), o efeito China afeta diretamente o lado da demanda, conduzindo ao aumento nos preços das seguintes *commodities* agropecuárias: café, soja, milho e do boi gordo. Dado que esses são os principais produtos da pauta exportadora brasileira, o aumento da procura aumentou os preços desses produtos.



Tabela 6 – Decomposição da Variância do IPA-OG-DI

Número de Períodos	IGP-M	IPA-OG-DI	M2
1	0,551	0,449	0,000
3	0,509	0,475	0,015
6	0,511	0,465	0,024
12	0,475	0,483	0,042
18	0,417	0,496	0,087
24	0,414	0,494	0,092

Fonte: Elaboração própria.

De acordo com a Tabela 7, verificou-se que no período inicial, M2 é pouco influenciado pelo IGP-M e IPA-OG-DI. Também se identificou que, no primeiro período, M2 explica a sua variância, sendo que no longo prazo não pode ser observado esse comportamento. O IGP-M apresenta um fator explicativo para a previsão da variação, tanto do M2 quanto do IPA-OG-DI, em todo período de análise.

Tabela 7 – Decomposição da Variância do M2

Número de Períodos	IGP-M	IPA-OG-DI	M2
1	0,308	0,028	0,664
3	0,519	0,025	0,456
6	0,572	0,058	0,370
12	0,585	0,080	0,335
18	0,540	0,167	0,293
24	0,536	0,182	0,282

Fonte: Elaboração própria.

## 5 CONCLUSÃO

A assimetria dos ciclos dos preços da agropecuária tem ganhado espaço na investigação nos últimos anos. E, portanto, mesmo após um período de controle inflacionário, os níveis de preços no Brasil voltaram a se elevar no período recente. Os resultados mostram que a evolução temporal dos preços agropecuários, ao longo do período 2001-2018, especialmente nos períodos 2001-2005, 2009-2011 e 2014-2017, apresentaram uma forte expansão. Entre o período 2001-2005, o cenário de inflação nos preços dos alimentos conduziu a um período de crise alimentar, conforme visto por Chand (2008). No contexto da crise global dos alimentos, é devido ao aumento do preço do petróleo, a partir de 2004. Já o período 2009-2011, a alta dos preços das *commodities* explicam em parte ao mercado financeiro, visto que os preços desses ativos tendem a aumentar, e como o comportamento nos mercados futuros influencia a formação do preço no mercado spot, forma-se o canal pelo qual as atividades financeiras influenciam os preços agrícolas e, conseqüentemente, os preços dos alimentos, conforme visto por Serigati (2012).

Nos anos de 2014-2017, o superciclo dos preços de *commodities* ou o efeito China, o aumento da demanda por esses produtos, especialmente agropecuários, ocasionou o efeito-preço das exportações. Esse cenário também foi verificado pelo estudo de (BLACK, 2015). A forte desaceleração da inflação na economia brasileira foi verificada entre os períodos de 2005-2007 e 2008-2009, por conta de uma menor pressão dos preços das *commodities* no mercado internacional, em decorrência da desaceleração da economia mundial associada à crise econômica de 2008. O esfriamento da demanda doméstica, desse período, pode ter contribuído para uma interrupção do ciclo de alta da taxa de juros básica conduzida pelo Banco Central do Brasil, conforme visto por Serigati (2012).

Foram identificados quatro períodos de recessão na economia brasileira: o primeiro período de recessão (2001-2002) foi marcado pela alta dos preços das *commodities* agrícolas, em contexto de expansão excessiva da demanda em diversas economias, associado ao aumento no preço do petróleo e liquidez econômica, conduzindo a uma crise alimentar, conforme dados estatísticos da Organização para a Alimentação e Agricultura – FAO (2021).

No segundo período (em 2003), o país atravessava uma recessão no primeiro semestre, motivado pela queda no ritmo das exportações líquidas do país. De acordo com Souza (2004), em 2000, o país apresentou um superávit de 1,6% do PIB para um déficit de 4,6% do PIB em 2003 associado com uma desaceleração dos preços das *commodities*, especialmente as agrícolas.

No terceiro período (2008-2009), a trajetória inflacionária reflete uma certa combinação de vários fatores, nomeadamente o aumento dos preços de energia e das cotações das *commodities* agrícolas, associado à expansão excessiva da demanda em várias economias, especialmente as emergentes, como é o caso da China, umas das principais consumidoras de *commodities* (BCB, 2019). Estes fatores impulsionaram o aumento dos índices dos preços agropecuários e dos preços de mercados. Após esse período, a volatilidade nos preços ficou menos acentuada.

No quarto período de recessão, entre 2014 e 2016, o processo de desaceleração por parte das grandes economias influenciou diretamente a economia brasileira. O produto per capita brasileiro caiu cerca de 9% (nesse período). Portanto, um conjunto de fatores levou a economia brasileira a experimentar choques de oferta e demanda com as diretrizes da Nova Matriz Econômica (MNE), do ano de 2011-2012. Essas diretrizes correspondem à adoção de política monetária expansionista, de política fiscal para estimular os investimentos, concessões de subsídios e intervenção em preços (FILHO, 2017).

Os resultados das datações mostram que apesar de serem parecidas, elas não são totalmente coincidentes. O IPA-OG-DI é mais errático, flutuando muito mais que o IGP-M e M2. Em relação a amplitude, do ponto de vista individual, o IPA-OG-DI indica uma forte volatilidade tanto nos ciclos de crescimento quanto de recessão, quando comparado com o IGP-M.

Na análise da persistência dos ciclos, as fases de expansão apresentaram a mesma média de duração, correspondendo a 18 períodos mensais para o IPA-OG-DI e IGP-M, indicando, em média, que os ciclos de expansão são mais duradouros. A relação causal da variação, entre o IPA-OG-DI e o IGP-M, precede a variação no IGP-M, indicando que o IPA-OG-DI capta a importância na determinação do IGP-M, dado que o IGP-M é utilizado para preservar as condições de locação diante das mudanças da economia, como a inflação.

Entre a relação causal da variação dos ciclos de M2 e IGP-M, verificou-se que M2 afeta diretamente o IGP-M, apresentando uma estrutura de realimentação entre a expansão de M2 e o IGP-M. As explicações das respostas do IPA-OG-DI frente aos impulsos no IGP-M e M2 estão em conformidade com a literatura, onde na maioria dos estudos relacionados verifica-se que os preços das *commodities* alimentares são os maiores responsáveis pela elevação do índice geral de preços e que medidas de política monetária influenciam os preços das *commodities* alimentares de maneira mais intensa.

Pode-se verificar que o IGP-M explica a sua variância em praticamente todo período de análise. Isso pode ser explicado pelas pressões de demanda ocorrida no período, controlada pela política monetária principalmente quando se trata do mercado de *commodities*. O fato de M2 influenciar 80% do IGP-M, mostra que dado um cenário de incerteza econômica, a taxa de juros é o canal mais conhecido da política monetária para controlar a inflação. Assim, pode-se observar que o IGP-M apresenta um fator explicativo para a previsão da variação tanto de M2 quanto do IPA-OG-DI, em todo o período de análise.

## REFERÊNCIAS

- ADDISON, P. S. Wavelet transforms and the ECG: a review. **Physiological Measurement**, n. 26, 2005.
- ALBEROLA-ILA, E. et al. Output gaps and policy stabilisation in Latin America: the effect of commodity and capital flow cycles. **BIS Working Papers**, n. 568, 2016.
- AMATOV, A.; DORFMAN, J.H. The effects on commodity prices of extraordinary monetary policy. Department of Agricultural and Applied Economics, The University of Georgia, Athens, Georgia. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, v. 49, 1 p.83–96, 2017.
- ANZUINI, A.; LOMBARDI, M.J.; PAGANO, P. The Impact of Monetary Policy Shocks on Commodity Prices. **International Journal of Central Banking**, v. 9, n.3, p.125-150, 2013.
- AOKI, K. Optimal monetary policy responses to relative-price changes. **Journal of Monetary Economics** n.48, p.55–80, 2001.
- ASFAHA, T. A.; JOOSTE, A. The Effect of Monetary Changes on Relative Agricultural Prices. **Agrekon**, v.46, n.4, p.460-474, 2007.
- AWOKUSE, T. O. Impact of macroeconomic policies on agricultural prices. **Agricultural and Resource Economics Review**, v. 34, n.2, p. 226-237, 2005.
- BAKUCS, L. Z.; BOJNEC, S.; FERTŐ, I. Monetary Impacts and Overshooting of Agricultural Prices in a Transition Economy: The Case of Slovenia. **Paper prepared for presentation at the International Association of Agricultural Economists Conference, Gold Coast Australia**, p.12-18, 2006.
- BHATTACHARYA, R. Effectiveness of monetary policy in stabilising food inflation: Evidence from advanced and emerging economies. **NIPFP Working Paper Series** n. 209, 2017. Disponível em: <<http://www.nipfp.org.in/publications/working-papers/1796/>>. Acesso em 13 de dezembro de 2020.
- BLACK, C. Preços das commodities, termos de troca e crescimento econômico brasileiro nos anos 2000. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 42, n. 3, p. 27-44, 2015.
- BREDOW, S. M. S et al. O ciclo de alta nos preços das commodities e a economia brasileira: uma análise dos mecanismos externos de transmissão entre 2002 e 2014. **Economia e Sociedade**, v.25, n.3, p.695-731, 2016.
- BUENO, R. L. S. **Economia de séries temporais**. 1. ed. São Paulo: Cengage, 2008.
- CATAO, L. A.; CHANG, R. World food prices and monetary policy. **Journal of Monetary Economics**, n. 75, p.69–88, 2015.
- CHAND, R. The Global Food Crisis: Causes, Severity and Outlook. **Economic and Political Weekly**, v. 43, n. 26-27, p.115-112, 2008.
- COMITÊ DE DATAÇÃO DE CICLOS ECONÔMICOS (CODACE). Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (IBRE-FGV), maio. 2019. Disponível em:<<https://portalibre.fgv.br/en/estudos-e-pesquisas/indices-de-precos/ipa>> Acesso em 12 dez. 2020.
- DORNBUSCH, R. Expectations and Exchange Rate Dynamics. **Journal of Political Economy** n. 84, p. 1161–76, 1976.
- ENGLE, R. F.; C.W.; J. GRANGER. Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing. **Econometrica**, n. 55, p. 251–76, 1987.
- ENGLE, R. F.; C.W.; J. GRANGER. **Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration**. Oxford: Oxford University Press, 1991.
- GILBERT, C.L. How to understand high food prices. **Journal of Agricultural Economics**, v.61, n.2, p. 398-425, 2010.
- GOSPODINOV, Nikolay.; NG, Serena. Commodity prices, convenience yields, and inflation. **The Review of Economics and Statistics**, v. 95, n.1, p. 206-219, 2013.

HATZENBUEHLER, P. L.; ABBOTT, P. C.; FOSTER, K.; A. Agricultural Commodity Prices and Exchange Rates under Structural Change. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, v.41, n.2, p. 204–224, 2016.

KHUNDRAKPAM, J.; K.; DAS, D. Monetary Policy and Food Prices in India. Published in: **RBI Working Paper Series**, v. 12, p. 1-20, 2011.

KIM, J.; KIM, S. Effects of Monetary Policy Shocks on Farm Prices and Exchange Rates in Korea. **Emerging Markets finance and trade**, v.53, n.11, p. 2450-2462, 2017.

LANTERI, L. Determinants of real prices of agricultural commodities. The role of inventories and macroeconomic factors. **Lect. Econ.** n. 77, 2012.

LÉLIS, M. T. C *et al.* Desempenço de las exportaciones de China y el Brasil hacia América Latina, 1994-2009. **Revista Cepal**, n. 106, 2012.

MARGARIDO, M. A *et al.* Análise do Mecanismo de Transmissão dos Preços Internacionais de Commodities Agrícolas Sobre o Comportamento da Taxa de Câmbio Real no Brasil. Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas FGV-EESP, 2010.

PENG, X.; MARCHANT, M.A.; REED. M.R. Identifying Monetary Impacts on Food Prices in China: A VEC Model Approach, **Paper prepared for presentation at the American Agricultural**. 2004.

POURROY, M.; CARTON, B.; COULIBALY. D. Food prices and inflation targeting in emerging economies. **International Economics**, n.146, p.108–140, 2016.

ROSNICK, D.; WEISBROT, M. Latin American Growth in the 21st Century: the Commodities Boom that wasn't. Washington, D.C. **Center for Economic and Policy Research - CEPR**, 2014.

SERIGATI, F. C. Fundamentos X Mercados Financeiros. **Agroanalysis**, v. 32, n. 8, p. 15-16, 2012.

SOTO, C. Non-Traded Goods and Monetary Policy Trade-Offs in a Small open Economy. **Working Paper**, n. 214, Central Bank of Chile, 2003.

SOUZA, F. E. P. Cenários Macroeconômicos para o Brasil: 2005-2014. Instituto de Economia da UFRJ. Dez 2004. Disponível em: <http://antigo.enap.gov.br/downloads/ec43ea4fTexto%20dez04%20vf.pdf> Acessado em: 08 jun. 2021.

SOUZA, R. G de. **Três Ensaio Sobre Política Monetária: Preços de Commodities, Taxa de Câmbio Real e Inflação**. 2016. Tese de doutorado. Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto de Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia da Indústria e da Tecnologia, 2016.

TAN, Y.; SHA, W.; PAUDEL, P.K. The Impact of Monetary Policy on Agricultural Price in China: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach. **Selected Paper Prepared for presentation at the Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, Mobile, AL**, p.4-7, 2017.

UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT-UNCTAD. Commodities and Development Report, Commodity Markets, Economic Growth and Development. **Geneva: United Nations Conference on Trade and Development**, 2017.

WAGAN Z, A.; CHEN, Z.; SEELRO, H.; SHAH, M.S. Assessing the Effect Of Monetary Policy on Agricultural Growth and Food Prices. **Agric. Econ**, n. 64, p. 499–507, 2018.

WORLD BANK. The Commodity Cycle in Latin America: Mirages and Dilemmas. Washington, DC: **The World Bank**, 2016.

YOGO, M. Measuring business cycles: A wavelet analysis of economic time series. **Economics Letters**, v. 100, n. 2, p. 208-212, 2008.