

# EFEITO DA EXPANSÃO DA “SEGUNDA SAFRA” DE MILHO NO BRASIL SOBRE A SAZONALIDADE DOS PREÇOS *SPOT*

**Dallas Kelson F. de Souza**

Doutorando em Desenvolvimento Econômico

Instituto de Economia – Unicamp

Núcleo de Economia Aplicada, Agrícola e do Meio Ambiente – NEA+

E-mail: dallaskelson@gmail.com

**Rodrigo Lanna F. da Silveira**

Instituto de Economia – Unicamp

Núcleo de Economia Aplicada, Agrícola

e do Meio Ambiente – NEA+

E-mail: rlanna@unicamp.br

**Rosângela Ballini**

Instituto de Economia – Unicamp

Núcleo de Economia Aplicada, Agrícola

e do Meio Ambiente – NEA+

E-mail: ballini@unicamp.br

**Área ANPEC:** Economia Agrícola e do Meio Ambiente

## Resumo

Desde a década de 1980, o mercado brasileiro do milho vem passando por profundas transformações que têm alterado a dinâmica de sua comercialização. A principal delas foi a ascensão da “segunda safra” desse grão (safra de inverno), permitindo que o Brasil saísse da posição de importador, durante o século XX, para segundo maior exportador mundial de milho já a partir do século XXI. O objetivo do presente trabalho é analisar os impactos da expansão da “segunda safra” de milho no Brasil sobre a sazonalidade do preço *spot* dessa *commodity*. Para tal, a partir de preços semanais, verificou-se a existência de quebras estruturais nas séries de preço por meio do procedimento endógeno de Bai e Perron (2003). Na sequência, estimou-se pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) parâmetros harmônicos para as regiões de Cascavel-PR, Chapecó-SC, Mogiana-SP, Rio Verde-GO e Triângulo Mineiro-MG. Os resultados permitem concluir que, com exceção de Rio Verde-GO, o crescimento da “segunda safra” do grão no Brasil reduziu a importância da sazonalidade na formação do seu preço. Além disso, verificou-se uma mudança do comportamento sazonal das cotações nos anos 2010 em decorrência do crescimento da safra de inverno, observando-se, em geral, preços menores durante a colheita desta safra (maio a agosto) e maiores na entressafra (janeiro a março). Tais evidências têm o potencial de auxiliar nas estratégias de comercialização e gerenciamento de riscos dos agentes deste setor, bem como podem contribuir para formulação e execução de políticas atreladas a tais tópicos.

**Palavras-Chave:** Milho, Safra de Inverno, Preço, Sazonalidade.

## Abstract

Since the 1980s, the Brazilian corn market has undergone relevant changes that have influenced the dynamics of its commercialization. The main one is the rise of the "second crop" of corn (winter crop), allowing Brazil to move from the position of importer, during the 20th century, to the second largest exporter of corn in the 21st century. The goal of this paper is to analyze the impacts of the expansion of the “second crop” of corn in Brazil on the seasonality of the price of this commodity. From weekly prices, it was found the existence of structural breaks in the price series through the endogenous procedure of Bai and Perron (2003). The Ordinary Least Squares (OLS) method was used to estimate harmonics parameters for the regions of Cascavel-PR, Chapecó-SC, Mogiana-SP, Rio Verde-GO, and Triângulo Mineiro-MG. There was a change in the seasonality of prices in 2010 due to the growth of the winter crop, with lower prices in general during the harvest of this season (May to August) and higher prices during the off-season (January to March). Such evidence has the potential to assist in the marketing and risk management strategies of agents in this sector, as well as contributing to the formulation and execution of policies linked to such topics.

**Key-Works:** Corn, Winter Harvest, Price, Seasonality.

**Classificação JEL:** Q13; G13.

## Efeito da Expansão da “Segunda Safra” de Milho no Brasil Sobre a Sazonalidade dos Preços *Spot*

### 1. Introdução

O Brasil produziu em torno de 777 milhões de toneladas de milho entre os anos safra 2009/10 e 2018/19, patamar superior em, aproximadamente, 145% ao verificado entre os anos safras 1990/91 e 1999/00. Na safra 2018/19, um total de 100 milhões de toneladas de milho foi colhido (40% da produção total de grãos), o que representou um acréscimo de, aproximadamente, 20% em relação à safra anterior (CONAB, 2020). Em 2019, de acordo com os dados da plataforma COMEX STAT (2020) do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC), o valor das exportações deste grão chegou a U\$ 7,2 bilhões<sup>1</sup>. De acordo com os dados do United States Department of Agriculture (USDA, 2020), o Brasil foi, entre 2016/17 e 2019/20, o terceiro maior produtor mundial do grão, atrás dos EUA e China, estando sempre entre os quatro maiores exportadores em cada ano. Assim, além de posicionar a cadeia agroindustrial do milho como uma das mais importantes na agricultura brasileira, esse desempenho coloca o país entre os maiores *players* na produção e exportação da *commodity* no mercado mundial. No entanto, essa significativa representatividade é um fenômeno recente no agronegócio brasileiro, uma vez que, durante o século XX, o país foi irrelevante na comercialização internacional desse produto e dependeu de importações para suprir suas necessidades internas.

Diversos fatores foram importantes para o desenvolvimento dessa cadeia produtiva no Brasil. Desde a década de 1980, tal segmento tem passado por profundas transformações estruturais diretamente ligadas às características de seu sistema produtivo. Uma importante iniciativa, iniciada na região Sul do país, foi o cultivo do milho no período de inverno, promovendo uma safra alternativa. Na ocasião, os agricultores tinham o intuito de ter mais uma opção de cultivo para o inverno – representava uma pequena parcela da produção nacional, fato que levou os agentes da cadeia a chamá-la de “safrinha” (EMBRAPA, 2015; MATTOS & SILVEIRA, 2018). Contudo, com o passar dos anos, a produção de inverno foi se tornando importante em alguns estados, chegando a superar a safra de verão em volume a partir do ano safra 2011/12. Neste ano, a colheita de inverno atingiu cerca de 39,11 milhões de toneladas, aproximadamente, 53,6% da produção nacional, mantendo-se nas safras seguinte acima desta parcela, crescendo para 73,17 milhões de toneladas no ano safra 2018/19, cerca de 73,1% da produção nacional neste ano.

Uma variável chave para entender o quadro cima apresentado tem base no desenvolvimento de cultivares de soja (principal cultura de verão) mais precoce. Isso tornou possível o cultivo de milho no inverno. Além disso, outros fatores contribuíram para o dinamismo da segunda safra de milho no Brasil, tais como a difusão de insumos produtivos mais eficientes, o que permitiu a elevação da produtividade e a intensificação do uso do solo (ALVES et al., 2018). Como resultado, verificam-se, no país, duas safras anuais de milho. A primeira, denominada de “primeira safra”, chamada também de “safra de verão”, plantada geralmente entre setembro e dezembro e colhida entre janeiro e abril. A “segunda safra”, chamada inicialmente de “safrinha”, também conhecida como “safra de inverno”, é cultivada, geralmente, logo após a colheita da soja precoce, plantada entre janeiro e março e colhida entre maio e agosto.

Segundo Mattos e Silveira (2018), a ascensão da segunda safra promoveu três eventos dinâmicos no mercado do milho no Brasil. O primeiro foi a mudança na relação entre oferta e demanda internas ao longo do ano – antes, a safra costumava chegar no mercado no primeiro semestre do ano; posteriormente, com o significativo crescimento da produção da segunda safra, o milho cultivado no Brasil passou a chegar durante todo o ano. O segundo foi a crescente participação do Brasil nas exportações mundiais do grão. O terceiro foi a maior demanda por ferramentas de comercialização e gerenciamento de risco no mercado brasileiro – a crescente produção e o maior número de produtores e de agentes no setor aumentaram a importância das operações que buscam minimizar o risco de preço no mercado, fato que elevou o volume de negociações de contratos futuros do grão na bolsa brasileira, B3 (Brasil, Bolsa e Balcão).

---

<sup>1</sup> Código NCM nº 10059010 (milho em grão, exceto para semeadura).

Neste contexto, este trabalho tem o objetivo de analisar o efeito da expansão da safra de inverno de milho sobre o padrão sazonal (sazonalidade) de seu preço em diferentes praças de comercialização no Brasil. A hipótese a ser verificada é que a sazonalidade dos preços do milho se modificou e diminuiu com o crescimento da segunda safra uma vez que se passou a ter uma disponibilidade mais homogênea desta *commodity* ao longo do ano.

Geralmente, os preços de *commodities* agrícolas atingem seu maior pico antes da colheita e declinam, sistematicamente, pouco antes do início desta. Assim, pelo efeito da escassez de quantidade, os preços de *commodities* agrícolas, especialmente no mercado interno, são maiores na entressafra doméstica. Isso porque o ciclo de plantio e colheita impõe, de certa forma, um padrão típico anual nos preços, que é conhecida como padrão estacional ou sazonal. Dessa forma, entender o padrão sazonal dos preços do milho é, indispensável, para o planejamento econômico na produção, dado que, subsidia as estratégias de comercialização e gestão de risco de preço dos agentes desta cadeia.

A partir de uma análise mensal e com uso do método de média móvel (GOETZ & WEBER, 1986), recentes estudos buscaram analisar o padrão sazonal no mercado brasileiro do milho (MATTOS & SILVEIRA, 2015; SOUZA et al., 2017). Entretanto, esse método apresenta importantes deficiências. Primeiro, o método aplicado às 12 observações em cada ano reduz a amostra em seis meses iniciais e seis finais. Segundo, se a amostra for curta (cinco a 15 anos), esse procedimento pode superestimar a extensão da sazonalidade, principalmente quando não há um padrão sazonal bem definido ou há pouca sazonalidade. Uma forma de minimizar esses problemas é por meio de estimativas de parâmetros harmônicos. Ao ser construído a partir de um processo trigonométrico, esses modelos são, relativamente, mais parcimoniosos, reduzindo substancialmente o número de parâmetros a serem estimados e também o viés ascendente que o modelo de médias móveis gera na magnitude da sazonalidade (GILBERT; CHRISTIAENSEN; KAMINSKI, 2017). A partir de tais considerações, o presente trabalho avança na literatura brasileira, primeiro, por utilizar o modelo harmônico, o que permite, inclusive, visualizar a base estacional dos preços do milho graficamente de forma mais clara e, segundo, ao utilizar dados para um período maior e com periodicidade semanal, investigando se houve alteração significativa do padrão sazonal com a elevação da segunda safra.

## 2. Revisão de Literatura

Diversos métodos podem ser empregados para modelar os componentes sazonais de uma série temporal, desde o mais simples, como a visualização gráfica e cálculos dos valores médios, passando pelos modelos de Regressão Linear Múltipla com variáveis independentes binárias, além de modelos de análise espectral e os modelos desenvolvidos por Box & Jenkins da classe SARIMA (*Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average*). As aplicações desses modelos estão associadas, a princípio, ao objetivo do pesquisador. Este pode estar interessado em analisar os padrões sazonais ou identificar um modelo de previsão que incorpore a sazonalidade para alcançar ganhos de eficácia preditiva. Alternativamente, o intuito pode ser dessazonalizar a série para observar com maior precisão os seus movimentos não sazonais. Contudo, o próprio padrão sazonal da série pode ser decisivo para determinar o método a ser aplicado (LAMOUNIER, 2001).

Neste contexto, uma série de pesquisas buscou analisar a base estacional dos preços em mercados agropecuários. Quatro estudos nacionais podem ser destacados. Com o objetivo de determinar os padrões cíclicos da quantidade e preços do feijão, milho e arroz no estado de São Paulo no período de 1949 a 1976 com dados mensais, Cavalcanti et al. (1980), por meio de parâmetros harmônicos, descobriram ciclos anuais bem definidos para o milho e arroz, enquanto que o mercado de feijão não apresentou ciclos anuais significativos. Os autores verificaram que os termos harmônicos explicaram 52% da variação dos preços do milho e 62% da variação da quantidade do milho. Com foco no mercado do milho, Risseto (2001), ao aplicar o método de Média Móvel Geométrica nos preços mensais observados no Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná, São Paulo e Minas Gerais, verificou que os preços deste grão no período de 1990 a 1998 atingiram os menores valores durante a safra de verão, nos meses de março e abril. Os maiores preços foram

observados nos meses de novembro e dezembro, evidenciando uma relação padrão entre quantidade e preço internos. Entretanto, Minas Gerais apresentou o movimento mais atípico – os preços mantiveram os menores valores durante seis meses, entre março e agosto, possivelmente, segundo a autora, por não haver escassez de milho ao longo do ano nesta região. Em complemento, Mattos e Silveira (2015), a partir do mesmo método, mostraram que houve uma mudança no padrão sazonal do preço do milho no Brasil comparando dois períodos distintos em Cascavel – PR, Chapecó – SC, Rio Verde – GO, Mogiana – SP e nas cotações da CME Group e BM&FBOVESPA entre 1995 e 2014. Segundo os autores, no período de 2005 a 2014, em função do crescimento da safra de inverno, os preços *spots* foram maiores no primeiro trimestre, enquanto, entre 1995 e 2004, as cotações neste período se apresentavam abaixo da média anual neste mesmo trimestre. Com a mesma metodologia e dados mensais, Souza et al. (2017), analisaram o padrão sazonal e da variação dos preços do milho no estado de São Paulo no período de 2004 a 2015, e verificaram que as cotações deste grão ficaram acima da média entre os meses de outubro a março e abaixo da média entre abril e setembro.

Ao analisar os estudos internacionais nesta temática, Sørensen (2002) estimou os padrões sazonais dos preços do milho, soja e trigo por meio de um modelo de formação de preços com parâmetros harmônicos com base em dados semanais da Bolsa de Chicago para o período de 1972 a 1997. De acordo com o autor, os preços foram maiores nos meses de junho e julho, cerca de dois a três meses antes do início da colheita do milho nos EUA, meados de setembro e outubro. Gilbert et al. (2017), investigaram a sazonalidade de 193 mercados para 13 *commodities* agrícolas em sete países africanos no período de 2000 a 2012. Por meio de simulação, os autores mostraram que o método da Média Móvel pode gerar um viés ascendente significativo e que modelos com parâmetros harmônicos e *saw-tooth*, que são mais parcimoniosos, minimizam o viés. Verificaram ainda que a maior sazonalidade nesses países africanos no período foi apresentada no mercado do milho. Outro estudo que explorou tal temática foi de Wassie et al. (2019). Os autores analisaram a sazonalidade dos alimentos na Etiópia com 128 séries de preços mensais de *commodities* e, a partir de modelos harmônicos, apontaram que a maior sazonalidade foi o preço do milho, e que as diferenças entre as culturas são significativas.

### 3. Metodologia

A estratégia empírica do estudo foi executada em duas etapas. Primeiro, verificou-se a existência de quebras estruturais nas séries de preço por meio do procedimento econométrico endógeno de Bai e Perron (2003) descrito em Zeileis et al. (2003). Identificadas as quebras, dividiu-se as séries em períodos indicados pelo teste supracitado. Em uma segunda etapa, as equações de preços com variáveis independentes harmônicas foram estimadas por meio do estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)<sup>2</sup>, sendo possível comparar os resultados ao longo do tempo e entre praças de comercialização. Os dados utilizados têm frequência semanal e são disponibilizados pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA/ESALQ-USP), compreendendo o período de janeiro de 1996 a dezembro de 2019 – total de 1248 observações.

#### 3.1. Modelo de Quebra Estrutural: Método de Bai e Perron (2003)

A abordagem de Bai e Perron (2003) consiste em determinar as quebras estruturais por meio de um algoritmo de programação dinâmico que minimiza a Soma dos Quadrados dos Resíduos (SQR) de um modelo de regressão. A vantagem desse procedimento em relação aos seus antecessores está na possibilidade de verificar mais de uma quebra estrutural em uma série temporal de forma endógena.

Os autores partem de um modelo de regressão linear tradicional dado por:

$$y_t = x_t^T \beta_t + u_t \quad (t = 1, \dots, n) \quad (1)$$

---

<sup>2</sup> Utilizou-se o *Software R* para realizar as estimativas.

sendo  $t$  o tempo;  $y_t$  o vetor de observações da variável dependente;  $x_t^T$  um vetor de variáveis independentes;  $\beta_t$  um vetor de parâmetros estimados que podem variar no tempo; e  $u_t$  os resíduos, com média zero e variância constante. A hipótese a ser testada é:

$$H_0: \beta_t = \beta_0 \quad (t = 1, \dots, n) \quad (2)$$

em que  $\beta_0$  é um valor constante, contra a hipótese alternativa de que pelo menos um parâmetro varie ao longo do tempo. Segundo Zeileis et al. (2003), supõe-se a existência de  $m$  quebras estruturais na série, nas quais os parâmetros são distintos. Neste caso, existem  $m + 1$  períodos em que  $\beta$  é constante. Assim, a equação (1) pode ser escrita como:

$$y_t = x_t^T \beta_i + u_i \quad (t = t_{i-1} + 1, \dots, t_i, \quad i = 1, \dots, m + 1) \quad (3)$$

sendo  $i$  o índice de períodos e  $T_{m,n} = \{t_1, \dots, t_m\}$  o conjunto de quebras, em que  $i_0 = 0$  e  $i_{m+1} = n$ . O estimador de  $\beta_i$  é obtido por MQO e o resultado da SQR é por (ZEILEIS et al., 2003):

$$SQR(t_1, \dots, t_m) = \sum_{i=1}^{m+1} sqr(t_{i-1} + 1, t_i) \quad (4)$$

em que,  $sqr(t_{i-1} + 1, t_i)$  é a SQR do  $i$  –ésimo período. O próximo passo é estimar  $\hat{t}_1, \dots, \hat{t}_m$ , datas de quebras, que minimizem a função:

$$\hat{t}_1, \dots, \hat{t}_m = \underset{(t_1, \dots, t_m)}{\operatorname{argmin}} SQR(t_1, \dots, t_m) \quad (5)$$

sobre todo o período  $(t_1, \dots, t_m)$ , em que  $t - t_{i-1} \geq n_h \geq k$ . O valor de  $h$  é escolhido pelo pesquisador (geralmente 0,10 ou 0,15) em que  $n_h = nh$ . Assim, emprega-se um algoritmo dinâmico para encontrar as  $m$  quebras que minimizam a SQR em um modelo com  $m + 1$  períodos.

### 3.2. Modelo Harmônico

De modo geral, as análises da sazonalidade partem da visão clássica dos componentes de uma série de tempo. A composição de uma série pode ser representada por:

$$P_t = f(T_t, S_t, C_t, \varepsilon_t) \quad (6)$$

em que  $P_t$  é o preço *spot* do milho no tempo  $t$ ;  $T_t$  é um componente de tendência – esse componente mostra a direção que a série assume, crescente ou decrescente, não necessariamente linear;  $S_t$  representa as variações sazonais – padrão que se repete com uma certa periodicidade dentro de um ano, como períodos de safra e entressafra;  $C_t$  representa a variação cíclica – além das variações sazonais, algumas variáveis podem apresentar flutuações que se repetem com alguma regularidade em intervalos maiores que um ano; e  $\varepsilon_t$  representa um componente errático.

Como apontado anteriormente, variáveis econômicas costumam apresentar variações sazonais ou cíclicas durante o ano – no caso de uma série de preços mensal de um produto agrícola, pode-se chamar de variação estacional ou sazonalidade. Frequentemente, para captar essas variações, utiliza-se o método de média geométrica móvel ou variáveis binárias em modelos econométricos. No entanto, os efeitos sazonais são, geralmente, suaves ao longo de cada período, podendo ser mais eficiente utilizar funções que captem essa suavidade, o que é uma característica das funções cosseno. A metodologia desenvolvida para captar sazonalidade com parâmetros trigonométricos é denominada de Série de Fourier e sua representação gráfica se chama cossenóide e podem ser usadas para construir uma variação suave em um modelo de regressão sazonal (HOFFMANN, 2016; METCALFE; COWPERTWAIT, 2009), doravante, modelo harmônico.

O principal interesse deste trabalho é analisar a sazonalidade ( $S_t$ ) dos preços do milho no Brasil. Portanto, ao adotar como método a análise harmônica, o ganho no ajuste de tal modelo está na possibilidade de verificar a estrutura da variação sazonal e cíclica dentro de um ano com possibilidade de testar se esses componentes são significativos e obter uma visualização gráfica mais suave da sazonalidade. Logo, capta-se seu padrão estacional, avaliando as magnitudes das cotações ao longo do ano.

A construção do modelo harmônico parte de um movimento trigonométrico simples em que  $\lambda$  é a amplitude e  $-\psi$  é a fase inicial:

$$P_t = \lambda \cos(\omega t - \psi) \quad (7)$$

em que:

$$\omega = \frac{2\pi f}{T} \quad (8)$$

sendo  $\omega$  a velocidade angular ou pulsação,  $T$  o período,  $t$  o tempo e  $f$  a frequência. A diferença entre o valor máximo e o valor mínimo de  $P$  é igual a duas vezes a amplitude do componente harmônico, ou seja, o valor de  $P$  varia entre  $-\lambda$  e  $\lambda$  (HOFFMANN, 2016).

Sabendo-se que  $\cos(a - b) = \cos(a) \cos(b) + \text{sen}(a) \text{sen}(b)$ , a equação (7) pode ser reescrita na seguinte forma:

$$P_t = \lambda \cos(\psi) \cos(\omega t) + \lambda \text{sen}(\psi) \text{sen}(\omega t) \quad (9)$$

Assumindo que,

$$\lambda \cos(\psi) = \alpha \quad (10)$$

$$\lambda \text{sen}(\psi) = \gamma \quad (11)$$

Tem-se que,

$$P_t = \alpha \cos(\omega t) + \gamma \text{sen}(\omega t) \quad (12)$$

As equações (7) e (12) são duas alternativas básicas para representar componentes harmônicos. Se o valor de  $T$  é conhecido,  $\omega$  pode ser calculado e, conseqüentemente, os parâmetros desconhecidos são apenas  $\alpha$  e  $\gamma$ . Neste caso, pode-se estimar os parâmetros através do estimador de MQO. Assim, a partir de dados semanais do preço do milho em diferentes praças de comercialização do Brasil, os componentes harmônicos dos preços foram calculados pelo processo trigonométrico a seguir:

$$S(t) = \sum_{f=1}^{T/2} \left\{ \alpha_f \cos\left(\frac{2\pi f t}{T}\right) + \gamma_f \text{sen}\left(\frac{2\pi f t}{T}\right) \right\} \quad (13)$$

Estudos recentes utilizaram dois componentes harmônicos de primeiro ordem, o que permitiu captar a sazonalidade anual dos preços (GILBERT; CHRISTIAENSEN; KAMINSKI, 2017; WASSIE; KUSAKARI; SUMIMOTO, 2019). Entretanto, uma série de Fourier de primeira ordem impõe simetria no padrão sazonal, o que não é interessante para a presente pesquisa, uma vez que a sazonalidade dos preços agrícolas, geralmente, não apresenta esse comportamento. É possível contornar esse aspecto utilizando componentes harmônicos de primeira ordem conjuntamente com componentes de ordem superior, como proposto por Bevis et al. (2019).

Assim, com base nos estudos de Bevis et al. (2019), Gilbert et al. (2017) e Sørensen (2002), as sazonalidades regionais do preço do milho foram estimadas por meio de dois pares de componentes trigonométricos a partir das representações a seguir:

$$\Delta p_t = m + \delta t + \Delta S(t) + \varepsilon_t \quad (14)$$

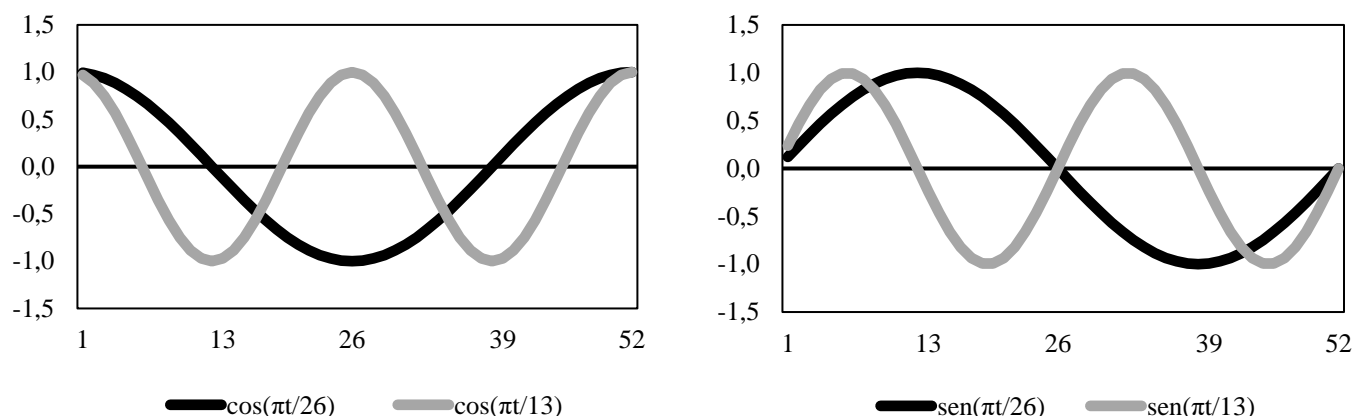
Ou,

$$\Delta p_t = m + \delta t + \alpha_1 \Delta \cos\left(\frac{\pi t}{26}\right) + \gamma_1 \Delta \text{sen}\left(\frac{\pi t}{26}\right) + \alpha_2 \Delta \cos\left(\frac{\pi t}{13}\right) + \gamma_2 \Delta \text{sen}\left(\frac{\pi t}{13}\right) + \varepsilon_t \quad (15)$$

sendo  $\Delta p_t$  a taxa de crescimento do logaritmo de preço do milho no tempo  $t$ ;  $\pi$ , um número igual a, aproximadamente, 3,142;  $\alpha_i$  e  $\gamma_i$ ,  $i = 1, 2$ , são os parâmetros sazonais a serem estimados;  $\varepsilon_t$  é o termo de erro; e  $m$  é o termo constante. O padrão das variáveis harmônicas utilizadas nas estimativas é apresentado

na Figura 1, em que se pode observar o formato do ciclo anual (52 semanas) e semestral (26 semanas) de cada variável harmônica considerada.

**Figura 1** – Variáveis harmônicas calculadas com base na equação (13)



**Fonte:** Elaborado pelos autores.

Uma vez estimada a equação (15) por MQO, o padrão sazonal do preço de cada região pode ser calculado como:

$$S(t) = \hat{\alpha}_1 \cos\left(\frac{\pi t}{26}\right) + \hat{\gamma}_1 \cos\left(\frac{\pi t}{26}\right) + \hat{\alpha}_2 \cos\left(\frac{\pi t}{13}\right) + \hat{\gamma}_2 \cos\left(\frac{\pi t}{13}\right) = \lambda \cos\left(\frac{\pi t}{T} - \omega\right) \quad (16)$$

Assim,  $S(t)$  é a sazonalidade e  $\lambda$  é a amplitude, ou seja,  $\lambda$  mede a diferença entre o pico e vale (Figura 1) de cada processo harmônico. O cálculo da função  $S(t)$  a partir das estimativas por MQO da equação (15) permite observar em quais semanas/meses os preços atingem, em média, seus maiores e menores valores.

## 4. Análise dos Resultados

### 4.1. Análise de quebra estrutural

A Tabela 1 apresenta os resultados dos testes de quebra estrutural de Bai e Perron (2003) para os preços semanais do milho em logaritmo nas regiões brasileiras de Cascavel, Chapecó, Mogiana, Triângulo Mineiro e Rio Verde para o período de janeiro de 1996 a dezembro de 2019. De acordo com os critérios de minimização da SQR e BIC<sup>3</sup>, o número ótimo de quebras foram quatro para as duas primeiras praças e cinco para as demais. Entretanto, em virtude da relevância econômico dos pontos, estabelece-se o limite máximo de dois pontos de quebra em cada série, o que resultou em três subperíodos. Os resultados dos testes apontam para quebras no início de 2002 e em meados de 2010, sendo a primeira a de maior ruptura.

<sup>3</sup> Bayesian Information Criterion

**Tabela 1** – Resultado do teste de quebra estrutural de Bai e Perron (2003) para o logaritmo dos preços semanais do milho no período de janeiro de 1996 a dezembro de 2019

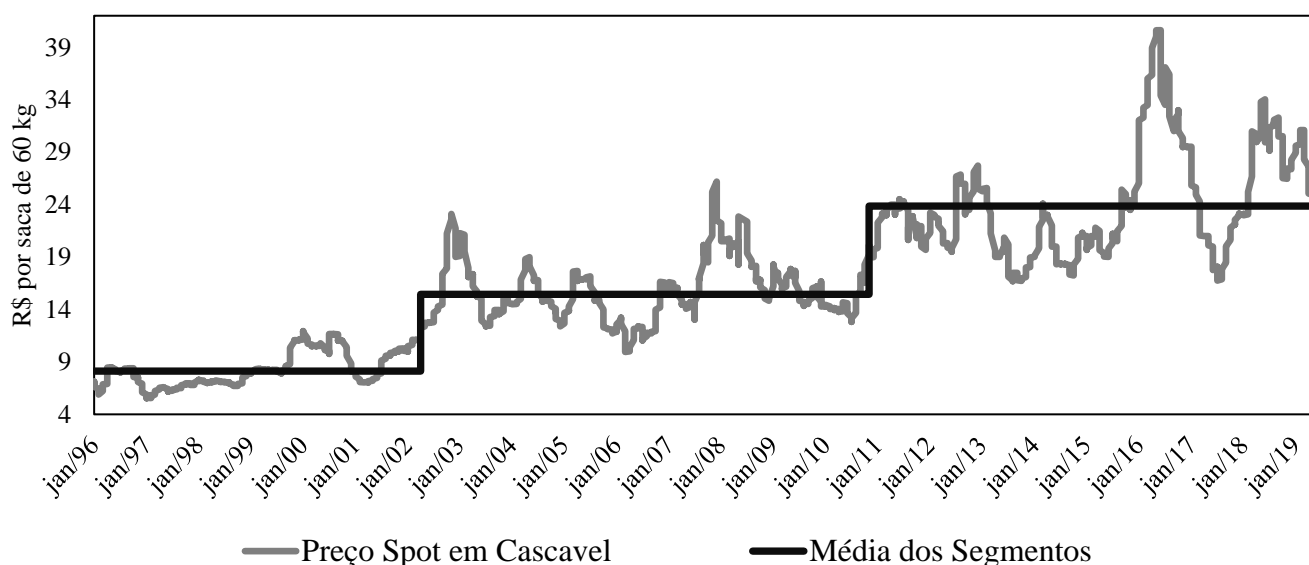
Nº de quebras	Ano (semana) da quebra estrutural <sup>a</sup>				
	Cascavel	Chapecó	Mogiana	T. Mineiro	Rio Verde
1	2002(18)	2002(28)	2002(29)	2002(29)	2002(26)
2	2002(14); 2010(44)	2002(13); 2010(42)	2002(18); 2010(43)	2002(21); 2010(37)	2002(17); 2010(44)

<sup>a</sup> **Nota:** a semana da quebra está apontada entre parêntesis.

**Fonte:** Resultados da pesquisa.

A Figura 2 apresenta os pontos de quebra obtidos. Observa-se a série de preço semanal da região de Cascavel com as médias dos três segmentos encontrados a partir do resultado do respectivo teste de quebra (duas quebras) realizado. Intuitivamente, a primeira quebra (2002) está refletindo, como destacado em Pinazza (2007), o início da participação efetiva das exportações brasileiras de milho no mercado internacional com um volume de cerca de 5,6 milhões de toneladas em 2001, aproximadamente 7,35% das exportações mundiais naquele ano. A segunda quebra está próxima ao período em que a colheita da segunda safra do grão superou em volume a colheita da primeira safra, permitindo uma maior participação brasileira na comercialização internacional dessa *commodity* desde então.

**Figura 2** – Logaritmo do preço semanal do milho em Cascavel dividido em três segmentos com base no resultado do teste de quebra estrutural de Bai e Perron (2003) para duas quebras



**Fonte:** Resultados da pesquisa.

**Nota:** As médias dos segmentos foram obtidas a partir do antilogaritmo das constantes estimadas, conforme Bai e Perron (2003).

## 4.2. Análise da sazonalidade

Para proceder com a análise da sazonalidade, inicialmente, com base nos resultados de quebras encontrados, os modelos harmônicos foram estimados para três períodos distintos, de janeiro de 1996 a dezembro de 2001 (312 observações), janeiro de 2002 a dezembro de 2010 (468 observações) e de janeiro de 2011 a dezembro de 2019 (468 observações). Posteriormente, em uma nova seção, adicionou-se à análise estimativas para o período de janeiro de 2002 a dezembro de 2019, uma vez que o teste realizado para uma quebra reportou o ano de 2002 como a principal ruptura em todas as séries de preços.



#### 4.2.1. Análise com três períodos

A Tabela 2 apresenta os resultados dos coeficientes de determinação ( $R^2$ ) estimados referentes aos modelos mencionados. Estas estimativas indicam o quanto da variação do preço é explicada pela sazonalidade em cada período. Com base nesses resultados, pôde-se inferir que, com exceção dos preços praticados em Rio Verde, a importância da sazonalidade na formação de preço do milho nos mercados brasileiros diminuiu entre 1996-2001 e 2011-2019.

**Tabela 2** – Coeficiente de determinação estimados ( $R^2$ ) dos modelos harmônicos

Região	Praça	1996-2001	2002-2010	2011-2019
Sul	Cascavel	3,07%	1,78%	1,35%
	Chapecó	9,35%	3,45%	0,62% (ns)
Sudeste	Mogiana	4,52%	3,86%	4,23%
	T. Mineiro	7,06%	2,51%	3,94%
Centro-Oeste	Rio Verde	6,07%	2,70%	8,16%

**Fonte:** Resultados da pesquisa.

**Nota:** (ns) – não significativo.

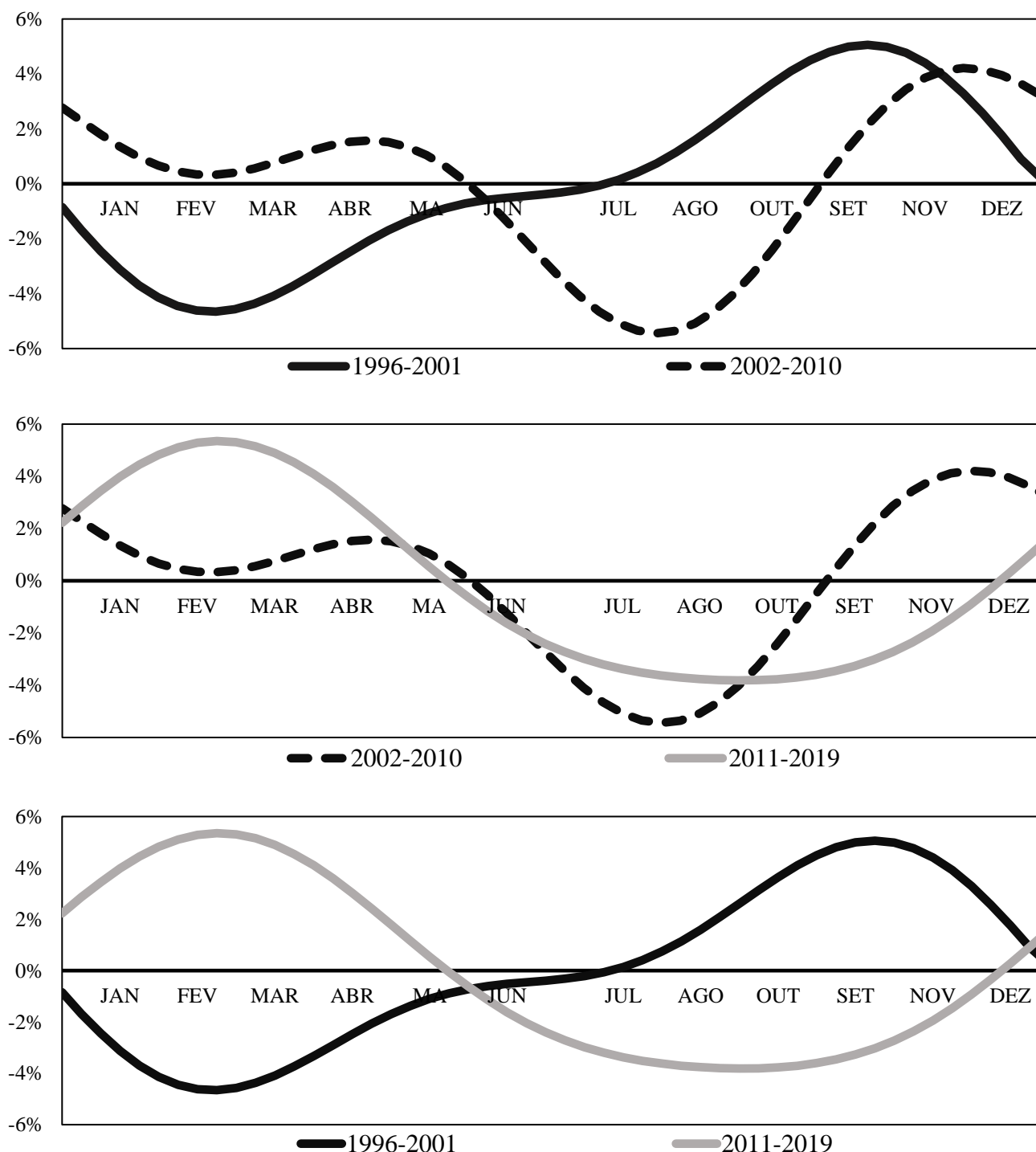
Em Cascavel, a parcela de importância da sazonalidade na formação de preço do milho foi de, aproximadamente, 3,07% entre 1996 e 2001, caindo para 1,78% em 2002-2010 e, posteriormente, para 1,35% entre 2011 e 2019. A queda mais acentuada foi reportada por Chapecó, chegando a não ser significativo (estatística  $F$ ) no terceiro período. Entretanto, a dinâmica foi diferente nas praças de Mogiana, Rio Verde e no Triângulo Mineiro, onde a participação da sazonalidade na variabilidade do preço do grão diminuiu do primeiro período para segundo e elevou-se deste para o terceiro (sendo ainda menor em relação ao primeiro). Assim, fica evidente que, em termos de grandes regiões, a importância da sazonalidade na formação dos preços entre 1996-2001 e 2011-2019 se reduziu nas regiões Sul e Sudeste. Por outro lado, a praça de Rio Verde indica que, apesar de uma redução no primeiro momento (1996-2001 para 2002-2010), a região Centro-Oeste apresentou elevação da importância da sazonalidade a um nível superior ao apresentado entre 1996-2001.

Essa diferença regional em termos de resultados pode ser explicada pela distribuição entre a primeira e segunda safra na quantidade colhida em cada grande região. De acordo com dados da Conab (2020), na região Sul, o cultivo em segunda safra aumentou significativamente enquanto o cultivo em primeira safra teve pouca alteração, no ano 1995/96 a primeira safra foi cerca de nove vezes maior frente a segunda. Já no ano 2018/19 a superioridade da segunda safra foi de, aproximadamente, 14,2%. Neste mesmo ano safra a região Sudeste apresentou diferença em torno de 18,3%. Já na região Centro-Oeste foi 19 vezes maior. Ou seja, quanto maior a diferença entre as safras em volume colhido, maior tende a ser a importância da sazonalidade na variabilidade dos preços. Além disso, a participação do Centro-Oeste na produção nacional saiu 20% no 1995/96 para 52% em 2018/19 com mais de 95% da sua produção sendo realizada em segunda safra. Outros fatores podem influenciar os resultados, como a gestão de estoque e a demanda interna/externa pelo grão em cada região.

O padrão sazonal do preço do milho em Cascavel pode ser observado na Figura 3 - as demais praças são apresentadas nas Figura A a D do Anexo 1. Observa-se que, entre 1996 e 2001, os preços em todas as regiões atingiram seus maiores valores em setembro e novembro, pouco antes do início da colheita da primeira safra, declinando a partir daí e atingindo seus menores valores entre os meses próximos de sua colheita (entre janeiro e abril), resultado similar ao encontrado por Risseto (2001), que analisou o mercado do grão no Brasil para o período de 1990 a 1998. Evidencia-se ainda mudanças no padrão sazonal para um período posterior, entre 2002 e 2010, quando os preços começaram a declinar a partir do início da colheita da primeira safra, apresentam leve elevação a partir de março (em certas regiões), e volta a declinar

a partir do início da colheita da segunda safra (entre maio e agosto), mantendo os menores preços até o fim da colheita desta safra.

**Figura 3** – Padrão sazonal do preço do milho em Cascavel entre 1996-2001, 2002-2010 e 2011-2019



**Fonte:** Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

**Nota:** A figura foi obtida ao substituir os parâmetros estimados na equação (16).

Assim, a principal mudança no padrão estacional dos preços do milho entre 1996-2001 e 2002-2010 foi o deslocamento dos meses com menores preços no Brasil. No entanto, especificamente, a região do Triângulo Mineiro (Anexo 1 – Figura C) apresentou mudança sazonal relativamente mais modesta, com

menores preços ocorrendo entre março e junho. Risseto (2001) também encontrou um movimento, relativamente, mais atípico para o mercado mineiro, com preços menores perdurando por mais tempo, possivelmente, devido a uma menor escassez do grão na região. Essas mudanças podem ser justificadas pela expansão do cultivo em segunda safra que permitiu que a colheita nacional se estendesse até meados de julho-agosto, reduzindo, conseqüentemente, a escassez do grão no mercado interno ao longo do ano, o que, por sua vez, impacta o padrão sazonal do preço dessa *commodity*.

Já o terceiro período (2011-2019) é caracterizado pela ascensão da segunda safra como a maior safra nacional. Ainda de acordo com a Figura 3 e as demais do Anexo 1, esse período promoveu um novo deslocamento sazonal. Porém, dessa vez, altera-se com maior intensidade os meses nos quais os preços são mais elevados. Entre 1996 e 2001, observa-se que os maiores preços foram praticados entre setembro-novembro, uma pequena alteração foi verificada no período posterior (2002-2010) em que os maiores preços foram observados nos meses de novembro-dezembro. Entretanto, o padrão se altera de forma mais significativa a partir do terceiro período (2011-2019). Neste, os preços nas regiões foram mais altos no início de cada ano, atingindo o maior pico no mês de fevereiro, período próximo ao início da colheita da segunda safra no Brasil. Isso implica concluir que, entre 2011 e 2019, a colheita da primeira safra não provocou uma queda dos preços no Brasil como verificado nos períodos anteriores. Tais evidências apontam para o fato de que, nesse período mais recente, a segunda safra teve significativa influência no padrão sazonal dos preços do milho no Brasil. Esse impacto da segunda safra do milho na sazonalidade do preço do grão nas três décadas consideradas é mais evidente ao observar o padrão sazonal do primeiro período com o terceiro. Esses resultados corroboram à aqueles encontrados por Mattos e Silveira (2015) que analisaram diversas praças brasileiro no período de 1995 a 2014 e Souza et al. (2017) que analisaram o período de 2004 a 2015.

Em suma, as regiões analisadas apresentaram alterações no padrão sazonal do preço da *commodity*, deslocando e, em certas praças, até mesmo invertendo o ciclo sazonal dos preços. A região de Cascavel é exemplo de tal fato – no primeiro período (1996-2001), os menores preços foram observados no primeiro trimestre, enquanto no terceiro período esse cenário se inverte, em que se verifica os menores preços no segundo semestre e os maiores preços no primeiro trimestre.

De forma complementar, a Tabela 3 apresenta a diferença sazonal média percentual dos preços em cada praça nos três períodos considerados. Esses valores refletem a diferença média percentual entre os picos e vales extremos estimados dos padrões sazonais. Como exemplo, a sazonalidade média na região de Cascavel, em 1996-2001, foi de 9,7% – menor diferença sazonal observada entre as praças consideradas neste estudo para este período. Por outro lado, o maior patamar apresentado neste mesmo período foi no Triângulo Mineiro com média de 16,8%.

**Tabela 3** – Diferença sazonal média estimada

Grande Região	Praça	1996-2001	2002-2010	2011-2019
Sul	Cascavel	9,7%	9,6%	9,2%
	Chapecó	14,1%	10,6%	5,5%
Sudeste	Mogiana	13,4%	12,9%	13,8%
	T. Mineiro	16,8%	13,1%	14,1%
Centro-Oeste	Rio Verde	12,4%	14,5%	19,5%

**Fonte:** Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Com exceção da região de Mogiana e Rio Verde, nota-se que houve uma redução na diferença média sazonal dos preços do milho no Brasil entre 1996 e 2019. A região Sul apresentou declínio na diferença sazonal em todo o período. Já a diferença sazonal dos preços na região Sudeste declinou entre 1996-2001 para 2002-2010, porém, desta para o período 2011-2019 houve um aumento. Por outro lado, na região Centro-Oeste ocorreu um aumento em todo o período chegando em 2011-2019 a uma diferença sazonal de,

aproximadamente, 19,5%, indicando que em média os preços praticados entre fevereiro e março foram em torno de 19,5% maiores que os preços praticados entre junho e julho nesse período nesta região. Essa evidência não é uma surpresa uma vez que no período considerado a diferença entre as duas safras cultivadas foi considerável no Centro-Oeste. No ano safra 1995/96<sup>4</sup>, a safra de verão na região Centro-Oeste foi, aproximadamente, 2,6 vezes maior à safra de inverno, já no ano 2001/02 a diferença foi mínima. Posteriormente, esse cenário se inverteu onde, em 2010/11, a safra de inverno foi maior à safra de verão em 80% chegando no ano 2018/19 a ser 5,6 maior, maior diferença observada no período. Enquanto a safra de verão quase dobrou no período considerado, a safra de inverno saiu de 1,11 milhões de toneladas em 1995/96 para 50,1 milhões de em 2018/19. Assim, observa-se que o crescimento foi puxado pela safra de inverno na região Centro-Oeste, a tornando a safra dominante na formação da sazonalidade nesta região.

### 4.3. Análise com Dois Períodos

Nesta seção, adiciona-se à análise anterior, as estimativas referentes ao período 2002-2019, comparando-o com os resultados para o período 1996-2001. Os  $R^2$  estimados bem como a diferença sazonal calculada a partir dos parâmetros harmônicos estimados são apresentados na Tabela 4 e comparados aos resultados alcançados para o período de 1996-2001.

**Tabela 4** – Coeficiente de determinação estimados ( $R^2$ ) e diferença sazonal média estimada dos modelos harmônicos para o período de 1996-2001 e 2002-2019

Grande Região	Praça	$R^2$		Dif. Saz.	
		1996-2001	2002-2019	1996-2001	2002-2019
Sul	Cascavel	3,07%	0,94%	9,7%	7,4%
	Chapecó	9,35%	1,69%	14,1%	3%
Sudeste	Mogiana	4,52%	1,70%	13,4%	8,9%
	T. Mineiro	7,06%	2,27%	16,8%	11,6%
Centro-Oeste	Rio Verde	6,07%	3,79%	12,4%	14,6%

**Fonte:** Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

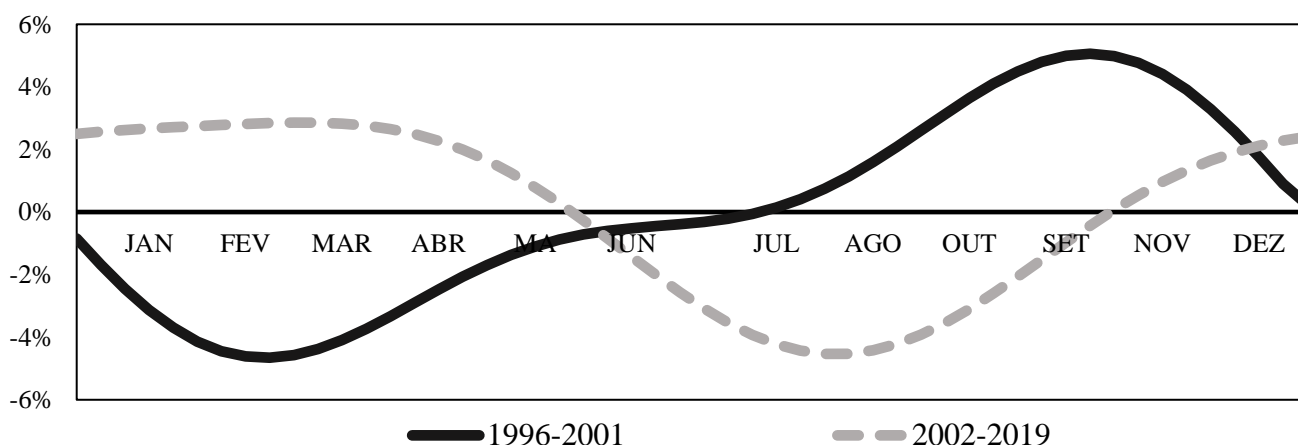
A partir da comparação desses resultados, pode-se inferir que a importância da sazonalidade na variabilidade do preço do milho no Brasil diminuiu de 1996-2001 para 2002-2019. Esse resultado pode refletir a maior homogeneidade da disponibilidade interna de milho entre os meses de cada ano, permitindo que as quedas e altas de preços do grão sejam menos acentuadas. Os resultados reportados no Tabela 4 ainda mostram que, com exceção dos preços praticados na praça de Rio Verde, as diferenças médias entre os maiores preços e menores preço diminuí entre 1996-2001 e 2002-2019. Esses resultados evidenciam que possivelmente a variabilidade dos preços esteja menos dependente do ciclo sazonal das colheitas e que o tamanho da sazonalidade de preço do grão nas regiões de Cascavel, Chapecó, Mogiana e no Triângulo Mineiro diminuiu. Em outras palavras, o risco de preço no mercado *spot* do milho no Brasil associado à sazonalidade diminuiu nesse período.

As Figuras 4 e 5 apresentam o padrão sazonal estimado do preço do milho para a região de Cascavel e Chapecó, respectivamente, para 1996-2001 e 2002-2019. Para as demais praças, os resultados são apresentados no Anexo 2. Observe que, no período de 1996-2001, os preços do grão em Cascavel declinaram a partir do início da colheita da primeira safra (entre janeiro e abril) e elevaram-se quanto mais próximo o término desta colheita. Como consequência, os preços mais elevados nesse período ocorreram entre nos meses de outubro, setembro e novembro, enquanto os menores preços foram observados nos

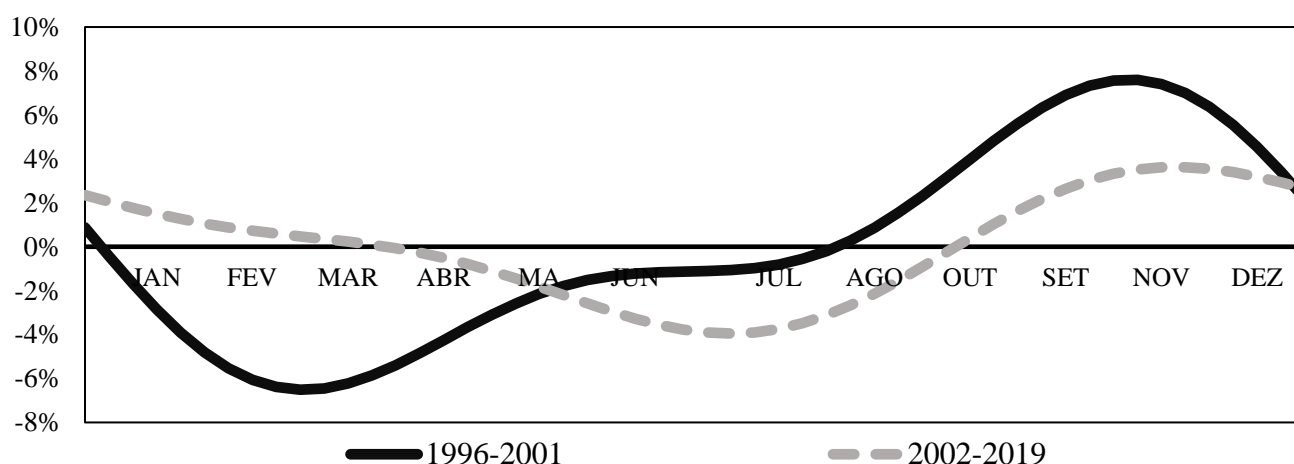
<sup>4</sup> De acordo com os dados da Conab (CONAB, 2020).

meses entre janeiro e abril. De modo geral, essas características no ciclo de preço são também observadas para as demais regiões consideradas.

**Figura 4** – Padrão sazonal do preço do milho na região de Cascavel entre 1996-2001 e 2002-2019



**Figura 5** – Padrão sazonal do preço do milho na região de Chapecó entre 1996-2001 e 2002-2019



**Fonte:** Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

**Nota:** A figura foi obtida ao substituir os parâmetros estimados na equação (16).

Já no período de 2002-2019, com o crescimento do cultivo em segunda safra, o ciclo sazonal do preço do milho no Brasil sofreu significativas alterações. A principal alteração observada foi a ascensão da segunda safra como aquela mais importante na determinação do padrão sazonal da *commodity* no Brasil. Isso porque, em média, o preço do milho em todas as praças entre 2002-2019 passou a declinar a partir do início da colheita da segunda safra (entre maio e agosto) e elevar-se a partir do fim desta colheita. Assim, os preços mais elevados do grão passaram a ocorrer no primeiro semestre de cada ano, nos meses de fevereiro, março e abril enquanto os menores preços em meados de junho, julho e agosto, período de grande colheita. Assim, o padrão sazonal encontrado é similar ao evidenciado em Mattos e Silveira (2015) e Souza et al. (2017).

## 5. Considerações Finais

O objetivo deste trabalho foi analisar o impacto do crescimento da safra de inverno de milho no Brasil na sazonalidade do seu preço *spot* entre janeiro de 1996 e dezembro de 2019 nas regiões de Cascavel-

PR, Chapecó-SC, Mogiana-SP, Rio Verde-GO e Triângulo Mineiro-MG. Partiu-se da hipótese de que a sazonalidade diminuiu e se alterou no período, dado que ao passar dos anos a disponibilidade do grão se tornou mais homogênea entre os meses de cada ano. Assim, a partir de séries de preços de frequência semanal, utilizou-se parâmetros harmônicos por meio do estimador de Mínimos Quadrados Ordinários – MQO. Esse método permitiu verificar alterações entre os períodos na importância da sazonalidade na formação de preços do milho, na extensão da sazonalidade e no padrão sazonal em cada praça considerada.

Inicialmente, com base nos resultados dos testes de quebras estrutural de Bai e Perron (2002), as estimativas foram realizadas e confrontadas para três períodos – 1996-2001, 2002-2010 e 2011-2019 – e, posteriormente, para dois períodos – 1996-2001 e 2002-2019. Essas quebras podem ser explicadas pela maior participação do Brasil no comércio internacional do grão (a partir de 2001) e a ascensão da safra de inverno como principal colheita de milho do país que ocorreu a partir de 2012.

Os resultados mostraram que, com exceção da praça de Rio Verde-GO, a importância da sazonalidade na formação dos preços do milho no Brasil diminuiu no período. Entre 1996-2001 observou-se preços menores entre janeiro e abril e entre 2011-2019 os menores preços são observados entre julho e setembro. Houve também alteração nos meses de maiores preços – enquanto, entre 1996 e 2001, os maiores patamares de cotações foram observados em outubro e novembro, entre 2011 e 2019, tal quadro ocorre entre janeiro e fevereiro, logo antes da colheita da safra de inverno. Essas evidências revelam o impacto da segunda safra nas flutuações dos preços nos períodos mais recentes, dado que os menores preços ocorreram durante a colheita da segunda safra e maiores na sua entressafra.

As evidências apresentadas permitem concluir que o crescimento da segunda safra do grão no Brasil reduziu a importância da sazonalidade na formação de preços do milho na maior parte do país ao longo dos anos considerados nesta pesquisa. Apesar de ter alterado o padrão sazonal dos preços, o crescimento desta safra reduziu o risco de preço associado à sazonalidade no país, uma vez que a variação dos preços do grão passou a depender em menor proporção do seu padrão sazonal ao passar dos anos, com exceção de Rio Verde-GO. Dessa forma, este trabalho contribui com a literatura ao apresentar novas evidências sobre a dinâmica de preços no mercado nacional de milho, apontando para mudanças no padrão sazonal dos preços desta cultura em diferentes praças de produção.

As análises realizadas podem ser úteis aos participantes deste mercado, dado que têm o potencial de auxiliar nas estratégias de comercialização e gerenciamento de riscos. Além disso, os resultados obtidos têm o potencial de contribuir para formulação e execução de políticas públicas relacionadas à comercialização do milho no País. A partir das evidências apresentadas, trabalhos futuros podem ainda explorar se a dinâmica de relações entre os preços nas diferentes praças de produção e consumo tem se alterado no País, avaliando-se ainda tal relação com os preços internacionais. Como complemento, novos estudos podem investigar a efetividade das operações de *hedge* nos mercados futuros da bolsa brasileira (B3) e em bolsas internacionais, verificando a capacidade de gerenciamento de risco de preços que os derivativos ali negociados podem proporcionar aos agentes de mercado.

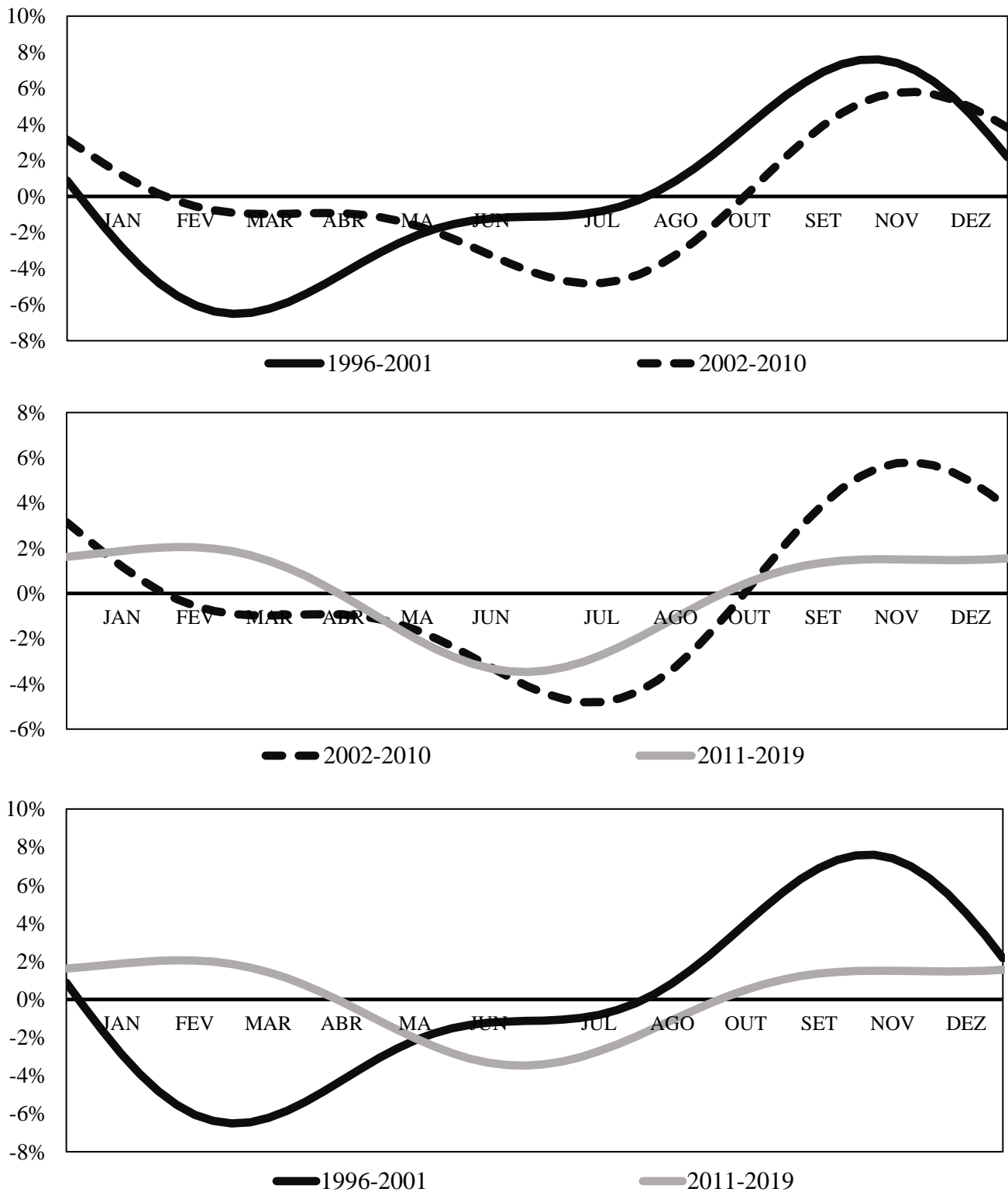
### Referências Bibliográficas

- ALVES, L. R. A. et al. Estrutura de Mercado e Formação de Preços na Cadeia Produtiva de Milho. In: ALVES, L. R. A.; BACHA, C. J. C. (Eds.). **Panorama da Agricultura Brasileira: Estrutura de Mercado, Comercialização, Formação de Preços, Custos de Produção e Sistemas Produtivos**. 1. ed. Campinas - SP: Alínea, 2018. p. 133–173.
- BAI, J.; PERRON, P. Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. **Journal of Applied Econometrics**, v. 18, n. 1, p. 1–22, 2003.
- BEVIS, L. E. M.; NASCHOLD, F.; RAO, T. An Unequal Burden: Intra-household dimensions of seasonal health in Tanzania. **Food Policy**, v. 89, 2019.
- CAVALCANTI, J. E. A.; AMIN, M. M.; ROCHA, D. S. Análise Harmônica: Uma aplicação para estudos

- de variações cíclicas de produtos agrícolas. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 18, n. 4, p. 673–699, 1980.
- COMEXSTAT. **Exportação e Importação Municípios**. Disponível em: <<http://comexstat.mdic.gov.br/pt/municipio/6778>>. Acesso em: 20 jan. 2020.
- CONAB. **Série Histórica das Safras**. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/info-agro/safras/serie-historica-das-safras?start=20>>. Acesso em: 27 abr. 2020.
- EMBRAPA. **Cultivo do Milho**. Brasília - DF: Embrapa Milho e Sorgo, 2015. Disponível em: <[https://www.spo.cnptia.embrapa.br/conteudo?p\\_p\\_id=conteudoportlet\\_WAR\\_sistemasdeproducao16\\_1\\_galceportlet&p\\_p\\_lifecycle=0&p\\_p\\_state=normal&p\\_p\\_mode=view&p\\_p\\_col\\_id=column-1&p\\_p\\_col\\_count=1&p\\_r\\_p\\_-76293187\\_sistemaProducaoId=7905&p\\_r\\_p\\_-996514994\\_topicoId=8](https://www.spo.cnptia.embrapa.br/conteudo?p_p_id=conteudoportlet_WAR_sistemasdeproducao16_1_galceportlet&p_p_lifecycle=0&p_p_state=normal&p_p_mode=view&p_p_col_id=column-1&p_p_col_count=1&p_r_p_-76293187_sistemaProducaoId=7905&p_r_p_-996514994_topicoId=8)>. Acesso em: 26 de março de 2020.
- GILBERT, C. L.; CHRISTIAENSEN, L.; KAMINSKI, J. Food Price Seasonality in Africa: Measurement and Extent. **Food Policy**, v. 67, p. 119–132, 2017.
- GOETZ, S.; WEBER, M. T. **Fundamentals of Price Analysis in Developing Countries` Food Systems: A training manual to accompany the microcomputer Software Program “MSTAT”MSU International Development Papers: Working Paper N° 29**. Michigan: Dept. of Agricultural Economics, Michigan State University, 1986.
- HOFFMANN, R. **Análise Estatística de Relações Lineares e Não Lineares**. 1ª ed. Piracicaba – SP: O Autor, 2016.
- LAMOUNIER, W. M. **Comportamento dos Preços no Mercado “spot” de Café do Brasil: Análise nos domínios do tempo e da frequência**. Viçosa - MG: Tese (Doutorado em Economia Aplicada), Universidade Federal de Viçosa - UFV, 2001.
- MATTOS, F. L. DE; SILVEIRA, R. L. FRANCO DA. **The Effects of Brazilian Second (winter) Sorn Crop on Price Seasonality, Basis Behavior and Integration to International Market**. Proceedings of the NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management. **Anais...**St. Louis: 2015
- MATTOS, F. L.; SILVEIRA, R. L. F. DA. The Expansion of the Brazilian Winter Corn Crop and Its Impact on Price Transmission. **International Journal of Financial Studies**, v. 6, n. 2, p. 45, 2018.
- METCALFE, A. V.; COWPERTWAIT, P. S. P. **Introductory Time Series with R**. 1ª ed. New York: Springer, 2009.
- PINAZZA, L. A. (ED.). **Cadeia Produtiva do Milho**. Brasília - DF: IICA: MAPA/SPA, 2007. v. 1
- RISSETO, V. V. **Fluxos de Produção e Consumo de Milho no Sul e Sudeste do Brasil**. Piracicaba - SP: Dissertação (Mestrado em Ciências) - Universidade de São Paulo - USP, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2001.
- SØRENSEN, C. Modeling Seasonality in Agricultural Commodity Futures. **Journal of Futures Markets**, v. 22, n. 5, p. 393–426, 2002.
- SOUZA, C. C. DE et al. Análise do Padrão Sazonal e da Variação dos Preços do Milho aos Produtores do Estado de São Paulo, Brasil. **Revista de Ciências Agrárias**, v. 40, n. 2, p. 460–470, 2017.
- USDA. **Grain: World Markets and Trade**. Disponível em: <<https://www.fas.usda.gov/data/grain-world-markets-and-trade>>. Acesso em: 28 de julho de 2020.
- WASSIE, S. B.; KUSAKARI, H.; SUMIMOTO, M. Seasonality of Staple Food Prices in Ethiopia: Does Warehouse Service Matter? **Japanese Journal of Agricultural Economics**, v. 21, n. 0, p. 63–67, 2019.
- ZEILEIS, A. et al. Testing and Dating of Structural Changes in Practice. **Computational Statistics and Data Analysis**, v. 44, n. 1–2, p. 109–123, 2003.

**Anexo 1 – Padrão Sazonal do Preço do Milho no Brasil nas Regiões de Chapecó, Mogiana, Triângulo Mineiro e Rio Verde em 1996-2001, 2002-2010 e 2011-2019**

**Figura A** – Padrão sazonal estimado do preço do milho na região de Chapecó em 1996-2001, 2002-2010 e 2011-2019

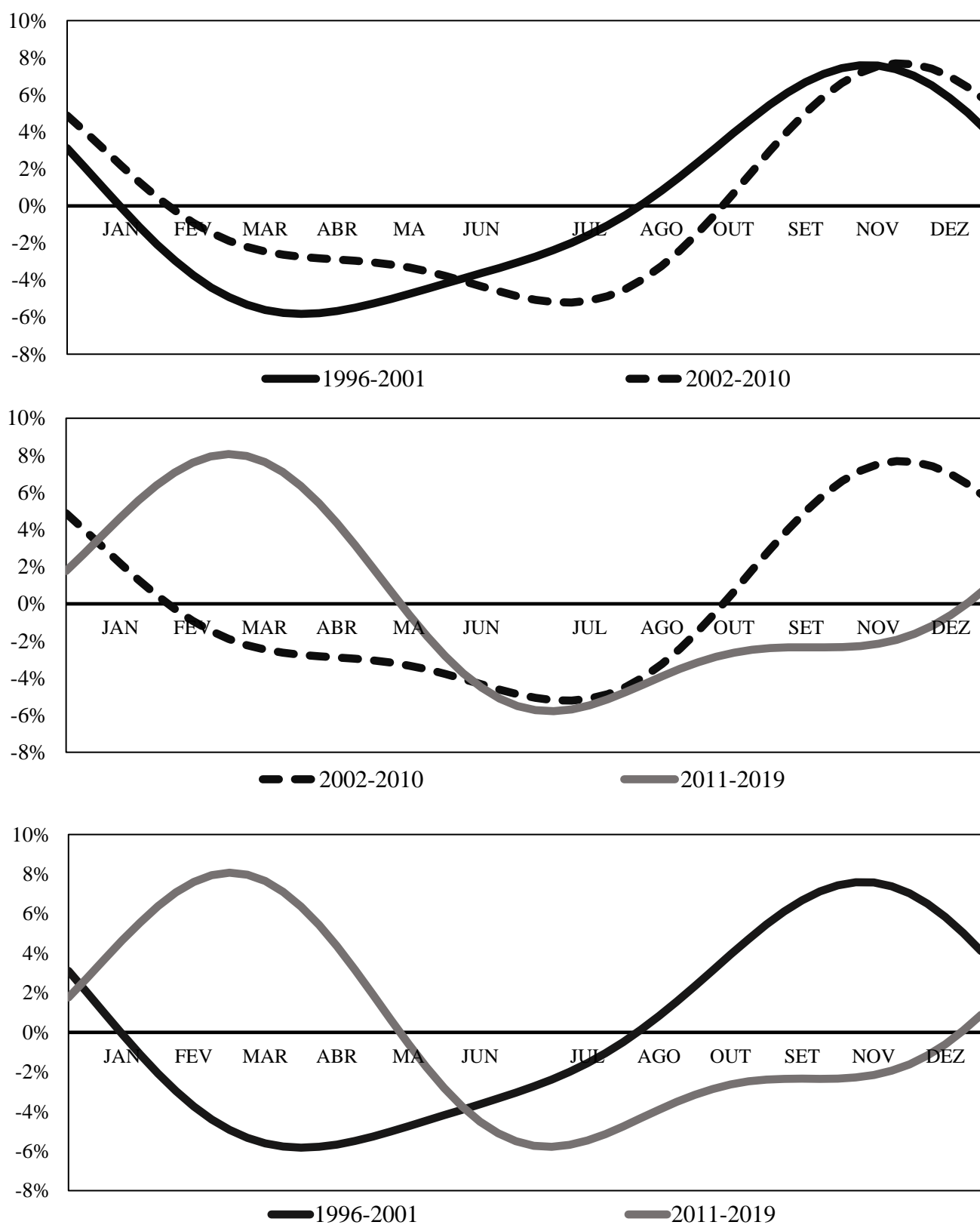


**Fonte:** Resultados da pesquisa.

**Nota:** A figura foi obtida ao substituir os parâmetros estimados na equação (16).



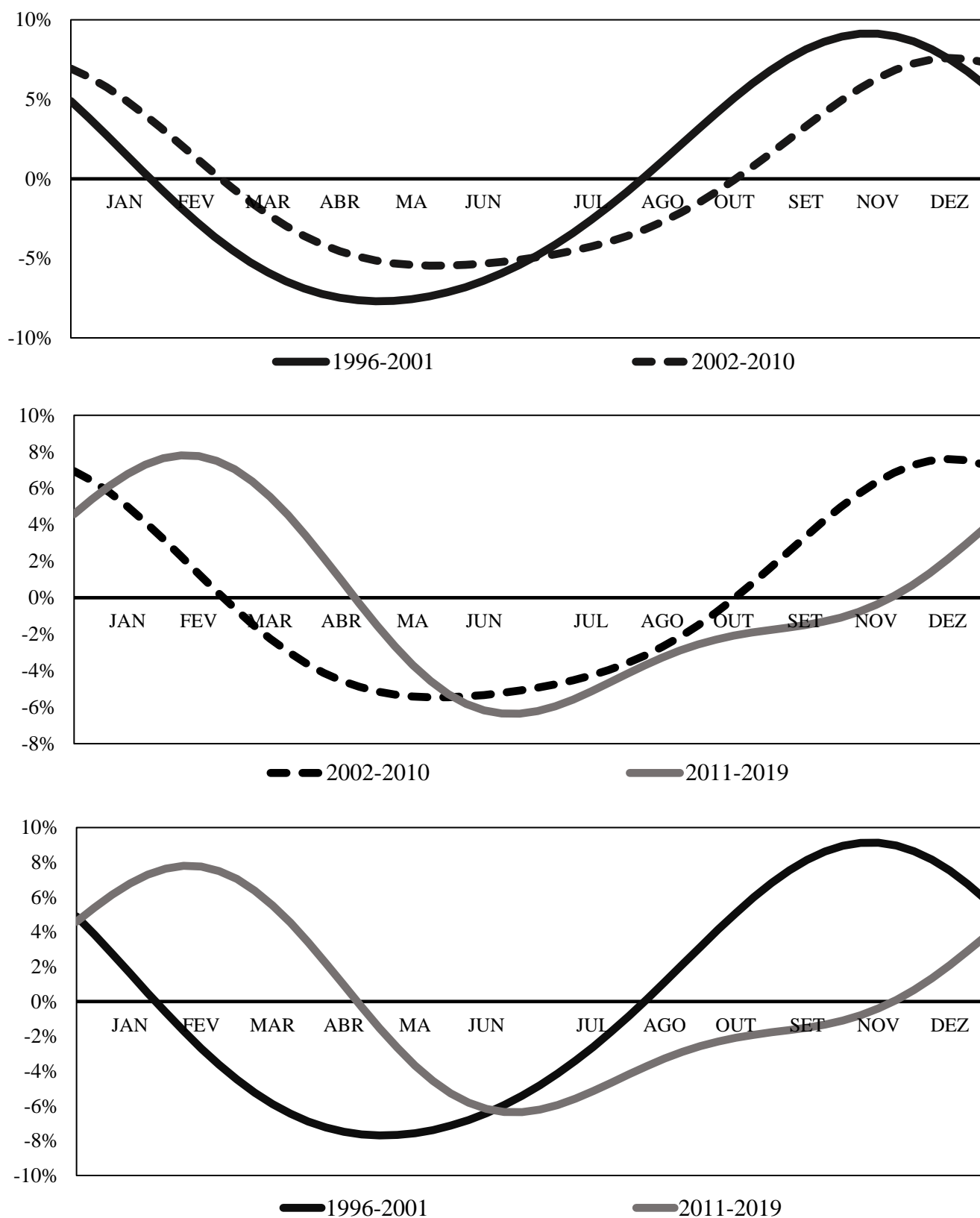
**Figura B** – Padrão sazonal estimado do preço do milho na região de Mogiana em 1996-2001, 2002-2010 e 2011-2019



**Fonte:** Resultados da pesquisa.

**Nota:** A figura foi obtida ao substituir os parâmetros estimados na equação (16).

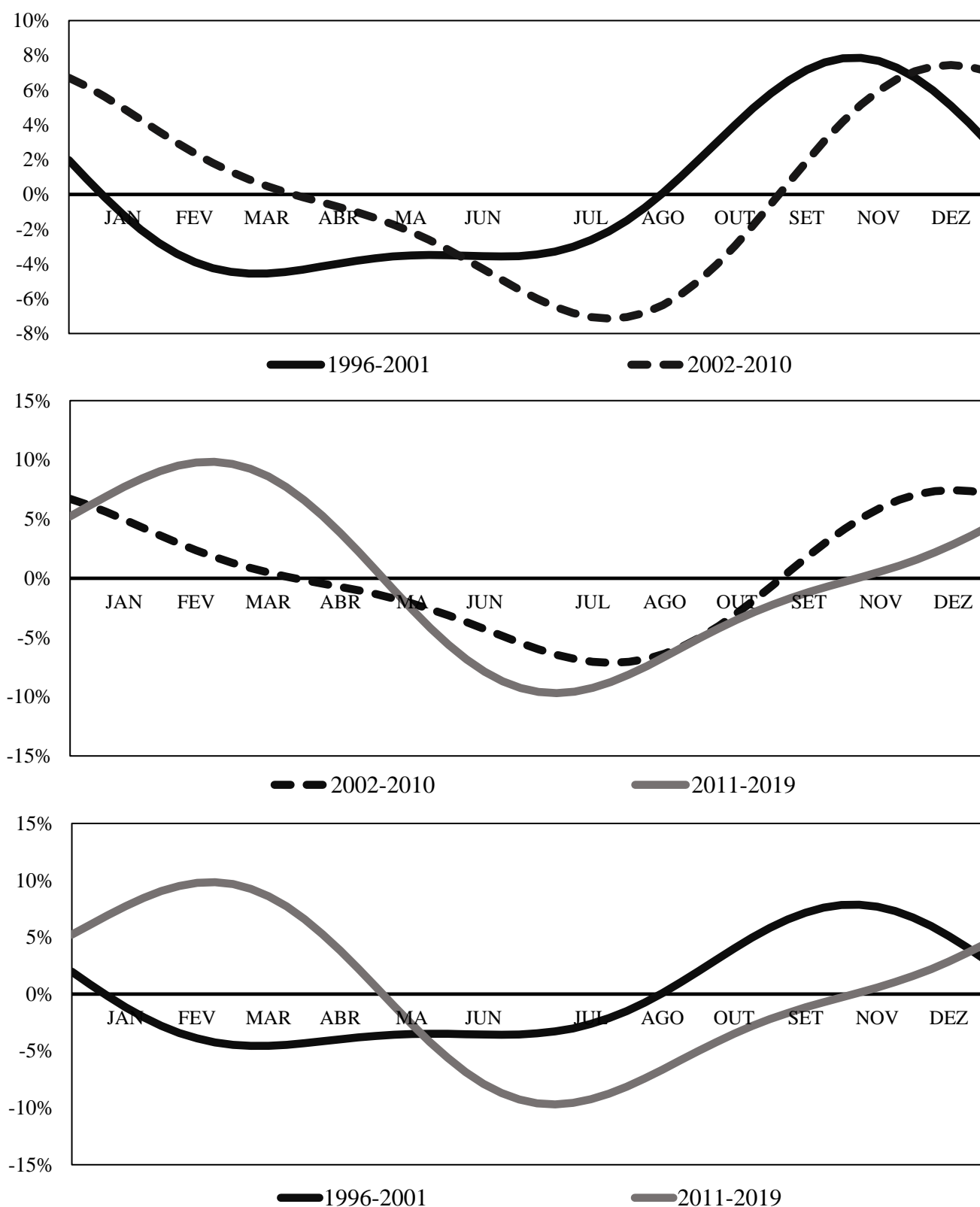
**Figura C** – Padrão sazonal estimado do preço do milho na região Triângulo Mineiro em 1996-2001, 2002-2010 e 2011-2019



**Fonte:** Resultados da pesquisa.

**Nota:** A figura foi obtida ao substituir os parâmetros estimados na equação (16).

**Figura D** – Padrão sazonal estimado do preço do milho na região de Rio Verde em 1996-2001, 2002-2010 e 2011-2019

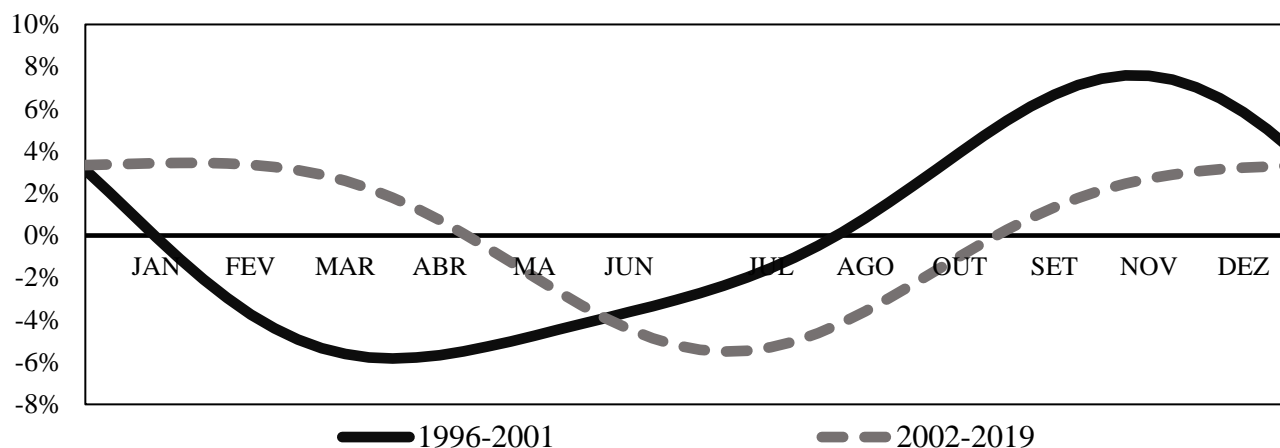


**Fonte:** Resultados da pesquisa.

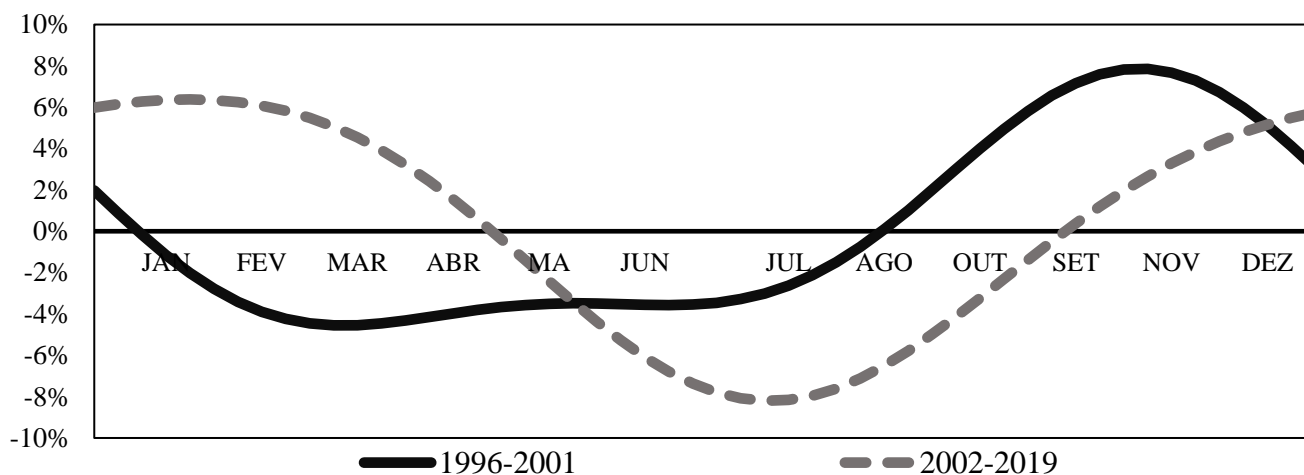
**Nota:** A figura foi obtida ao substituir os parâmetros estimados na equação (16).

**Anexo 2 – Padrão Sazonal do Preço do Milho no Brasil nas Regiões de Mogiana, Triângulo Mineiro e Rio Verde em 1996-2001 e 2002-2019**

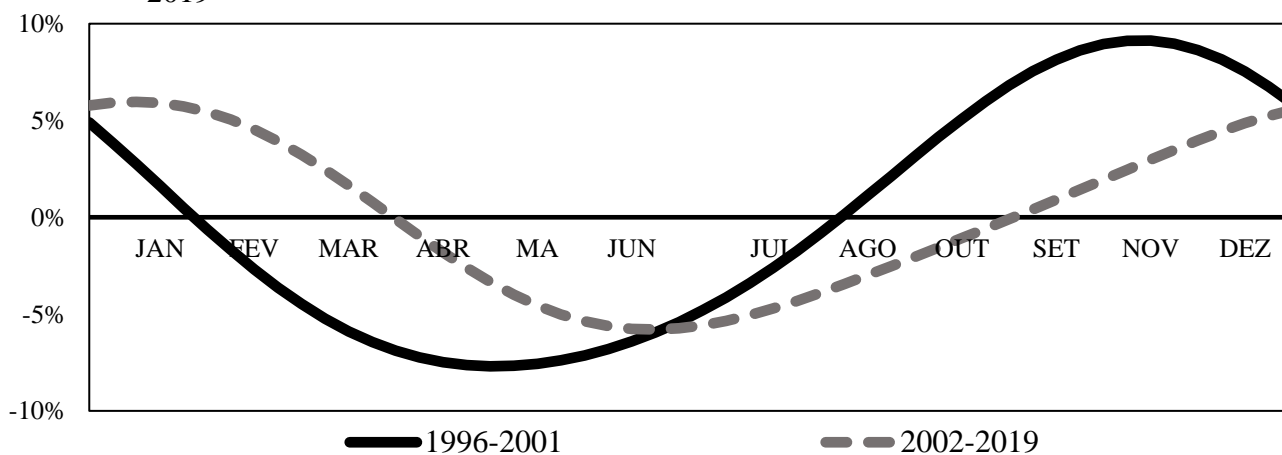
**Figura E** – Padrão sazonal do preço do milho na região de Mogiana entre 1996-2001 e 2002-2019



**Figura F** – Padrão sazonal do preço do milho na região de Rio Verde entre 1996-2001 e 2002-2019



**Figura G** – Padrão sazonal do preço do milho na região do Triângulo Mineiro entre 1996-2001 e 2002-2019



Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: A figura foi obtida ao substituir os parâmetros estimados na equação (16).