

CAUSALIDADE E TRANSMISSÃO DE PREÇO DO MILHO ENTRE IMPORTANTES MUNICÍPIOS GOIANOS PRODUTORES E A BM&FBOVESPA

Gislene Zinato Rodrigues¹

RESUMO

O presente estudo analisou a causalidade e a direção da transmissão de preços do milho entre dez importantes municípios produtores goianos e a BM&FBovespa e por meio do teste de cointegração verificou se as variáveis possuem relação de equilíbrio de longo prazo. O teste de cointegração demonstrou que existe uma relação de longo prazo entre os preços físico dos dez municípios goianos analisados e o preço futuro da BM&FBovespa, ou seja, os dois preços tem tendência de caminharem juntos. Pelo teste de causalidade avaliado verificou uma baixa influência da BM&FBovespa sobre os municípios goianos estudados e dentre as praças analisadas os principais municípios transmissores de preço do milho foram Jataí, Mineiros, Rio Verde e Santa Helena de Goiás. Pode-se concluir que apesar da importância do mercado futuro como ferramenta de minimização de riscos no processo de comercialização, os resultados demonstraram que os agentes das regiões analisadas têm apresentado pouco interesse pelo tipo de mercado, diversas justificativas podem estar relacionadas, como a comodidade na entrega física dos grãos as agroindústrias locais, apresentam outra forma de contrato de venda que facilita a negociação do grão, ou mesmo, pela falta de informações e incentivo para atuarem com contratos futuros.

Palavras Chaves: Teste de causalidade, milho, estado de Goiás

ABSTRACT

The present study examined the causality and direction of price transmission between ten major corn producing municipalities in Goiás and BM&FBovespa and through cointegration test verified that the variables are related to long-run equilibrium. The cointegration test showed that there is a long-term relationship between the prices of the ten municipalities of Goiás physical examination and the future price of BM&FBovespa, ie the two prices tend to walk together. By causality test evaluated found a low influence of the BM&FBovespa on the cities studied and among the squares analyzed the major counties transmitters corn prices were Jataí, Mineiros, Rio

¹ Graduação em Gestão do Agronegócio e Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Viçosa/UFV. Mestre em Agronegócio pela Universidade Federal de Goiás/UFG. E-mail: gzinato@yahoo.com.br

Verde and Santa Helena de Goiás. It can be concluded that despite the importance of the futures market as a tool for risk minimization in the marketing process, the results showed that agents of the regions analyzed have shown little interest in the kind of market, several reasons may be related, as the convenience the physical delivery of grain to local agribusinesses, present another form of sales contract that facilitates the trading of grain, or even the lack of information and encouragement to work with futures contracts.

Key Words: Causality test, corn, state of Goiás

INTRODUÇÃO

O milho é um cereal com ampla versatilidade de uso e diversidade de subprodutos oriundos de sua produção. O cereal possui grande relevância na alimentação animal, correspondendo com aproximadamente, 70% do custo de produção nesse setor. Dentre as finalidades de consumo, mais de 68% se destina a alimentação de aves e suínos e apenas 1,44% ao consumo humano (ABIMILHO, 2011).

O estado de Goiás começou a apresentar aumento da produção agrícola a partir de meados dos anos 70, sobretudo, fomentado pelas políticas agrícolas do governo federal. Por conseguinte, o crédito subsidiado e a fixação de preço mínimo para as *commodities*, juntamente com rede de transporte, por meio de abertura de estradas e ampliação da capacidade armazenadora, viabilizaram a atividade agrícola (LOPES & CAIXETA FILHO, 2000). Por meio desses aportes técnicos e financeiros, e posteriormente pela intensificação e difusão tecnológica do cultivo de grãos no cerrado, a região passou a fazer parte do cenário agrícola nacional.

O estado é um importante produtor de grãos brasileiro. Em 2010 apresentou, aproximadamente, 9 % da produção de milho nacional (IBGE, 2011) e ocupou a quarta posição no *ranking* da produção de milho e soja brasileira. O aumento da produtividade está relacionado à tecnificação da produção, à grande verticalização da indústria de carnes e a ampliação do parque industrial regional (CALDARELLI & BACCHI, 2010).

A formação do preço do milho até a década de 1990 era praticamente influenciada por fatores internos, como a volatilidade da oferta e da demanda e participação do governo através de políticas específicas e de compra e desova de estoques, entretanto após essa década, por meio da abertura econômica, o comportamento dos preços domésticos do milho passou a ser influenciado pelo movimento das cotações internacionais (SOUSA *et al.*, 2010).

O processo de globalização e exposição dos países produtores às turbulências internacionais, a exemplo da crescente demanda de milho para a produção de etanol nos Estados Unidos e à elevação das importações pela China, tem feito com que os produtos agrícolas domésticos sofressem maior influência dos preços externos. Dessa forma, o produtor interno, dependendo do comportamento das condições do cenário internacional, pode lidar com situações de ganhos, em ocasiões de alta de preços, ou perdas, caso os preços estejam em baixa (SANTOS *et al.*, 2007).

Com o aumento da influência do mercado externo na formação dos preços domésticos do milho e pelas variações inesperadas nos preços (volatilidade dos preços) acarretadas pelo aumento da demanda do grão para outros fins e pelas imprevisibilidades do cultivo agrícola nacional, torna-se necessário acompanhar mais de perto as informações do mercado interno e externo e buscar melhores estratégias de comercialização, a exemplo dos mercados futuros, para que os agentes da cadeia produtiva de milho se beneficiem nas transações negociadas com a *commodity*.

O presente estudo buscou analisar o sentido da precedência (causalidade) na transmissão dos preços do milho entre a BM&FBovespa e dez importantes municípios produtores goianos (Acreúna, Chapadão do Céu, Cristalina, Itumbiara, Jataí, Mineiros, Montividiu, Morrinhos, Rio Verde e Santa Helena de Goiás), e por meio do teste de causalidade, verificar se os agentes ao tomarem suas decisões no mercado à vista levam em consideração o preço futuro e se ao tomarem decisão no mercado futuro levam em consideração o preço a vista. O presente estudo também verificou a relação de longo prazo entre os preços a vista e futuro analisados por meio do teste de cointegração. Testar a cointegração entre variáveis implica avaliar se as variáveis P_t e F_t possuem caminho temporal ligado e se possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo. Os dados analisados foram médias semanais no período de jan./2005 a março/2011.

Entretanto, o estudo buscou analisar e ampliar o conhecimento sobre a formação do preço do milho nos dez municípios goianos analisados e verificar a influência que a BM&FBovespa apresenta sobre a formação dos preços nesses municípios. O conhecimento da direção da transmissão de preços e de sua intensidade auxilia na identificação do grau de concentração de mercado, na formulação de políticas para a cadeia produtiva e no fortalecimento do poder de barganha dos produtores na interação com os agentes processadores locais.

O presente trabalho possui esta introdução, a seção dois refere-se ao referencial teórico sobre o mercado futuro de milho brasileiro e uma ênfase sobre os principais trabalhos desenvolvidos sobre esta temática. Na terceira seção apresenta os procedimentos metodológicos do trabalho, na quarta os resultados e discussões e para finalizar as conclusões do estudo.

REFERENCIAL TEÓRICO

MERCADOS FUTUROS PARA O MILHO

Os produtores, quando planejam sua produção, veem-se diante da incerteza dos preços que obterão na época da colheita. Da mesma forma, um processador que apesar de saber a quantidade necessária de determinado produto não sabe quanto terá de despender para adquiri-lo. A incerteza a respeito do preço futuro da mercadoria foi o motivo que levou às negociações para entrega futura em mercados futuros (AGUIAR, 2003).

Mercados futuros são mercados onde se negociam contratos, compromissos de compra e venda de um produto específico, a um determinado preço no futuro. Esses mercados funcionam como uma garantia, tanto para o produtor rural quanto para a indústria processadora em operações de *hedge* de preço, eliminando incertezas de preços na época da comercialização da safra (MARQUES *et al.*, 2006).

A determinação dos preços no mercado futuro ocorre por meio de interações entre a oferta e demanda de contratos futuros. Este mercado está diretamente ligado ao comportamento do mercado físico, pois depende de expectativas que os agentes têm para comercialização futura (SILVA *et al.*, 2003).

Para garantir antecipadamente um preço futuro para a mercadoria vendida ou comprada (seguro de preço através da transferência de risco), os agentes assumem as seguintes posições (MARQUES *et al.*, 2006):

- Hedge de compra (long): o comprador fixa o preço de sua matéria-prima para evitar oscilações imprevistas na sua margem operacional.
- Hedge de venda (short): o vendedor fixa o preço de venda de sua mercadoria para cobrir seu custo de produção e sua margem de lucro.

Os principais agentes operadores no mercado futuro são: hedger que negocia os mercados, físico e futuro e o especulador que negocia apenas no mercado futuro e aceita o risco de variação de preços. Outros participantes importantes são os arbitradores.

Estes buscam obter lucro sem risco, através de transações simultâneas em dois ou mais mercados. Os arbitradores possuem papel fundamental nos mercados futuros, pois a medida que buscam lucros imediatos, promovem o equilíbrio entre os preços físicos e futuros e contribuem para a convergência do preço futuro de um contrato para o preço físico do ativo negociado, na data de vencimento do contrato (BATISTELLA, 2006).

Os agentes (produtores, processadores e agroindústrias) ao atuarem nesse tipo de mercado buscam minimizar variações bruscas de preços, aumentar a competitividade no mercado, servir como instrumento de garantia em operações de financiamentos e como instrumento de informação acerca de preços futuros e transferência de riscos (BATISTELLA, 2006).

Atualmente na BM&FBovespa (Bolsa de Mercadorias & Futuros) brasileira, são negociados cinco tipos de contratos futuros em relação às *commodities* agropecuárias: boi gordo, álcool, soja, café e milho. Os contratos são negociados em unidades padronizadas e em meses preestabelecidos.

Os contratos futuros negociados na Bolsa devem ser padronizados (data de vencimento, qualidade da mercadoria, pontos de entrega, etc.) para que ao transacionarem na bolsa, os agentes saibam exatamente todas as especificações do contrato sem necessidade de vistoria. Os contratos são impessoais e homogêneos, ou seja, os compradores e vendedores não se conhecem e os acertos financeiros são procedidos pela Câmara de Compensação (SILVA *et al.*, 2003).

O objetivo dos contratos é estabelecer todas as condições da transação, pois a padronização é fundamental para dar liquidez ao mercado. O único item não estabelecido pela Bolsa é a cotação dos contratos, que são determinados por meio de livre negociação entre vendedores e compradores de contratos (AGUIAR, 2003).

O contrato futuro de milho foi lançado na BM&F em 1996, com cotação em dólares. Com os contratos negociados em dólares, o número de contrato futuro de milho comercializado na Bolsa era pouco expressivo. Por meio da alteração da unidade de negociação de dólares para reais, o volume de contratos agropecuários negociados na Bolsa, dentre os quais o milho, passou a ser mais significativo (BM&F, 2005).

Para Batistella (2006), a existência de um mercado futuro interno, cotado em moeda nacional, contribui para o aumento da dinâmica de comercialização da commodity milho e as perturbações da volatilidade da taxa de câmbio não mais seriam transmitidas para os preços do contrato.

Com relação ao contrato futuro de milho, percebeu-se um aumento gradativo do número de contratos negociados na Bolsa brasileira, principalmente a partir de 2002, mas apesar do expressivo aumento no número de contratos negociados, a porcentagem comercializada nesse tipo de mercado não ultrapassou 17,68% da produção brasileira de milho, no período de 2000 a 2010. Em 2010, o volume comercializado na Bolsa foi de 17,55% da produção nacional de milho (Tabela 1).

Tabela 1: Volume de contratos futuros de milho negociados na BM&FBovespa em relação à produção brasileira – 2000 a 2010

Ano	Nº de contratos negociados na BM&FBovespa	Volume negociado (mil ton.)	Produção Brasil (mil ton.)	% Produção comercializada na bolsa
2000	8.084	218	31.641	0,69
2001	4.701	127	42.290	0,30
2002	16.616	449	35.267	1,27
2003	43.902	1.185	47.411	2,50
2004	49.588	1.339	42.129	3,18
2005	74.505	2.012	35.007	5,75
2006	135.189	3.650	42.515	8,59
2007	186.124	5.025	51.370	9,78
2008	384.129	10.371	58.652	17,68
2009	264.374	7.138	51.004	14,00
2010	364.045	9.829	56.018	17,55

Fonte: Dados da BM&FBovespa e CONAB, baseado em Batistella (2006).

O contrato futuro de milho é negociado em pregão eletrônico. Os preços são definidos pelo mercado de acordo com maior ou menor oferta/demanda do produto. As operações do mercado são ajustadas diariamente, favorecendo a entrada e saída do mercado futuro a qualquer momento. Por meio das operações de compra e venda, toda a cadeia produtiva de milho pode garantir os preços futuros e assegurar as respectivas margens de lucro (BM&FBovespa, 2011).

Atualmente, o contrato futuro de milho no Brasil apresenta apenas liquidação financeira, sem a condição de entrega física do produto. Isto significa que as posições em aberto, após o encerramento do pregão do último dia de negociação, serão liquidadas pela BM&FBovespa na data de vencimento pela média aritmética dos últimos três dias (incluindo o dia de vencimento). O contrato é liquidado conforme indicador de preço disponível em Campinas/Esalq/BM&FBovespa (ALVES, et al., 2011).

TRANSMISSÃO DE PREÇO E CAUSALIDADE EM MERCADOS FUTUROS

Na literatura brasileira existem vários estudos sobre a transmissão de preços de produtos agropecuários, que utilizam o teste de causalidade de Granger para identificar o sentido da precedência temporal entre as variáveis. A seguir alguns dos trabalhos a respeito.

Gaio *et al.* (2005) estudaram a causalidade e elasticidade na transmissão de preço do boi gordo entre regiões brasileiras e a BM&F. As praças estudadas foram Araçatuba, SP, Barretos, SP, Bauru, SP, Presidente Prudente, SP, Noroeste do Paraná, PR, Três Lagoas, MS, Campo Grande, MS, Triângulo Mineiro, MG, Dourados, GO, Goiânia, GO e Cuiabá, MT. Os dados foram preços diários no período entre 2000 e 2004. Por meio do teste de causalidade constataram é que a BM&F causa, no sentido de Granger, os preços das demais regiões. Assim, dentre outras análises como a elasticidade da transmissão de preços, os resultados da pesquisa sugerem que o mercado brasileiro de boi gordo é eficiente, uma vez que as informações têm fluidas rapidamente entre os agentes desse mercado.

Amin & Seabra (2008) procuraram analisar o sentido de precedência temporal entre os preços dos produtores de cacau do Estado do Pará, Bahia e dos preços internacionais da Bolsa de Nova Iorque, por meio do teste de causalidade de Granger. Os resultados obtidos mostraram que existe precedência (causalidade) entre os preços dos municípios analisados e a Bolsa de Nova Iorque, com predominância de relações unidirecionais da Bolsa de Nova Iorque para os municípios do Estado do Pará e da Bahia.

Aredes *et al.* (2012) buscaram analisar e ampliar o conhecimento a respeito da formação do preço de arroz ao nível do produtor, atacado e varejo na cidade de São Paulo. Por meio da análise estatística dos preços e do teste de causalidade de Granger procuraram mostrar por diferentes níveis de significância (5 e 10%) os principais sentidos na transmissão dos preços. Ao nível de significância de 5%, o teste de Granger sugere uma relação de causalidade unidirecional entre o preço ao atacado e o preço ao produtor, isto é, o preço ao atacado causa o preço ao produtor e ao nível de significância de 10% e maiores defasagens, o resultado do teste de causalidade detecta uma relação de causalidade bilateral entre os preços ao atacado e varejo. Concluíram que as equações de transmissão de preços mostraram a importância do atacado na formação dos preços nos demais segmentos da cadeia.

Mais especificamente ao mercado de milho, Santos *et al.* (2007) analisaram a transmissão de preços do milho entre os mercados externos e internos. Foram realizados os teste de estacionariedade, causalidade de Granger e cointegração. Verificou que há relação unidirecional entre o preço externo e o preço a nível de produtor, ou seja, os preços externos causa (no sentido de Granger) os preços internos. O teste de cointegração indicou que as séries são cointegradas e, portanto, possuem relação de longo prazo. Pelo mecanismo de correção de erro verificou que mudanças de curto prazo nos preços externos refletem lentamente nos preços ao produtor nacional.

Tonin *et al.* (2009) examinaram a relação existente entre as séries de preços futuro e físico da *commodity* milho em Maringá (PR) por meio dos testes de causalidade de Granger e cointegração. Verificou uma relação bicausal entre as variáveis e uma relação de longo prazo entre os preços futuro e físico da região analisada.

Alves *et al.* (2012) analisaram o risco e a causalidade no mercado de milho no Brasil, considerando o período de 2004 a 2011. Buscaram entender a relação de preços entre o contrato futuro de liquidação financeira e de base na BM&FBovespa com preços de Sorriso/MT, da CBOT e FOB portos da Argentina. Em termos de causalidade, os resultados apontaram que os preços externos causam o interno. Preços da BM&FBovespa causa todas as regiões de referência no Brasil, como o esperado. Os preços de Rio Verde e do Triângulo Mineiro não causam preços futuros na BM&FBovespa, sendo uma surpresa, diante da importância dessas regiões no suprimento nacional. Houve bicausalidade entre preços das regiões base e os de Campinas, sendo um ponto positivo ao mercado futuro no Brasil.

Por meio da análise dos estudos sobre a causalidade e transmissão de preço entre o preço à vista de produtos agropecuários e o preço futuro na bolsa de valores, pôde perceber que o teste de causalidade de Granger é uma importante ferramenta e contribui com informações relevantes os agentes envolvidos nesse mercado.

METODOLOGIA

Os procedimentos metodológicos seguiram as seguintes etapas: a) Detecção da estacionariedade² das séries temporais pelo teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), para comprovar a ordem de integração das séries; b) Análise do teste de cointegração com intuito de verificar se as variáveis estudadas possuem relação de longo prazo. c) Análise

² Os procedimentos para análise da estacionariedade das séries estudadas e os outros testes foram executados no *software* estatístico *Eviews* 6.0.

de causalidade das séries, a fim de verificar a direção das transmissões de preços entre os preços futuros da BM&FBovespa e a vista dos principais municípios goianos produtores de milho.

TESTE DE ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES TEMPORAIS

A série temporal é dita estacionária quando sua média, variância e autocovariância, em diferentes defasagens, permanecem as mesmas, isto é, continuam constantes ao longo do tempo (GUJARATI, 2006).

A importância de se saber se uma série temporal é estacionária, se deve ao fato que, caso seja não-estacionária não poderá estudar o seu comportamento para o período analisado, pois essas séries temporais têm pouco valor prático e não é possível generalizá-lo para outros períodos de tempo, como no caso de fazer previsões (GUJARATI, 2006).

Existem vários testes para a verificação da estacionariedade das séries temporais, mas o método mais usado é o teste de raiz unitária, por si tratar de um método conciso e eficiente. Com o teste de raiz unitária, objetiva-se verificar se a série temporal é estacionária em nível ou se é estacionária nas diferenças.

No presente estudo optou-se por utilizar o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para a verificação da estacionariedade (Expressão 1).

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (1)$$

Em que Y_{t-1} é a série Y_t defasada em um período e u_t é o termo de erro de ruído branco. Quando $\rho = 1$, a raiz unitária se torna um modelo de passeio aleatório sem deslocamento, processo estocástico classificado como não-estacionário (GUJARATI, 2006).

Ao subtrair Y_{t-1} de ambos os lados da expressão (1) e substituir $\rho - 1$ por δ obtém-se a expressão (2).

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Em que $\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1})$ é a série Y_t na primeira diferença. Note que, quando $\delta = 0$: $\Delta Y_t = u_t$, ou seja, as primeiras diferenças de uma série temporal de passeio aleatório é igual ao termo de erro de ruído branco (u_t) e pelo fato de u_t ser estacionário, conclui-se que as primeiras diferenças de uma série temporal também é estacionária.

Na prática, estima-se a expressão (2) pelo método de mínimos quadrados ordinários e testa-se a hipótese nula de que $\delta = 0$. Se $\delta = 0$, então $\rho = 1$, isto é, tem-se uma raiz unitária, o que significa que a série temporal em estudo é não-estacionária. Mas se o coeficiente angular estimado ($\hat{\delta}$) for negativo, a hipótese alternativa ($\delta < 0$) será aceita e concluí-se que Y_t é estacionário (GUJARATI, 2006).

Por meio desse pressuposto, aplica-se o teste de Dickey-Fuller (DF) através da estatística τ (tau). A aplicação do teste DF envolve a estimação das expressões (3), (4) e (5), onde t é o tempo ou a variável de tendência. O teste Dickey-Fuller é estimado de três maneiras diferentes, todas com as respectivas hipóteses nulas $\delta = 0$, o que determina a presença de raiz unitária.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

O que diferencia os modelos de passeio aleatório das expressões (3), (4) e (5), são que na expressão (3) existe a presença de um passeio aleatório simples e na expressão (4) um passeio aleatório com deslocamento, enquanto na (5) tem-se um passeio aleatório com deslocamento com a inclusão de um termo de tendência determinística.

O procedimento concreto de estimação das expressões (3), (4) e (5) envolve a estimação de cada equação por mínimos quadrados ordinários e dividindo o coeficiente estimado de Y_{t-1} de cada expressão pelo seu desvio-padrão para calcular a estatística tau (τ). Entretanto, se o valor absoluto calculado pela estatística tau (τ) exceder os valores críticos τ de DF, a hipótese de que determinada série temporal é estacionária não será rejeitada e caso o valor absoluto calculado pela estatística τ for menor que os valores críticos τ de Dickey-Fuller, a série temporal em questão será não-estacionária (GUJARATI, 2006).

É importante destacar que a utilização do teste DF será válida quando as séries que são formadas por um processo auto-regressivo forem de ordem I(1) e seus termos aleatórios seguirem um ruído branco. No entanto, se o processo formador de uma série temporal for um processo auto-regressivo de ordem superior a um AR(p), onde $p > 1$, o teste a ser utilizado corresponde ao Dickey-Fuller Aumentado (DFA), estimado pela expressão (6) e testado pela hipótese (7) (GAIO *et al.*, 2006).

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (6)$$

Teste de hipótese:

$$H_0: \delta = 0$$

$$H_a: \delta < 0 \quad (7)$$

Segundo Gujarati (2006), o teste Dickey-Fuller Aumentado é usado em situações que u_t apresenta correlação, onde se inclui o número de defasagens suficiente para que o termo de erro não apresente correlação serial. No teste Dickey-Fuller Aumentado testa-se $\delta = 0$ e este segue a mesma distribuição assintótica que a estatística Dickey-Fuller, usando os mesmos valores críticos.

Os critérios utilizados para determinar o número de defasagens nos dois testes de raiz unitária foram os métodos tradicionais de *Akaike* (1974) e *Schwarz* (1978)³. A determinação correta do número de defasagens (*lags*) para um teste é muito importante e a escolha deve ser um número suficiente para eliminar uma possível correlação serial dos resíduos (BRAGA, 2008).

TESTE DE COINTEGRAÇÃO

O teste de cointegração é um método muito utilizado para precaver situações de regressão espúria⁴. Muitas vezes os resultados de regressões deduzem que o valor de R^2 seja estatisticamente significativo e que existe relação forte entre as variáveis em análise, enquanto a priori não deveria haver nenhuma relação (GUJARATI, 2006).

De acordo com Zen & Melo (2008), testar a cointegração entre variáveis implica avaliar se as variáveis P_t e F_t possuem caminho temporal ligado e se possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo. Para tanto, é necessário, inicialmente, verificar se as duas séries são integradas de mesma ordem, o que é verificado quando se realiza o teste de raiz unitária.

³ A escolha do tamanho ótimo das defasagens pelos dois critérios consiste em minimizar as funções: $AIC = T \ln(SQR) + 2R$ e $SBC = T \ln(SQR) + R \ln(T)$, onde SQR é a soma do quadrado dos resíduos, R é o número de parâmetros estimados e T o número de observações.

⁴ O fenômeno de regressão espúria é também conhecido como regressão sem sentido.

Para garantir o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, é necessário que estas mantenham, ao longo prazo, uma distância aproximadamente constante, mantendo sincronizados os movimentos. Para que isso aconteça, o resíduo ε_t tem que ser integrado de ordem zero, $\varepsilon_t \sim I(0)$, dessa forma, os resíduos da regressão serão estacionários.

As trajetórias temporais das variáveis cointegradas possuem característica de serem influenciadas por qualquer desvio em seu equilíbrio de longo prazo. A definição de cointegração de Engle e Granger (1987) propõe que os componentes dos vetores $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})$ são ditos cointegrados de ordem d, b , ou seja, $y_t \sim CI(d, b)$ se: a) todos os componentes se y_t são integrados de ordem d , e b) existe um vetor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ tal que a combinação linear $\beta_{yt} = \beta_1 y_{1t} + \beta_2 y_{2t} + \dots + \beta_n y_{nt}$ é integrada de ordem $(d-b)$ onde $b > 0$. O vetor β é chamado de vetor de cointegração (ABITANTE, 2008).

Pindyck & Rubinfeld (2004) afirmam que mesmo que duas variáveis sejam um passeio aleatório, a combinação linear delas pode ser estacionária. Por exemplo, pode ser que as variáveis x_t e y_t sejam não estacionárias, mas a combinação $z_t = x_t - \lambda y_t$ pode ser estacionária. Diz nesse caso que x_t e y_t são cointegradas e denomina-se λ como o parâmetro de cointegração. Pode-se estimar λ fazendo uma regressão por mínimos quadrados ordinários de x_t em relação a y_t . Além disso, os resíduos da regressão podem ser usados para testar se x_t e y_t são de fato cointegrados.

TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

O teste de causalidade é usado para verificar se existe relação de causalidade entre as variáveis (preço a vista e futuro) permitindo analisar se os agentes ao tomarem suas decisões no mercado a vista se levam em consideração o preço futuro e se ao tomarem decisão no mercado futuro levam em consideração o preço a vista.

O teste de causalidade proposto por Granger (1969) busca identificar se uma variável é capaz de melhorar ou ajudar na previsão de outra variável. Para a realização do teste deve-se atentar ao número de defasagem, pois o teste é bastante sensível a escolha desse procedimento (PEROBELLI, 2005).

O método assume matematicamente a seguinte configuração, envolvendo séries temporais de preços futuros (PF) e preços a vista (PV):

$$PF_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i PV_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j PF_{t-j} + u_{1t} \quad (8)$$

$$PV_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i PV_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j PF_{t-j} + u_{2t} \quad (9)$$

Em que u_{1t} é o termo aleatório da expressão (8) e u_{2t} o termo aleatório da expressão (9). Os erros, u_{1t} e u_{2t} , não possuem correlação e o teste de causalidade é conduzido em séries estacionárias.

A expressão 8 postula que o PF está relacionado aos seus próprios valores passados, assim como também ao PV. Da mesma forma, o PV na expressão 9 apresenta o mesmo comportamento. A ideia básica do teste é que se PF causa PV, então, mudanças em PF precedem mudanças em PV.

A causalidade pode assumir os seguintes comportamentos:

- Unidirecional de PV para PF (PV → PF): nesse sentido os coeficientes estimados de PV e PF defasados, serão respectivamente, diferente de zero ($\sum \alpha_i \neq 0$) e igual a zero ($\sum \delta_j = 0$). No sentido inverso, os coeficientes estimados de PF para PV (PF → PV) serão estatisticamente iguais a zero ($\sum \alpha_i = 0$) e diferente de zero ($\sum \delta_j \neq 0$), respectivamente.
- Bilateral (PF ↔ PV): quando os conjuntos de coeficientes de PF e PV são estatisticamente diferentes de zero nas duas regressões.
- Independência (PF e PV são independentes): os conjuntos de coeficientes de PF e PV não são estatisticamente significativos em nenhuma das regressões.

O procedimento para a aplicação do teste de causalidade de Granger, baseado na estatística F, segue as seguintes etapas⁵:

- Cálculo da soma dos quadrados dos resíduos (SQR_R) de PF contra os PF defasados, que é uma regressão restrita, pois não envolve as variáveis defasadas de PV.
- Cálculo da soma dos quadrados dos resíduos sem restrição (SQR_{UR}) de PF contra os PF defasados, incluindo as variáveis defasadas de PV.
- Testar a hipótese nula $H_0: \sum \alpha_i = 0$;
- O teste F é usado para testar a hipótese nula, com m e $(n-k)$ graus de liberdade, através da expressão (10):

$$F = \frac{(SQR_R - SQR_{UR})/m}{SQR_{UR}/(n-k)} \quad (10)$$

⁵ Baseado em GUJARATI (2006).

- Se o valor de F calculado for superior ao valor crítico de F no nível de significância selecionado, rejeita-se a hipótese nula, e no caso da abordagem da expressão 8, os termos de PV defasados cabem na regressão e esta é uma forma de dizer que a variação de PV causa a variação de PF.

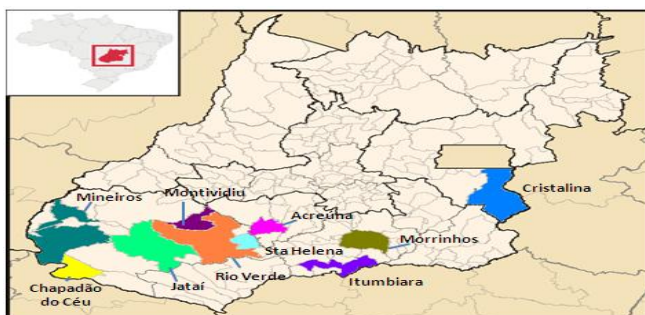
Primeiramente aplica-se a regressão na expressão 8 para verificar se a variação de PV causa a variação de PF e, da mesma forma, conseqüentemente, testa a regressão da expressão 9 para verificar se variação de PF causa a de PV. No estudo foram verificadas regressões em pares para a BM&FBovespa e para cada município goiano analisado.

FONTE DE DADOS

Para execução desse estudo foram utilizados os preços futuros da BM&FBovespa e os preços a vista no mercado físico da saca de 60 kg de milho de importantes municípios produtores do estado de Goiás. Os preços futuros foram extraídos do site da BM&FBovespa, e os preços a vista (preços médios recebidos pelos produtores - R\$/60kg) foram disponibilizados pela FAEG (Federação da Agricultura do Estado de Goiás).

Os dez municípios selecionados, Acreúna (AC), Chapadão do Céu (CC), Cristalina (CT), Itumbiara (IT), Jataí (JA), Mineiros (MN), Montividiu (MT), Morrinhos (MR), Rio Verde (RV) e Santa Helena de Goiás (SH), foram regiões com importante produção de milho do Estado e que coincidiam com os dados disponibilizados pela FAEG. Outros municípios goianos como Luziânia, Ipameri, Catalão e Caiapônia também possuem produção significativa de milho, mas pela indisponibilidade de dados, não foram incluídos no estudo (Figura 1). Os dados foram médias semanais de Jan/2005 a Mar/2011 e a amostra obteve 118 observações para o preço futuro da BM&FBovespa e a vista dos municípios analisados.

Figura 1: Mapa do estado de Goiás, destacando os municípios abordados no estudo



Fonte: Elaborado pelos autores

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Com o teste de raiz unitária objetiva-se verificar se as séries temporais em estudo são estacionárias em nível ou por diferenças. Na resolução dos dois testes de raiz unitária buscou-se utilizar o número adequado de defasagens. Os critérios utilizados para determinar o número de defasagens das séries foram os métodos tradicionais de *Akaike* (*AIC*) e *Schwarz* (*SC*). Buscou-se adotar os menores valores possíveis de *AIC* e *SC*, mesmo sendo negativos e quando houve divergência de defasagens optou-se pelo menor valor entre os critérios, pois este tende a apresentar melhor ajustamento (ARAÚJO FILHO, 2005).

Por meio da verificação da estacionariedade das séries é possível descobrir a ordem de integração de uma variável, ou seja, o número de vezes que a série deve ser diferenciada para tornar-se estacionária. O estudo optou pelos testes Dickey-Fuller e Dickey-Fuller aumentado, que foram estimados para as séries semanais com intercepto e com intercepto e tendência, tanto em nível quanto em diferença.

Por meio do teste ADF, para as séries em nível com intercepto e com intercepto e tendência (Tabela 2), verificou-se que os valores calculados para os preços de milho para as variáveis em análise, BM&FBovespa e os municípios goianos, são menores (em módulo) que os valores críticos tabelados por Dickey-Fuller. Dessa forma, rejeita-se a hipótese nula ($\delta = 0$), o que significa que existe raiz unitária e que as séries em análise são não estacionárias. As séries em análise não foram estacionárias mesmo no nível de significância de 10%.

Tabela 2: Resultados dos Testes de Raiz Unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para os preços de milho na BM&FBovespa e dos dez municípios produtores goianos analisados

Variáveis	Lags*	Teste ADF	Valores críticos			Resultado
			1%	5%	10%	
Série em nível c/ intercepto						
BM&FBovespa	0	-1,212	-3,487	-2,886	-2,580	Não estacionária
AC	0	-1,661	-3,487	-2,886	-2,580	Não estacionária
CC	0	-0,693	-3,487	-2,886	-2,580	Não estacionária
CT	0	-1,579	-3,487	-2,886	-2,580	Não estacionária
IT	0	-1,158	-3,487	-2,886	-2,580	Não estacionária
JA	0	-1,537	-3,487	-2,886	-2,580	Não estacionária
MN	0	-0,432	-3,487	-2,886	-2,580	Não estacionária
MT	0	-1,177	-3,487	-2,886	-2,580	Não estacionária
MR	0	-1,821	-3,487	-2,886	-2,580	Não estacionária
RV	0	-1,623	-3,487	-2,886	-2,580	Não estacionária
SH	0	-1,627	-3,487	-2,886	-2,580	Não estacionária
Série em nível c/ tendência e c/ intercepto						

BM&FBovespa	0	-1,533	-4,038	-3,449	-3,150	Não estacionária
AC	0	-2,042	-4,038	-3,449	-3,150	Não estacionária
CC	0	-1,136	-4,038	-3,449	-3,150	Não estacionária
CT	0	-1,846	-4,038	-3,449	-3,150	Não estacionária
IT	0	-1,629	-4,038	-3,449	-3,150	Não estacionária
JA	0	-1,850	-4,038	-3,449	-3,150	Não estacionária
MN	3	-2,237	-4,038	-3,449	-3,150	Não estacionária
MT	0	-1,511	-4,038	-3,449	-3,150	Não estacionária
MR	0	-2,053	-4,038	-3,449	-3,150	Não estacionária
RV	0	-1,889	-4,038	-3,449	-3,150	Não estacionária
SH	0	-1,838	-4,038	-3,449	-3,150	Não estacionária

*Número de defasagens selecionadas conforme menor Critério de *Akaike e Schwarz*.

Nota: AC – Acreúna, CC – Chapadão do Céu, CT – Cristalina, IT – Itumbiara, JA – Jataí, MN – Mineiros, MT – Montividiu, MR – Morrinhos, RV – Rio Verde, SH – Santa Helena de Goiás

Fonte: Resultados da pesquisa

No entanto, houve a necessidade da aplicação do teste ADF com as séries em primeira diferença, com intuito de verificar a estacionariedade das séries temporais. Ao analisar o teste ADF com as séries em diferença, verificou-se que os valores críticos calculados foram maiores que os valores tabelados. Dessa forma, rejeita-se a hipótese que existe raiz unitária, e conclui-se que as séries analisadas são estacionárias em primeira diferença, ou seja, as variáveis são integradas de ordem 1, I(1) (Tabela 3).

Tabela 3: Resultados dos Testes de Raíz Unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para os preços de milho na BM&FBovespa e dos dez municípios produtores goianos analisados

Variáveis	Lags*	Teste ADF	Valores críticos			Resultado
			1%	5%	10%	
Série em primeira diferença c/ intercepto						
DBM&FBovespa	0	-9,674	-3,488	-2,887	-2,580	Estacionária
DAC	0	-11,414	-3,488	-2,887	-2,580	Estacionária
DCC	0	-10,050	-3,488	-2,887	-2,580	Estacionária
DCT	0	-10,637	-3,488	-2,887	-2,580	Estacionária
DIT	0	-11,070	-3,488	-2,887	-2,580	Estacionária
DJA	0	-10,586	-3,488	-2,887	-2,580	Estacionária
DMN	2	-4,086	-3,488	-2,887	-2,580	Estacionária
DMT	0	-10,396	-3,488	-2,887	-2,580	Estacionária
DMR	0	-9,693	-3,488	-2,887	-2,580	Estacionária
DRV	0	-9,858	-3,488	-2,887	-2,580	Estacionária
DSH	0	-9,279	-3,488	-2,887	-2,580	Estacionária
Série em primeira diferença c/ tendência e c/ intercepto						
DBM&FBovespa	0	-9,674	-4,039	-3,449	-3,150	Estacionária
DAC	0	-11,409	-4,039	-3,449	-3,150	Estacionária
DCC	0	-10,096	-4,039	-3,449	-3,150	Estacionária
DCT	0	-10,607	-4,039	-3,449	-3,150	Estacionária
DIT	0	-11,080	-4,039	-3,449	-3,150	Estacionária
DJA	0	-10,561	-4,039	-3,449	-3,150	Estacionária
DMN	2	-4,219	-4,039	-3,449	-3,150	Estacionária

DMT	0	-10,412	-4,039	-3,449	-3,150	Estacionária
DMR	0	-9,670	-4,039	-3,449	-3,150	Estacionária
DRV	0	-9,830	-4,039	-3,449	-3,150	Estacionária
DSH	0	-9,252	-4,039	-3,449	-3,150	Estacionária

*Número de defasagens selecionadas conforme menor Critério de *Akaike e Schwarz*.

Nota: AC – Acreúna, CC – Chapadão do Céu, CT – Cristalina, IT – Itumbiara, JA – Jataí, MN – Mineiros, MT – Montividiu, MR – Morrinhos, RV – Rio Verde, SH – Santa Helena de Goiás

Fonte: Resultados da pesquisa

Por meio da avaliação do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conclui-se que as séries temporais analisadas são estacionárias de ordem I(1,1).

O teste de cointegração foi verificado por meio dos testes de cointegração de Engle-Granger. Os processos para verificação do teste de cointegração foram o teste ADF para os pares de variáveis analisadas, onde comprovou-se que as séries são estacionárias de ordem 1, e o teste de raiz unitária dos resíduos, que foram obtidos após a estimação da regressão por mínimos quadrados ordinários, cujo resultado foi ilustrado na Tabela 4.

Tabela 4: Teste ADF do resíduo baseado no teste de cointegração de Engle-Granger

Variáveis	Resíduo ¹	Valor crítico ²	Resultado
Série em nível c/ intercepto			
AC-PF	-9.225	-2,589	Estacionária
CC-PF	-12.163	-2,589	Estacionária
CT-PF	-10.727	-2,589	Estacionária
IT-PF	-10.364	-2,589	Estacionária
JA-PF	-10.492	-2,589	Estacionária
MN-PF	-11.580	-2,589	Estacionária
MT-PF	-9.134	-2,589	Estacionária
MR-PF	-9.512	-2,589	Estacionária
RV-PF	-9.333	-2,589	Estacionária
SH-PF	-10.115	-2,589	Estacionária
Série em nível c/ tendência e c/ intercepto			
AC-PF	-9.232	-2,589	Estacionária
CC-PF	-12.335	-2,589	Estacionária
CT-PF	-10.726	-2,589	Estacionária
IT-PF	-10.613	-2,589	Estacionária
JA-PF	-10.533	-2,589	Estacionária
MN-PF	-11.757	-2,589	Estacionária
MT-PF	-9.478	-2,589	Estacionária
MR-PF	-9.095	-2,589	Estacionária
RV-PF	-9.291	-2,589	Estacionária
SH-PF	-10.110	-2,589	Estacionária

¹Equação: $S_t = \alpha + \beta F_t + \varepsilon_t$

²Valor crítico $\tau(= t)$ de Engle-Granger no nível de significância de 1%.

Nota1: Número de defasagens igual a 12, conforme escolha automática do Critério de *Schwarz*.

Nota2: PF – Preço Futuro (BM&FBovespa), AC – Acreúna, CC – Chapadão do Céu, CT – Cristalina, IT – Itumbiara, JA – Jataí, MN – Mineiros, MT – Montividiu, MR – Morrinhos, RV – Rio Verde, SH – Santa Helena de Goiás

Fonte: Resultados da pesquisa

Compara-se o valor calculado dos resíduos com o valor crítico de Engle-Granger no nível de significância de 1%, verifica-se que as variáveis relacionadas são estacionárias, pois a hipótese nula de raiz unitária ($H_0: \alpha = 0$) dos resíduos foi rejeitada e, dessa forma, conclui-se que as variáveis analisadas são cointegradas. Caso exista relação de cointegração entre as séries, diz-se que as mesmas apresentam uma relação linear estável no longo prazo.

O teste de causalidade de Granger deve ser realizado utilizando variáveis que sejam estacionárias. Por meio dos testes de raiz unitária, detectou-se que as séries são estacionárias em primeira diferença, e dessa forma, foi feito o teste de causalidade de Granger em primeira diferença.

O teste de causalidade foi analisado com objetivo de confirmar a direção das transmissões de preços entre a BM&FBovespa e os dez municípios goianos estudados. As análises foram feitas por combinações em pares das onze praças, no intuito de verificar o sentido da precedência temporal. Se a variável X preceder a variável Y, diz-se que o valor de X ajuda a prever o valor de Y. Se a previsão de Y melhora ao incluir valores passados de X, conclui-se que a variável X ‘causa’ no sentido de Granger a variável Y.

Dentre as relações de causalidade formadas, buscou-se primeiramente relacionar a BM&FBovespa com os dez municípios goianos estudados. E depois fez uma combinação em pares de cada município analisado. No final totalizaram 54 combinações (Tabela 5).

Tabela 5: Resultados do teste de causalidade de Granger entre os preços de milho da BM&FBovespa e importantes municípios produtores do estado de Goiás

Hipótese nula	Lags	Teste F*	Valor p	Decisão	Causalidade
BM&FBOVESPA (PF) e ACREÚNA (AC)					
DPF não causa DAC	1	0,827	0,365	Não rejeita H_0	Independentes
DAC não causa DPF	1	0,482	0,489	Não rejeita H_0	
BM&FBOVESPA (PF) e CHAPADÃO DO CÉU (CC)					
DPF não causa DCC	1	14,989	0,000	Rejeita H_0	Unidirecional
DCC não causa DPF	1	0,001	0,970	Não rejeita H_0	
BM&FBOVESPA (PF) e CRISTALINA (CT)					
DPF não causa DCT	1	0,637	0,427	Não rejeita H_0	Independentes
DCT não causa DPF	1	1,981	0,162	Não rejeita H_0	
BM&FBOVESPA (PF) e ITUMBIARA (IT)					
DPF não causa DIT	1	0,217	0,643	Não rejeita H_0	Independentes
DIT não causa DPF	1	1,081	0,301	Não rejeita H_0	

BM&FBOVESPA (PF) e JATAÍ (JA)					
DPF não causa DJA	1	1,059	0,306	Não rejeita H_0	Unidirecional
DJA não causa DPF	1	5,156	0,025	Rejeita H_0	
BM&FBOVESPA (PF) e MINEIROS (MN)					
DPF não causa DMN	1	0,063	0,802	Não rejeita H_0	Unidirecional
DMN não causa DPF	1	5,646	0,019	Rejeita H_0	
BM&FBOVESPA (PF) e MONTIVIDIU (MT)					
DPF não causa DMT	1	0,627	0,430	Não rejeita H_0	Independentes
DMT não causa DPF	1	0,018	0,892	Não rejeita H_0	
BM&FBOVESPA (PF) e MORRINHOS (MR)					
DPF não causa DMR	2	10,234	0,000	Rejeita H_0	Unidirecional
DMR não causa DPF	2	0,874	0,420	Não rejeita H_0	
BM&FBOVESPA (PF) e RIO VERDE (RV)					
DPF não causa DRV	1	1,612	0,207	Não rejeita H_0	Independentes
DRV não causa DPF	1	1,659	0,200	Não rejeita H_0	
BM&FBOVESPA (PF) e STA HELENA (SH)					
DPF não causa DSH	1	2,435	0,121	Não rejeita H_0	Unidirecional
DSH não causa DPF	1	6,368	0,013	Rejeita H_0	
ACREÚNA (AC) e CHAPADÃO DO CÉU (CC)					
DAC não causa DCC	1	0,984	0,323	Não rejeita H_0	Independentes
DCC não causa DAC	1	0,590	0,444	Não rejeita H_0	
ACREÚNA (AC) e CRISTALINA (CT)					
DAC não causa DCT	1	0,023	0,879	Não rejeita H_0	Independentes
DCT não causa DAC	1	2,448	0,121	Não rejeita H_0	
ACREÚNA (AC) e ITUMBIARA (IT)					
DAC não causa DIT	1	0,645	0,424	Não rejeita H_0	Independentes
DIT não causa DAC	1	0,546	0,462	Não rejeita H_0	

Continuação ...

ACREÚNA (AC) e JATAÍ (JA)					
DAC não causa DJA	1	0,008	0,930	Não rejeita H_0	Unidirecional
DJA não causa DAC	1	3,290	0,072	Rejeita H_0	
ACREÚNA (AC) e MINEIROS (MN)					
DAC não causa DMN	1	0,685	0,410	Não rejeita H_0	Unidirecional
DMN não causa DAC	1	4,640	0,033	Rejeita H_0	
ACREÚNA (AC) e MONTIVIDIU (MT)					
DAC não causa DMT	1	0,453	0,502	Não rejeita H_0	Independentes
DMT não causa DAC	1	0,568	0,453	Não rejeita H_0	
ACREÚNA (AC) e MORRINHOS (MR)					
DAC não causa DMR	2	5,831	0,004	Rejeita H_0	Bilateral
DMR não causa DAC	2	5,515	0,005	Rejeita H_0	
ACREÚNA (AC) e RIO VERDE (RV)					
DAC não causa DRV	2	3,564	0,032	Rejeita H_0	Bilateral
DRV não causa DAC	2	8,949	0,000	Rejeita H_0	
ACREÚNA (AC) e STA HELENA (SH)					
DAC não causa DSH	1	1,054	0,307	Não rejeita H_0	Independentes
DSH não causa DAC	1	1,183	0,279	Não rejeita H_0	
CHAPADÃO DO CÉU (CC) e CRISTALINA (CT)					
DCC não causa DCT	1	0,493	0,484	Não rejeita H_0	Unidirecional
DCT não causa DCC	1	5,274	0,023	Rejeita H_0	
CHAPADÃO DO CÉU (CC) e ITUMBIARA (IT)					
DCC não causa DIT	1	0,919	0,340	Não rejeita H_0	Unidirecional
DIT não causa DCC	1	3,110	0,081	Rejeita H_0	
CHAPADÃO DO CÉU (CC) e JATAÍ (JA)					
DCC não causa DJA	1	0,669	0,415	Não rejeita H_0	Unidirecional
DJA não causa DCC	1	2,464	0,000	Rejeita H_0	
CHAPADÃO DO CÉU (CC) e MINEIROS (MN)					
DCC não causa DMN	1	3,881	0,051	Rejeita H_0	Bilateral
DMN não causa DCC	1	4,269	0,041	Rejeita H_0	
CHAPADÃO DO CÉU (CC) e MONTIVIDIU					
					Unidirecional

(MT)					
DCC não causa DMT	1	0,004	0,951	Não rejeita H_0	
DMT não causa DCC	1	7,832	0,006	Rejeita H_0	
CHAPADÃO DO CÉU (CC) e MORRINHOS (MR)					
DCC não causa DMR	1	0,994	0,321	Não rejeita H_0	Independentes
DMR não causa DCC	1	2,323	0,130	Não rejeita H_0	
CHAPADÃO DO CÉU (CC) e RIO VERDE (RV)					
DCC não causa DRV	1	0,908	0,343	Não rejeita H_0	Unidirecional
DRV não causa DCC	1	9,422	0,003	Rejeita H_0	
CHAPADÃO DO CÉU (CC) e STA HELENA (SH)					
DCC não causa DSH	2	0,369	0,692	Não rejeita H_0	Unidirecional
DSH não causa DCC	2	16,399	0,000	Rejeita H_0	
CRISTALINA (CT) e ITUMBIARA (IT)					
DCT não causa DIT	1	1,048	0,308	Não rejeita H_0	Independentes
DIT não causa DCT	1	1,671	0,199	Não rejeita H_0	
CRISTALINA (CT) e JATAÍ (JA)					
DCT não causa DJA	1	3,064	0,083	Rejeita H_0	Unidirecional
DJA não causa DCT	1	0,346	0,558	Não rejeita H_0	
CRISTALINA (CT) e MINEIROS (MN)					
DCT não causa DMN	1	0,219	0,641	Não rejeita H_0	Unidirecional
DMN não causa DCT	1	4,727	0,032	Rejeita H_0	
CRISTALINA (CT) e MONTIVÍDIU (MT)					
DCT não causa DMT	1	1,100	0,297	Não rejeita H_0	Independentes
DMT não causa DCT	1	0,688	0,409	Não rejeita H_0	
CRISTALINA (CT) e MORRINHOS (MR)					
DCT não causa DMR	1	3,526	0,063	Rejeita H_0	Unidirecional
DMR não causa DCT	1	0,124	0,725	Não rejeita H_0	
CRISTALINA (CT) e RIO VERDE (RV)					
DCT não causa DRV	1	3,626	0,059	Rejeita H_0	Unidirecional
DRV não causa DCT	1	0,068	0,795	Não rejeita H_0	
CRISTALINA (CT) e STA HELENA (SH)					
DCT não causa DSH	1	0,788	0,377	Não rejeita H_0	Independentes
DSH não causa DCT	1	0,035	0,852	Não rejeita H_0	
ITUMBIARA (IT) e JATAÍ (JA)					
DIT não causa DJA	1	0,498	0,482	Não rejeita H_0	Independentes
DJA não causa DIT	1	0,624	0,431	Não rejeita H_0	
ITUMBIARA (IT) e MINEIROS (MN)					
DIT não causa DMN	1	12,272	0,000	Rejeita H_0	Unidirecional
DMN não causa DIT	1	0,103	0,748	Não rejeita H_0	
ITUMBIARA (IT) e MONTIVÍDIU (MT)					
DIT não causa DMT	1	0,069	0,793	Não rejeita H_0	Independentes
DMT não causa DIT	1	0,005	0,943	Não rejeita H_0	
ITUMBIARA (IT) e MORRINHOS (MR)					
DIT não causa DMR	1	0,028	0,869	Não rejeita H_0	Independentes
DMR não causa DIT	1	0,000	1,000	Não rejeita H_0	
ITUMBIARA (IT) e RIO VERDE (RV)					
DIT não causa DRV	1	0,343	0,559	Não rejeita H_0	Independentes
DRV não causa DIT	1	1,076	0,302	Não rejeita H_0	
ITUMBIARA (IT) e STA HELENA (SH)					
DIT não causa DSH	1	0,032	0,859	Não rejeita H_0	Unidirecional
DSH não causa DIT	1	4,003	0,048	Rejeita H_0	
JATAÍ (JA) e MINEIROS (MN)					
DJA não causa DMN	1	3,083	0,082	Rejeita H_0	Unidirecional
DMN não causa DJA	1	0,472	0,494	Não rejeita H_0	
JATAÍ (JA) e MONTIVÍDIU (MT)					
DJA não causa DMT	1	7,550	0,007	Rejeita H_0	Unidirecional
DMT não causa DJA	1	0,211	0,647	Não rejeita H_0	
JATAÍ (JA) e MORRINHOS (MR)					
DJA não causa DMR	1	2,550	0,113	Não rejeita H_0	Unidirecional
DMR não causa DJA	1	3,625	0,059	Rejeita H_0	
JATAÍ (JA) e RIO VERDE (RV)					
DJA não causa DRV	1	6,301	0,013	Rejeita H_0	Unidirecional
DRV não causa DJA	1	1,389	0,241	Não rejeita H_0	
JATAÍ (JA) e STA HELENA (SH)					
DJA não causa DSH	1	0,636	0,427	Não rejeita H_0	Unidirecional

DSH não causa DJA	1	13,327	0,000	Rejeita H_0	
MINEIROS (MN) e MONTIVIDIU (MT)					
DMN não causa DMT	1	1,295	0,257	Não rejeita H_0	Independentes
DMT não causa DMN	1	0,208	0,649	Não rejeita H_0	
MINEIROS (MN) e MORRINHOS (MR)					
DMN não causa DMR	2	5,309	0,006	Rejeita H_0	Unidirecional
DMR não causa DMN	2	1,757	0,177	Não rejeita H_0	
MINEIROS (MN) e RIO VERDE (RV)					
DMN não causa DRV	4	13,225	0,000	Rejeita H_0	Bilateral
DRV não causa DMN	4	3,893	0,005	Rejeita H_0	
MINEIROS (MN) e STA HELENA (SH)					
DMN não causa DSH	2	7,150	0,001	Rejeita H_0	Unidirecional
DSH não causa DMN	2	1,834	0,165	Não rejeita H_0	
MONTIVIDIU (MT) e MORRINHOS (MR)					
DMT não causa DMR	1	0,041	0,021	Não rejeita H_0	Independentes
DMR não causa DMT	1	5,484	0,840	Não rejeita H_0	
MONTIVIDIU (MT) e RIO VERDE (RV)					
DMT não causa DRV	1	0,005	0,942	Não rejeita H_0	Unidirecional
DRV não causa DMT	1	5,253	0,024	Rejeita H_0	
MONTIVIDIU (MT) e STA HELENA (SH)					
DMT não causa DSH	1	0,007	0,935	Não rejeita H_0	Unidirecional
DSH não causa DMT	1	22,655	0,000	Rejeita H_0	
MORRINHOS (MR) e RIO VERDE (RV)					
DMR não causa DRV	1	2,206	0,140	Não rejeita H_0	Unidirecional
DRV não causa DMR	1	5,267	0,024	Rejeita H_0	
MORRINHOS (MR) e STA HELENA (SH)					
DMR não causa DSH	1	0,588	0,445	Não rejeita H_0	Unidirecional
DSH não causa DMR	1	26,512	0,000	Rejeita H_0	
RIO VERDE (RV) e STA HELENA (SH)					
DRV não causa DSH	1	0,603	0,439	Não rejeita H_0	Unidirecional
DSH não causa DRV	1	22,741	0,000	Rejeita H_0	

Fonte: Resultados da pesquisa

O número de defasagens inseridas no modelo foi resultado da análise do correlograma dos resíduos e dos menores valores dos critérios de informação de *Akaike* e *Schwarz*. A rejeição ou aceitação da hipótese nula foi baseada na relação entre o teste F e o valor p.

Por meio dos resultados da Tabela 5, observa-se que o preço futuro da BM&FBovespa não apresentou muita influência na formação dos preços das praças goianas estudadas. Dentre os municípios analisados, apenas os municípios de Chapadão do Céu e Morrinhos, apresentaram a hipótese nula rejeitada, ou seja, o preço futuro não causou no sentido de Granger os preços dos dois municípios, nesses casos o valor do teste F foi maior que o valor p. Os municípios de Jataí, Mineiros e Santa Helena de Goiás foram as praças que influenciaram na formação do preço do milho na BM&FBovespa.

Jataí, Mineiros, Rio Verde e Santa Helena de Goiás foram os principais municípios transmissores de preço do milho entre as praças estudadas⁶. Os três primeiros se destacam em termo de produção. Ocupa a 1^a, 6^a e 2^a posição, respectivamente, e suas economias são bastante influenciadas pelo segmento agroindustrial. O município de Santa Helena de Goiás também possui tradição agroindustrial e por fazer fronteiras com Rio Verde e pertencer ao sudoeste goiano sofre bastante influência dessa microrregião.

Cristalina por ser a terceira maior região produtora do estado também apresentou boa influência na formação do preço do milho nos municípios goianos, e os municípios de Chapadão do Céu e Montividiu foram às praças que menos influenciaram os preços dos outros municípios.

Apesar dos municípios Chapadão do Céu e Montividiu apresentarem produções significativas de milho, quarta e quinta posição, respectivamente, estes não apresentaram influência na formação do preço do grão nos outros municípios em análise. Observou-se que o preço do milho em Montividiu teve influência do preço de Rio Verde, município vizinho, e o preço do grão em Chapadão do Céu sofreu influência da maioria dos municípios estudados.

Dentre as praças analisadas, muitas apresentaram relação de independência na formação de preços do milho, entre os municípios destacam-se Cristalina, Itumbiara e Acreúna. Pode-se justificar essa característica pelo distanciamento geográfico que se encontram os municípios de Cristalina e Itumbiara dos outros municípios analisados e também pela influência que Minas Gerais poderá ter sobre eles, pois fazem divisa com o estado. Com relação a Acreúna, apenas Rio Verde e Jataí afetaram diretamente na formação de preço do milho, justificado pela proximidade geográfica e pela grande demanda do grão que esses dois municípios deparam.

Os principais municípios que apresentaram causalidade bilateral foram Mineiros e Rio Verde, Jataí e Morrinhos, Chapadão do Céu e Jataí, Acreúna e Morrinhos, e Acreúna e Rio Verde. A causalidade bilateral significa que um município causa no sentido de precedência temporal o outro. Essas relações são justificadas pela proximidade geográfica das praças, interligação dos mercados com intuito de abastecer

⁶A Figura A1 do Apêndice apresenta o mapa do estado de Goiás, destacando os municípios considerados no estudo. Este mapa é importante para auxiliar na localização dos municípios e na justificativa das precedências temporais existentes entre as praças goianas analisadas.

a demanda de um setor específico, como granjas de aves e suínos, adoção de pacote tecnológico e mesmos sistemas de plantio.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Por meio do teste de cointegração entre os preços a vista dos dez municípios goianos estudados e o preço futuro da BM&FBovespa, verificou-se que as variáveis apresentaram relação de longo prazo, ou seja, os dois preços tem tendência de caminharem juntos. Essa informação é muito importante aos agentes da cadeia produtiva de milho das praças analisadas, pois dessa forma pode-se prever que oscilações no preço futuro para cima ou para baixo tendem a acarretar as mesmas consequências no preço físico local.

Pelo teste de causalidade observou-se que a BM&FBovespa não apresentou muita influência na formação dos preços das praças estudadas. Dentre os municípios avaliados somente, Chapadão do Céu e Morrinhos apresentaram influência. Jataí, Mineiros e Santa Helena de Goiás foram os municípios que mais influenciaram na formação do preço do milho na BM&FBovespa.

Por meio da análise, pode-se observar que dentre as combinações criadas muitas apresentaram relação de causalidade bilateral, no sentido que uma variável causa no sentido de precedência temporal a outra. As principais relações foram Mineiros e Rio Verde, Jataí e Morrinhos, Chapadão do Céu e Jataí, Acreúna e Morrinhos, e Acreúna e Rio Verde.

A relação de independência na formação de preços do milho foi forte entre as combinações, ou seja, alguns municípios não tiveram influência dos outros municípios na formação do seu preço, dentre os municípios destacam-se Cristalina, Itumbiara e Acreúna. Outros municípios como Jataí, Mineiros, Rio Verde e Santa Helena de Goiás foram os maiores influenciadores na transmissão de preço entre municípios em análise.

Por meio do estudo, pode-se verificar um processo de independência na formação do preço do milho nos municípios goianos com relação ao preço futuro da BM&FBovespa. Verifica-se que apesar do mercado futuro ser uma importante ferramenta estratégica no processo de comercialização da *commodity*, esta tem demonstrado ser pouco utilizada pelos agentes da região, muitas vezes faltam-lhes informações suficientes e incentivos para atuarem nesse tipo de mercado e por si encontrarem numa região com alta demanda de grãos para o abastecimento das

agroindústrias da região, a comodidade da entrega física aos demandantes locais ou outras formas de contratos de venda do cereal chama mais atenção aos produtores.

O presente estudo analisou a causalidade e a transmissão de preços entre importantes municípios produtores de milho do estado de Goiás com relação ao preço futuro da BM&FBovespa, dessa forma, sugere-se uma nova abordagem de estudo relacionando as praças analisadas com outros municípios relevantes na produção de milho do Brasil, como as regiões tradicionais na produção dos estados de Minas Gerais, Paraná e Mato Grosso e também a região de Campinas/SP, por ser ponto de referência ao indicador de preço estabelecido pela Esalq/BM&FBovespa.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABIMILHO. **Associação Brasileira das Indústrias do Milho**. Estatísticas. Disponível em: < <http://www.abimilho.com.br> >. Acesso em: 4 Abr. 2011.

ABITANTE, K. G. **Co-integração entre os mercados spot e futuro: evidências dos mercados de boi gordo e soja**. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 46 (1): 75-96, 2008.

AGUIAR, D. R.D. **Mercados agroindustriais e de futuros**. Apostila ERU 564 – MBA Gestão do Agronegócio. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 2003. 91p.

ALVES, L. R. A; BARROS, G. S. C.; BACCHI, M. R. P.; BENDINELLI, W. E. **Risco de Base e Causalidade no Mercado de Milho em grão no Brasil**. In: Conferência em Gestão de Risco e Comercialização de Commodities (CGRCC), BM&FBovespa, 2012.

AMIN, M. M.; SEABRA, J. A. **Análise de causalidade de preços no mercado nacional e internacional de cacau**. In: XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2008, Rio Branco - Acre. CD-ROM do XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural. Brasília: SOBER, 2008.

ARAÚJO FILHO, O. A.; **Co-Integração e Causalidade na Política de Garantia de Preços Mínimos e Preços Agrícolas: o caso do milho no Brasil**. Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Departamento de Economia Agrícola. – Fortaleza, 2005. 168 p.

AREDES, A. F.; SANTOS, V. F.; VIEIRA, N. M. **Análise sobre a formação dos preços do arroz**. *Revista de Economia*, Anápolis, v.8, n.1, p. 98-113, jan./jun. 2012.

BATISTELLA, E. L.; **Comercialização de milho no Brasil: análise da utilização do mercado de futuros da BM&F** - Dissertação de Mestrado em Agronegócios - Brasília/DF Fevereiro/2006.

BM&F - Bolsa de Mercadorias & Futuros. **Futuros de milho e soja**. Jun. 2005.

BM&FBovespa - **Bolsa de Mercadorias e Futuros, a Nova Bolsa.** Disponível em <<http://www.bmfbovespa.com.br>> Acesso em 14 Jan. 2011.

BRAGA, J. M. **Ajustamento nos Mercados de Fatores, Raiz Unitária e Histerese na Economia Americana.** Niterói: Faculdade de Economia - Universidade Federal Fluminense, 2008 (Texto para Discussão).

CALDARELLI, C. E.; BACCHI, M. R. P.; **Fatores de influência do preço do milho no Brasil.** - Texto para Discussão, 39 Embrapa Informação Tecnológica - Brasília, DF 2010. Disponível em: <http://www.embrapa.br/publicacoes/tecnico/folderTextoDiscussao/arquivos-pdf/Texto-9_30-03-11.pdf>. Acesso em: 15 Abr. 2011.

COELHO, A. B.; **A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos** vol.42 no.1 Brasília Jan./Mar. 2004.

ENDERS, W.; **Applied econometric time series**, 2004-319-377

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. **Co-integration and error correction: representation, estimation and testing.** *Econometrica*, Oxford, v. 55, n. 2. p. 251-276, 1987.

GAIO, L. E.; BITENCOURT, W. A.; [PESSANHA, G. R. G.](#); [OLIVEIRA, A. R.](#); LIMA, A. L. R. **Volatilidade no mercado futuro de boi gordo na BM&F: Um estudo empírico utilizando modelos da classe ARCH.** In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2006, Fortaleza. Congresso de Economia e Sociologia Rural - SOBER.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria Básica.** 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Produção agrícola municipal.** Disponível em < <http://www.sidra.ibge.gov.br/bda>> Acesso em 18 Mai. 2011.

JOHANSEN, S. **Statistical analysis of cointegrating vectors.** *Journal of Economics Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.

LOPES, R. L. ; [CAIXETA FILHO, J. V.](#) **Suinocultura no estado de Goiás: aplicação de um modelo de localização.** *Pesquisa Operacional (Impresso)*, Brasil, v. 20, n. 2, p. 213-232, 2000.

MARGARIDO, M. A. **Teste de Co-integração de Johansen utilizando o SAS.** *Agric. São Paulo*, São Paulo, v. 51, n. 1, p. 87-101, jan./jun. 2004.

MARQUES, P.V.; DE MELLO, P. C. & MARTINES, J.G. **Mercados Futuros e de Opções Agropecuárias.** Piracicaba, S.P., Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Esalq/USP, 2006, Série Didática nº D-129. Disponível em: < http://www.unemat-net.br/prof/foto_p_downloads > Acesso em: 18 Abr. 2010.

ÖSTERHOLM, P.; HJALMARSSON, E. **Testing for Cointegration Using the Johansen Methodology when Variables are Near-Integrated.** In: IMF Working Paper, June 2007.

PEROBELLI, F. S. **As relações entre o preço à vista e futuro: evidências para o mercado de boi gordo no Brasil.** In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 43, 2005. Ribeirão Preto. CD-ROM.

PINDYCK, R. S., RUBINFELD, D. L. **Econometria.** Rio de Janeiro: Elsevier, 2004. Tradução de: Econometric models and economic forecasts, 4th ed.

SANTOS, V. F.; [PEREIRA, M. W. G.](#); [VIEIRA, W. C.](#) **Transmissão de preços do milho entre os mercados externos e internos.** In: XLV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2007, Londrina - PR. CD-ROM do XLV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural. Brasília : SOBER, 2007.

[SILVA, A. R. O.](#); AGUIAR, D. R. D.; [LIMA, J. E.](#) **Hedge com contratos futuros no complexo soja brasileiro: BM&F versus CBOT.** Revista de Economia e Sociologia Rural, Brasília, v. 41, n. 2, p. 279-300, 2003.

SOUSA, E. P.; BRAGA, M.J.; CUNHA, D.A. **Interdependência dos preços do milho no sul brasileiro.** Revista de Economia, v. 36, n. 2 (ano 34), p. 71-90, maio/ago. 2010.

ZEN, S.; MELO, G. B. **A Utilização da BM&F como Instrumento de Gerenciamento de Risco de Preço de Boi Gordo Comercializado em Rondônia.** In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2008, Rio Branco. Congresso de Economia e Sociologia Rural - SOBER.