

ANÁLISE DO COMPORTAMENTO DO PREÇO DO TOMATE SALADETE EM GOIÁS: SAZONALIDADE, COINTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE

Autor(es): Sérgio Borges Fonseca Júnior; Alex Felipe Rodrigues Lima; Luiz Batista Alves.

Filiação: Pesquisadores do Instituto Mauro Borges de Estatística e Estudos Socioeconômicos. Secretaria Estadual de Gestão e Planejamento de Goiás – IMB/SEGPLAN/GO.

E-mail: sergio-bfj@segplan.go.gov.br; alex-frl@segplan.go.gov.br; luiz-ba@segplan.go.gov.br.

Grupo de Pesquisa: Grupo 1. Comercialização, Mercados e Preços

Resumo

Objetivou-se mostrar o comportamento de preço do tomate tipo saladete em Goiás, que representa um produto de grande importância na economia Goiana. Analisaram-se os preços recebidos pelo produtor, os preços praticados no varejo e os preços praticados no atacado com periodicidade mensal entre janeiro de 2006 a dezembro de 2012. Realizaram-se os principais testes para a verificação de presença de sazonalidade nas três séries supracitadas: de estacionariedade com o teste de *Dickey-Fuller* aumentado, que testa a hipótese nula de presença de raiz unitária, teste de cointegração entre duas ou mais séries temporais utilizando o teste de *Johansen* e o teste de causalidade de *Granger*. Os resultados permitiram observar que os preços praticados no atacado e no varejo causam no sentido de *Granger* nos preços recebidos pelos produtores. Isto quer dizer, que de fato os preços que são recebidos pelos produtores têm como um de seus elementos explicativos os preços praticados no mercado (atacado e varejo). No entanto, a dinâmica de preços praticado no atacado e varejo não é causada no sentido de *Granger* através dos preços recebidos pelos produtores. A dinâmica de preços, no curto prazo, não apresenta uma relação direta com os preços recebidos pelos produtores, mas sim com o comportamento do mercado (choques de oferta e demanda). Isto é, a transmissão de preços se dá do mercado para os produtores.

Palavras-chaves: Preço do tomate em Goiás, Séries Temporais, Sazonalidade, Cointegração, Causalidade.

Abstract

This study aimed to show the behavior of the price of tomatoes type saladete in Goiás, which is a product of great importance in goiana economy. Analyzed the prices received by the producer, the prices on retail and wholesale prices on a monthly basis from January 2006 to December 2012. There were the main tests for the verification of the presence of seasonality in the three aforementioned series: of stationarity with the augmented Dickey-Fuller test, which tests the null hypothesis of the presence of a unit root, cointegration test between two or more time series using the Johansen test and Granger causality test. Results showed that prices at wholesale and retail cause in the sense of Granger in prices received by producers. This means that in fact the prices that are received by producers have as one of its explanatory material prices on the market (wholesale and retail). However, the dynamics of prices practiced in the wholesale and retail is not caused in the sense of Granger through the prices received by producers. The dynamics of prices in the short term, does not have a direct

relationship to the prices received by producers, but with the market behavior (supply and demand shocks). That is, price transmission is from the market for producers.

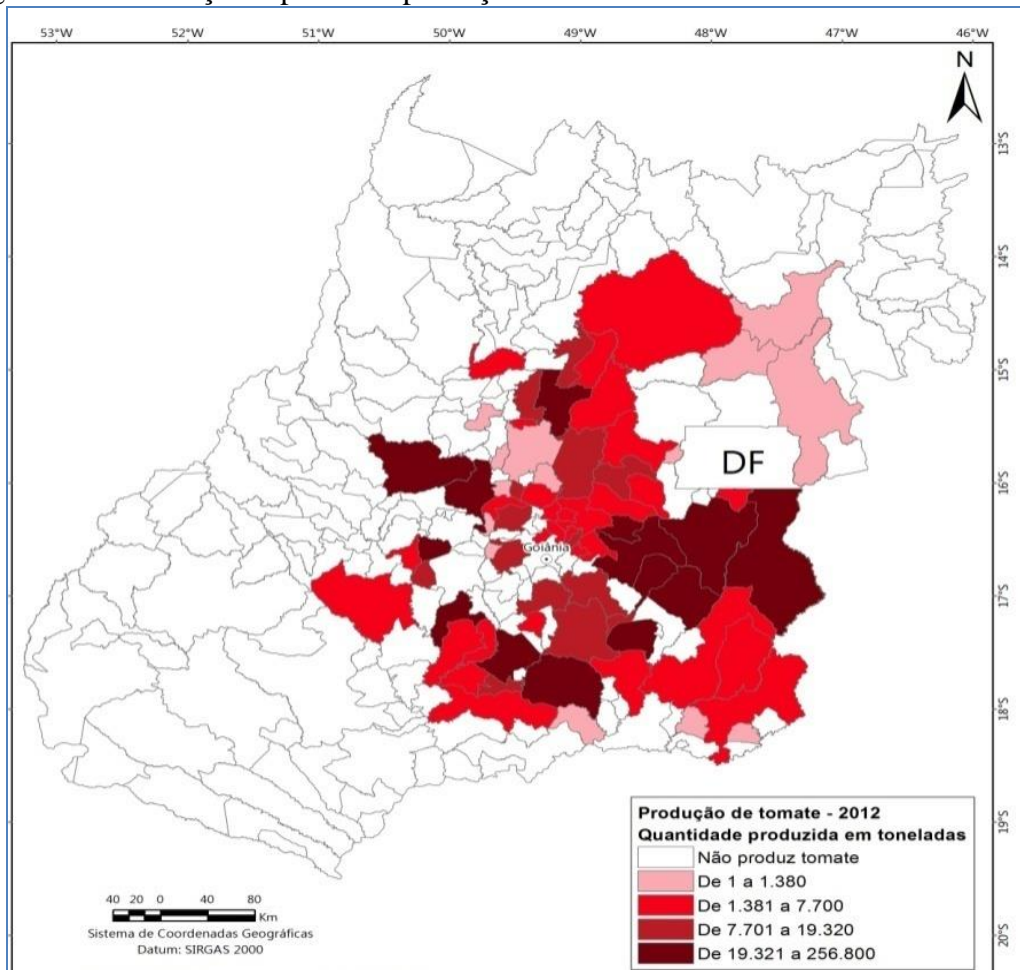
Key words: *Price of tomato in Goiás, Time Series, Seasonality, Cointegration, Causality.*

1. Introdução

O Estado de Goiás é o maior produtor de tomate no Brasil. No ano de 2012 a produção de tomate neste Estado foi de aproximadamente 1,157 milhão de toneladas, o que correspondeu a uma participação relativa de 29,87% na produção nacional (IBGE, 2012).

A Figura 1 mostra a distribuição espacial da produção de tomate no Estado de Goiás. Os municípios de maior destaque são Cristalina, Morrinhos e Itaberaí, com participação relativa na produção de tomate em Goiás, de aproximadamente, 22%, 9%, 7%, respectivamente.

Figura 1: Distribuição espacial da produção de tomate no Estado de Goiás em 2012



Fonte: Produção Agrícola Municipal (IBGE, 2012).

Elaboração: Instituto Mauro Borges - IMB.

O tomate é um item de grande peso no orçamento das famílias brasileiras. Assim, quando ocorre aumento substancial nos seus preços, este é amplamente noticiado, e este produto, corriqueiramente, é taxado como o “vilão” da inflação.

Em Goiânia, por exemplo, a participação relativa do peso do tomate dentro do grupo de hortaliças e legumes é de aproximadamente 45%. Ademais, ao considerar o grupo de frutas, hortaliças e legumes, e raízes e tubérculos, o tomate é o item de maior peso, tendo uma participação relativa nestes grupos de aproximadamente 20% (IBGE/POF, 2010).

Definida a importância econômica do tomate em Goiás, este artigo objetiva compreender como se comporta o nível de preços do tomate de mesa saladete neste Estado. Para isso, serão analisadas três séries: preços recebidos pelos produtores, preços praticados no atacado e preços praticados no varejo, no período compreendido entre janeiro de 2006 a dezembro de 2013.

Inicialmente será analisado se há evidências empíricas que comprovem o comportamento sazonal nas séries de preços investigadas. Espera-se que a sazonalidade na produção de tomate no Estado de Goiás gere comportamento análogo nas séries de preços investigadas.

Posteriormente, buscar-se-á investigar como as séries de preços praticadas no mercado (atacado e varejo) se relacionam com os preços recebidos pelos produtores. De modo geral, será verificado se os preços praticados no atacado e varejo possuem relação entre si, isto é, se os preços cobrados pelo tomate no varejo são explicados pelo comportamento do preço praticado no atacado e se esses preços são explicados pelos recebidos por produtores.

Obviamente há correlação estatística entre as séries de preços investigadas. Mas, isto não é garantia que haja uma relação de causa e efeito entre elas. Com este intuito, serão realizados neste artigo dois testes: Teste de *Johansen*, com o intuito de verificar se as séries de preços possuem relação de equilíbrio de longo prazo e Teste de *Granger*, para verificar se uma série é a responsável por explicar a direção do comportamento de preços das demais séries, no curto prazo.

2. Metodologia

Esta seção apresenta, em linhas gerais, as principais metodologias utilizadas para realizar o trabalho. Serão trabalhadas três séries temporais: (a) preços recebidos pelo produtor, (b) preços praticados no varejo e (c) preços praticados no atacado. Todas as séries serão trabalhadas em periodicidade mensal, no período de janeiro de 2006 a dezembro de 2012.

A série de preços praticado no varejo foi obtida junto ao Instituto Mauro Borges/Segplan/Goiás e corresponde ao preço médio mensal do tomate de mesa tipo saladete praticado no varejo na cidade de Goiânia.

A série de preços praticados no atacado foi obtida junto a Central de Abastecimento de Goiás (CEASA/GO). A CEASA/GO disponibiliza dados de cotações diárias do tomate de mesa saladete e, por meio destes dados, foi calculada uma média aritmética mensal para o período investigado.

A série de preços recebidos pelo produtor foi disponibilizada pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) e refere-se ao preço médio recebido pelos produtores de diversos tipos de tomate em uma periodicidade mensal no Estado de Goiás. Não há uma série de preços específica para os produtores de tomate saladete, por isso, para efeito de comparação adotou-se a série de preços da FGV.

Todas as séries nominais foram deflacionadas pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), para a obtenção dos valores reais. Nas próximas subseções serão apresentados os principais testes econométricos realizados.

Todas as séries serão trabalhadas em logaritmo natural e serão indicadas por log – a não utilização do termo ln, que seria mais adequado tratando-se de logaritmo natural, é uma prática corriqueira em economia. Ao se trabalhar com as séries temporais desta forma as estimativas são menos sensíveis a observações desiguais (ou extremas), devido ao

estreitamento considerável que pode ocorrer na amplitude dos valores das variáveis (Wooldridge, 2006).

2.1. Índice Sazonal

O primeiro passo será realizar testes para presença de sazonalidade nas três séries supracitadas (preços pago ao produtor, preços praticados no atacado e preços praticados no varejo), tais como: Teste F e Teste de *Kruskal-Wallis* para sazonalidade estável, Teste para sazonalidade móvel e Teste para sazonalidade identificável.¹

Nas séries em que houver a presença de sazonalidade com base nos testes acima, será construído um índice de sazonalidade (também chamado na literatura de índice estacional). Este índice sintetizará o comportamento da série ao longo dos anos – de janeiro de 2006 a dezembro de 2012 – em uma única série e permitirá verificar a presença de sazonalidade nas séries em questão.

Para a construção do índice de sazonalidade utilizou-se a metodologia X-12, (*software Eviews 7*), que permite a decomposição de uma série temporal em quatro componentes: tendência, ciclos, sazonalidade e resíduo (componente aleatório).

A sazonalidade é um comportamento periódico verificado ao longo da série, no contexto deste trabalho, em uma frequência mensal. Assim, buscar-se-á determinar nas três séries de preços investigadas quais meses são tipicamente de alta e de baixa nos preços. Isto é, se há de fato uma sazonalidade nos preços.

Na escolha do modelo de decomposição adotou-se o modelo aditivo para séries cujas oscilações do componente sazonal e dos resíduos apresentam amplitudes praticamente fixas, e optou-se por um modelo de decomposição multiplicativo para as séries que apresentem, para estes dois componentes, diferentes amplitudes (*Australian Bureau of Statistics*, 2014).

Matematicamente tem-se:

$$\hat{Y}a_t = \hat{T}_t + \hat{S}_t + \hat{C}_t + \hat{I}_t \quad (01)$$

$$\hat{Y}m_t = \hat{T}_t * \hat{S}_t * \hat{C}_t * \hat{I}_t \quad (02)$$

em que $\hat{Y}a_t$ é a série de tempo classificada como aditiva; $\hat{Y}m_t$ série do tempo classificada como multiplicativa; \hat{T}_t tendência; \hat{S}_t sazonalidade; \hat{C}_t Ciclo e, \hat{I}_t componente aleatório.

2.2. Teste de Raiz Unitária

A estacionariedade é uma condição fundamental para a análise de séries de tempo. Séries não-estacionárias não são passíveis de modelagem dentro do arcabouço tradicional de séries de tempo. Uma série de tempo será estacionária quando preencher três condições: sua média e variância são constantes ao longo do tempo, e a sua covariância indicará que a autocorrelação entre dois valores de série, em períodos de tempo distintos, dependerá somente do intervalo do tempo entre esses dois valores (Moretin e Toloi, 2004).

Para verificar a condição de estacionariedade será realizado o teste de *Dickey-Fuller* aumentado, que testa a hipótese nula de presença de raiz unitária ($\rho = 1$), contra a hipótese alternativa de que a série não tem raiz unitária. Por meio da estatística τ do teste compara-se com valores tabelados em Dickey e Fuller (1979) e Dickey *et al.* (1984), e decide-se por rejeitar ou não rejeitar a hipótese nula.

¹ Para maiores detalhes sobre os testes ver Lothian e Morry (1978).

Assim, se a série apresentar raiz unitária isto é, se não se rejeitar a hipótese nula ela não é estacionária. De outro lado, se a hipótese nula for rejeitada, isto é, se a série não apresentar raiz unitária, a série é estacionária.

Na determinação do número de defasagens (*lags*) utilizou-se uma recomendação de Buscariolli e Emerick (2011) que consiste em adotar o número de *lags* em que houver maior indicação pelos cinco testes realizados pelo *Eviews*.

2.3. Teste de Cointegração

A cointegração entre duas ou mais séries temporais ocorre quando estas possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo. Para verificar se há presença de séries cointegradas neste estudo será utilizado o teste de Johansen (1991).

O critério de classificação para séries cointegradas geralmente é baseado em duas estatísticas: traço e máximo autovalor. Todavia, adota-se neste trabalho apenas a estatística traço, que é mais utilizada por ser mais robusto. (ESTATCAMP, 2014).

Estatística do Traço:

$$Qr = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i) \quad (03)$$

H_0 : Existem no máximo r vetores de cointegração.

H_a : Não existem no máximo r vetores de cointegração.

Estatística do máximo autovalor:

$$Q_{\max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (04)$$

H_0 : Existem exatamente r vetores de cointegração.

H_a : Existem exatamente $r+1$ vetores de cointegração.

em que λ é a estimativa do autovalor e T é o número de observações da série.

Será realizado inicialmente o teste de cointegração de *Johansen* para as três séries simultaneamente, se houver cointegração somente entre duas – o teste não informará dentre as três quais são os pares de séries cointegradas –, será realizado novamente o teste a fim de se definir quais são os pares de séries cointegradas.

2.4. Teste de Causalidade

A correlação entre duas séries temporais (ou mesmo variáveis) não é garantia para que haja uma relação de causa e efeito entre elas. Assim pretende-se saber se é possível afirmar, estatisticamente, se os preços recebidos pelo produtor causam os preços praticados no atacado e, por sua vez, este último causa os preços praticados no varejo, ou se essa relação aparentemente lógica, não se verifica. Para tanto, será realizado o teste de causalidade de *Granger*.

Para realizar o teste de *Granger* é necessário que as séries sejam estacionárias. Caso a condição de estacionariedade não se verifique, as séries deverão ser trabalhadas em uma mesma ordem de integração. No teste de causalidade de Granger (1969) se forem utilizados diferentes números de defasagens nas variáveis inseridas no modelo, pode ocorrer uma

diferente estrutura de autocorrelação, podendo assim transportar autocorrelação residual de uma variável à outra variável.

Assim, temos que a hipótese nula (H_0) do teste de causalidade verifica se X não causa Y no sentido de *Granger*, contra a hipótese alternativa (H_a) de que X causa Y no sentido de *Granger*, por meio das seguintes equações:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_t y_{t-L} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_L x_{t-L} + \varepsilon_t \quad (05)$$

$$x_t \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_t x_{t-L} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_L y_{t-L} + \mu_t \quad (06)$$

Dessa forma, realiza-se o teste F de hipótese nula de que $\beta_1 = \beta_2 = \beta_L = 0$ para ambas as equações (5 e 6). Se essa hipótese não for rejeitada na equação (5), por exemplo, significa que a variável X não causa a variável Y no sentido de *Granger*. Analogamente, se a hipótese nula não for rejeitada na equação (6), Y não causa a variável X no sentido de *Granger*. De outro lado, se H_0 for rejeitada na equação (5) significa que a variável X causa Y no sentido de *Granger*; em (6) significa que a variável Y causa X no sentido de *Granger*.

3. Resultados e Discussão

3.1. Sazonalidade

A Tabela 1 mostra diversas estatísticas de Sazonalidade para as séries investigadas. Nas séries de preços praticados no atacado e no varejo foi constatada sazonalidade com base no critério F e *Kruskal Wallis*. Por outro lado, não foi constatada sazonalidade, sob nenhum critério, na série de preços recebidos pelo produtor.

Assim, serão construídos índices de sazonalidade para as séries em que se verificou sazonalidade com base nestes critérios. É importante salientar que o modelo multiplicativo foi o que melhor ajustou as séries analisadas.

Tabela 1: Resultado dos testes para verificação de sazonalidade

Série	Teste F Sazonalidade Estável	Teste Sazonalidade Estável <i>Kruskal Wallis</i>	Teste F Sazonalidade Móvel
Log(preço_produto)	2,036	23,9137	1,219
Log(preço_atacado)	11,889*	59,2149*	0,300
Log(preço_varejo)	6,969*	50,9056*	0,487

*Significante a 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores. Dados obtidos do CEASA-GO (preços praticados no atacado), IMB (preços praticados no varejo) e FGV (preços recebidos pelo produtor).

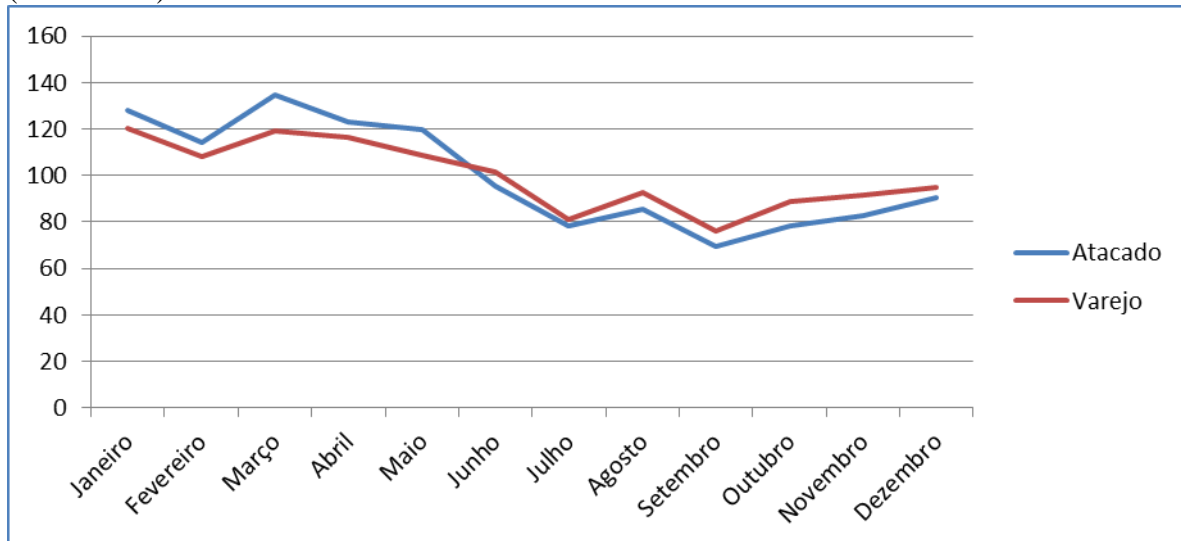
O Gráfico 1 mostra os índices de sazonalidade para as séries de preços praticados no atacado e no varejo. Neste caso, é interessante verificar qual o comportamento sazonal das séries em questão, bem como se há similaridade no comportamento dos preços praticados no atacado e no varejo.

Os preços do tomate estão fortemente atrelados ao seu volume de produção. De acordo com a Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, o tomate é uma cultura que, embora dependa de bastante de água, tem sua colheita favorecida por clima mais seco (EMBRAPA, 2006).

Nesse sentido, é importante frisar que os meses que vão de novembro a março são tipicamente chuvosos em Goiás. São também nestes meses que há ocorrência de veranico – dias muito quentes com ausência de chuva. Já nos meses de julho, agosto e setembro há forte estiagem no Estado (Goiás Tempo, 2013).

O Gráfico 1 mostra que os preços praticados no atacado e no varejo tendem a ser mais elevados no primeiro quadrimestre do ano, atingindo seus picos nos meses de março e janeiro. Entretanto, a partir do mês de maio, há uma pressão de queda que perdura até o final de setembro, para que no último trimestre haja novamente uma tendência de elevação de preços do tomate.

Gráfico 1: Índice Sazonal do tomate referente aos preços praticados no atacado e varejo (2006-2012).



Fonte: Elaborado pelos autores. Dados obtidos do CEASA-GO (preços praticados no atacado) e IMB (preços praticados no varejo).

Dessa forma, – e com base no calendário de produção elaborado pelo CEASA GO (2012) – visualiza-se que o primeiro quadrimestre do ano é um período de baixa produção de tomate em Goiás (onde há intensas precipitações), enquanto os meses de maio a outubro apresentam elevada produção (compreende um grande período de estiagem); por fim o último bimestre do ano representa o final da safra de tomate goiano, ou seja, apresenta baixo volume de produção. É justamente nos períodos de baixa produção que as séries de preços praticados no atacado e no varejo atingem seus maiores valores².

É importante destacar que se considerou somente o volume de tomate produzido em Goiás como determinante dos preços praticados no atacado e no varejo, pois cerca de 2/3 do tomate saladete comercializado no CEASA GO é oriundo deste Estado. (CEASA, 2012).

3.2. Estacionariedade e Cointegração

A Tabela 2 mostra as diversas estatísticas τ e seus respectivos *p-valores* que permitem definir a presença ou não de estacionariedade das séries. Foram obtidos resultados em nível e na primeira diferença a fim de tornar a série de preços recebidos pelos produtores estacionária – as séries preços praticados no varejo e no atacado são estacionárias em nível. É importante salientar que uma série estacionária em nível também será estacionária em primeira ordem (GUJARATI, 2000).

² Para mais informações ver: <http://www.ceasa.goias.gov.br/post/ver/144713/calendario-de-comercializacao>.

Tabela 2: Resultado dos testes para verificação de estacionariedade

Série	Teste ADF em níveis (τ) e <i>p</i> -valor	Teste ADF em níveis (τ) e <i>p</i> -valor
Log (preço_produto)	-2,89 (0,0507)	-10,79 (0,0000)
Log (preço_atacado)	-5,99 (0,0000)	-8,45 (0,0000)
Log (preço_varejo)	-3,93 (0,0027)	-9,57 (0,0000)

**p*-valor entre parênteses.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Para verificar se há uma relação de longo prazo entre os preços recebidos pelo produtor, preços praticados no atacado e varejo, foi necessário determinar o número ótimo de defasagem das séries, pois este número é imprescindível para a realização do teste de cointegração de *Johansen*.

A Tabela 3 apresenta o resultado ótimo do número de defasagens a partir dos critérios: estatística LR modificada (LR), erro final estimado (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (SC) e critério de informação Hannan-Quinn (HQ).

Tabela 3: Resultado dos testes para verificação do número ótimo de defasagem

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0,0004750	0,861	0,95	0,89
1	202,14	0,0000525	-1,341	-1,00*	-1,20
2	31,66	0,0000436	-1,53	-0,94	-1,29*
3	22,21*	0,0000403*	-1,61*	-0,76	-1,27

*Indica o número ótimo de defasagem pelo critério.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Assim o número ótimo de defasagens (*lag*) a se adotar no teste de cointegração (*Johansen*) e causalidade (*Granger*) é 3, pois foi este o número ótimo de defasagem em 3 dos 5 testes realizados. Ademais, no teste de Granger todas as séries serão trabalhadas na mesma ordem de integração, neste caso, na primeira ordem – pois assim, todas as séries tornam-se estacionárias.

Agregou-se na Tabela 4 o resultado do teste de *Johansen* (estatística traço) considerando-se as três séries temporais em análise e para os pares de séries possíveis, haja vista que o resultado do teste considerando para as três séries temporais constatou que haveria um par de séries cointegradas.

Ao se testar as cointegrações das três séries, será necessário atentar-se para os seguintes resultados: rejeitou-se a hipótese nula de que não há nenhum par de séries cointegradas ao nível de confiança de 99,993%; não é possível rejeitar a hipótese nula de que há exatamente um par de séries cointegradas, a um nível de significância de 16,83%. Ou seja, das séries em análise há um par de séries cointegradas.

Tabela 4: Resultado do teste de *Johansen* para cointegração.

Séries	Estatística traço**	Estatística traço***
Log(preço_produto) Log(preço_atacado)	36,64 (0,0070)	11,77 (0,1683)
Log(preço_varejo)		

Log(preço_produto) Log(preço_atacado)	34,63 (0,0000)	7,41 (0,0065)
Log(preço_produto) Log(preço_varejo)	26,63 (0,0007)	8,47 (0,0036)
Log(preço_atacado) Log(preço_varejo)	25,08 (0,0013)	3,43 (0,0639)

*p-valor entre parênteses

** H_0 : Há no máximo zero pares de séries cointegradas

*** H_0 : Há no máximo um par de séries cointegradas

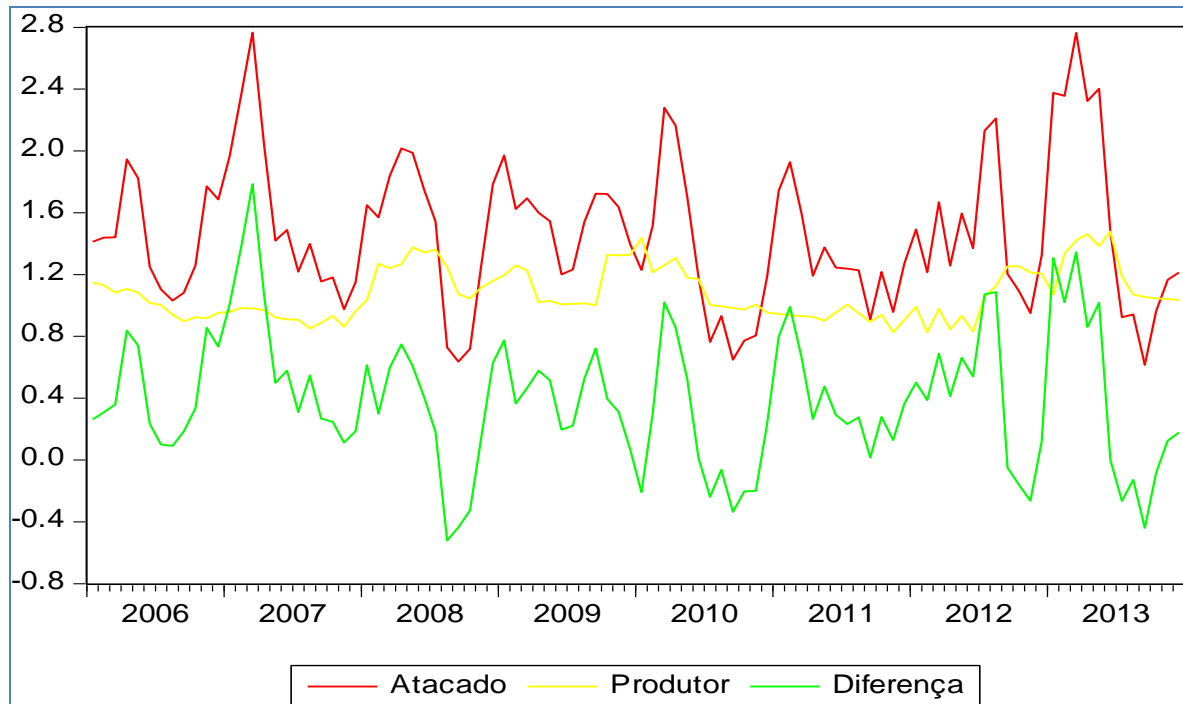
Fonte: Elaborada pelos autores.

A Tabela 4 mostra que as séries de preços recebidos pelos produtores e preços praticados no atacado são cointegradas – pois não é possível rejeitar a hipótese nula de que há exatamente um par de séries cointegradas ao nível de significância de 0,65%. Isto quer dizer que há uma relação de longo prazo entre os seus preços.

Conforme observado no Gráfico 2, não é possível visualizar o mesmo comportamento nos preços praticados no atacado e nos preços recebidos pelos produtores (de alta e de baixa). Ou seja, ao se deter a uma análise de curto prazo, por exemplo, em termos mensais, poder-se-ia deparar com meses em que o comportamento destes dois preços sejam bastante distintos, tais como março de 2007, fevereiro de 2007, janeiro de 2013 e abril de 2007, onde a diferença entre os preços reais praticados no atacado e os recebidos pelos produtores atingiram seus maiores valores nas séries sendo de, respectivamente, 182%, 140%, 122% e 110%.

É importante destacar que no curto prazo, é natural que essas divergências ocorram, pois há diversos outros ônus a cargo do atacado nesta atividade. Além disso, o atacado adota diversos preços nas diferentes circunstâncias de mercado. Todavia ao se verificar que as séries são cointegradas, pode-se afirmar que estas séries, em uma análise de longo prazo, possuem uma relação de equilíbrio. Ou seja, as séries possuem caminhos temporais relacionados.

Gráfico 2: Preços praticados pelo atacado, recebidos pelos produtores e diferença entre estes preços, no período de janeiro de 2006 a dezembro de 2013. (Em termos reais, base janeiro de 2006).



Fonte: Elaborado pelos autores. Dados obtidos do CEASA GO (preços praticados no Atacado) e FGV (Preços recebidos pelos produtores).

É importante elucidar que a cointegração não define uma relação de causa e efeito entre essas duas séries.

Todavia, na literatura é comum a argumentação de que a partir da concepção de industrialização da agricultura nacional, cada vez mais a agricultura é um elo subordinado a indústria à montante – isto é, a indústria que fornece máquinas e implementos para a agricultura – e a agroindústria à jusante – a indústria que transforma os produtos primários em novos produtos (GRAZIANO DA SILVA, 1996).

Assim, ainda que este estudo trate do tomate de mesa, isto é, aquele que não será processado pela indústria, é provável que a série de preços recebidos pelos produtores – ou seja, o preço que representa o produtor de tomate – tenha alguma relação de dependência com o preço praticado no varejo, e não o inverso, dada essa relação de subordinação supracitada, inerente ao processo de industrialização da agricultura nacional.

3.3. Teste de Causalidade

É importante destacar que o teste de causalidade de *Granger* auxilia na investigação da existência de causalidade entre duas variáveis, no curto prazo. Em termos simples, ao analisar estas séries somente em termos de correlação, com certeza há correlação entre todas elas. Porém, esta correlação pode ter origem na causalidade ou mesmo pura coincidência de fenômenos. Além disso, se for observado somente a correlação, não é possível estabelecer que direção (qual série de fato causa a outra).

Assim, a Tabela 5 mostra o resultado do teste de causalidade de *Granger* para as séries de preços em questão, todas integradas em primeira ordem. O preço praticado no atacado causa no sentido de *Granger* o preço recebido pelo produtor. Da mesma forma, o preço praticado no varejo causa no sentido de *Granger* o preço recebido pelo produtor.

Entretanto, o preço recebido pelo produtor não causa no sentido de *Granger* os preços praticados no atacado e varejo.

Esses resultados corroboram a hipótese de que o produtor de tomate é o elo mais fraco nesta cadeia, pois, seu preço não causa no sentido de *Granger* os demais preços. Todavia, tanto o preço praticado no atacado, quanto o preço praticado no varejo causam o preço recebido pelos produtores.

Assim, diferentemente do que poderia se pensar a priori, de que os preços recebidos pelos produtores de tomate fossem determinados exclusivamente pelos seus custos de produção, os preços praticados no mercado (atacado e varejo) são um dos seus componentes explicativos. Todavia, o inverso não é válido no sentido de *Granger*.

Uma possível hipótese explicativa para esta situação decorre do tempo de ajuste do volume de produção de tomate aos preços de mercado ser lento. Ou seja, ainda que se estabeleça um preço elevado no mercado (atacado e varejo), os produtores de tomate não conseguem elevar rapidamente sua produção, pois a oferta de tomate tende a ser inelástica no curto prazo, isto é, não é possível elevá-la rapidamente. Assim, os produtores de tomate não conseguem barganhar melhores preços em um curto prazo, e os seus preços acabam sendo balizados pelos preços praticados no mercado – na teoria econômica podemos dizer que os produtores de tomate são tomadores de preço.

Tabela 5: Resultado do teste de *Granger*.

Hipótese nula (H_0)	Estatística F	P-Valor	Interpretação*
Log(preço_produto) não causa no sentido de <i>Granger</i> Log(preço_atacado)	0,255	0,8577	Não se rejeita H_0
Log(preço_atacado) não causa no sentido de <i>Granger</i> Log(preço_produto)	8,370	0,0000	Rejeita-se H_0
Log(preço_atacado) não causa no sentido de <i>Granger</i> Log(preço_varejo)	11,080	0,0000	Rejeita-se H_0
Log(preço_varejo) não causa no sentido de <i>Granger</i> Log(preço_atacado)	3,939	0,0111	Não se Rejeita H_0
Log(preço_varejo) não causa no sentido de <i>Granger</i> Log(preço_produto)	7,209	0,0002	Rejeita-se H_0
Log(preço_produto) não causa no sentido de <i>Granger</i> Log(preço_varejo)	0,073	0,9745	Não se rejeita H_0

* ao nível de 1% de significância

Fonte: Elaborada pelos autores.

Ainda com base na Tabela 5, observa-se que o preço praticado pelo atacado causa o preço praticado pelo varejo. Mas, o inverso não é válido. Isto revela que as oscilações de preços praticadas no varejo têm relação com a política de preços adotada no atacado. Ainda que fosse restringir a uma visão de analisar pontos isolados destas séries de preços este resultado não seria facilmente perceptível, pois é comum que em situações de alta pronunciadas de preço do tomate, o varejo reajuste seu preço antes mesmo do atacado reajustá-lo de fato, ou em uma proporção bem superior ao reajuste do atacado. (FONSECA JÚNIOR; SOUSA, 2014).

4. Considerações Finais

Este artigo mostrou que os preços do tomate saladete praticados no atacado e varejo apresentam comportamento sazonal: sendo os maiores valores no período de janeiro a março, e os menores valores de julho a setembro. O comportamento de baixa dos preços está relacionado ao período de estiagem no Estado de Goiás, que favorece a colheita, enquanto o período de alta dos preços ao período chuvoso.

Observou-se também que as séries de preços recebidos pelos produtores e preços praticados no atacado não apresentam uma relação nítida no curto prazo, isto é, na grande maioria dos meses observados, os preços praticados no atacado não seguem a mesma tendência dos preços recebidos pelos produtores.

Todavia, estas séries possuem uma relação de longo prazo, isto foi evidenciado pelo teste de cointegração. Essa relação de longo prazo mostra que embora no curto prazo não seja possível perceber um comportamento similar entre os preços praticados no atacado e os recebidos pelos produtores, ao observar-se no longo prazo os dois preços tendem a seguir o mesmo comportamento – possuem um mesmo caminho temporal de equilíbrio.

Outro importante resultado foi que os preços praticados no atacado e no varejo causam no sentido de *Granger* os preços recebidos pelos produtores. Isto quer dizer, que de fato os preços que são recebidos pelos produtores de tomate saladete têm como um de seus elementos explicativos os preços praticados no mercado (atacado e varejo). No entanto, a dinâmica de preços praticado no atacado e varejo não é causada no sentido de *Granger* através dos preços recebidos pelos produtores.

Ou seja, a dinâmica de preços de mercado do tomate saladete, no curto prazo, não tem uma relação direta com os preços recebidos pelos produtores, mas sim com o comportamento do mercado (choques de oferta e demanda). Isto é, a transmissão de preços se dá do mercado para os produtores.

Dessa forma, nos meses de janeiro a março, onde a oferta de tomate é reduzida, os preços praticados no atacado e no varejo tendem a se elevar, os preços recebidos pelos produtores se baliza pelos preços de mercado, com base no teste de *Granger*. Mediante este cenário, o teste de *Granger* indica que, se os produtores quiserem praticar um preço superior, aos que vigoram, eles não detêm esta capacidade, pois a transmissão se dá do mercado para o produtor e não o inverso. O fato de o produtor estar nesta situação é associado a sua posição na cadeia produtiva e se confirma como elo mais fraco na composição de preços.

5. Referências Bibliográficas

AUSTRALIAN Bureau of Statistics. **Time Series Analysis: The Basic**. 2014. Disponível em: <<http://abs.gov.au/websitedbs/D3310114.nsf/home/Time+Series+Analysis:+The+Basics#WHAT%20IS%20A%20TIME%20SERIES%3F>>. Acesso em: 05 de setembro de 2014.

BUSCARIOLLI, B.; EMERICK, J. **Econometria com Eviews: guia essencial de conceitos e aplicação**, São Paulo: Saint Paul Editora Ltda. 2011.

CEASA Goiás. **Análise Conjuntural**. 2012. Disponível em: <<http://www.sgc.goias.gov.br/upload/arquivos/2013-07/conjuntural2012-revisado-reduzido.pdf>>. Acesso em: 05 de setembro de 2014.

CEASA Goiás. **Calendário de produção**. 2012. Disponível em: <<http://www.sgc.goias.gov.br/upload/arquivos/2012-09/calendario.pdf>>. Acesso em: 05 de setembro de 2014.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with units root. **Journal of the American Statistical Association**, Whashington, v.74, n.366, p.427-31, Jun. 1979.

DICKEY, D. A.; HASZA, D.P.; FULLER, W.A. Testing for unit roots in seasonal time series. **Journal of the American Statistical Association**, v.79, p.355-67, 1984.

EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Agência de Informação Tecnológica. **Cultivo de Tomate para Industrialização**. 2006. Disponível em: http://sistemasdeproducao.cnptia.embrapa.br/FontesHTML/Tomate/TomateIndustrial_2ed/importancia.htm >. Acesso em: 25 de setembro de 2014.

ESTATCAMP. **Teste de Johansen**. Unicamp. 2014. Disponível em: <<http://www.portalaction.com.br/1536-62-teste-de-johansen>>. Acesso em: 15 de setembro de 2015.

FONSECA JÚNIOR, S. B.; SOUSA, M. E. As Expectativas Geram Inflação? **Jornal O Popular**. Opinião. 28 maio 2014.

GOIÁS TEMPO. **Verão Goiás**. 2013. Disponível em: <<http://www.goiastempo.com/2013/01/verao-goias-2013.html>>. Acesso em: 05 de agosto de 2014.

GUJARATI, D. **Econometria Básica**. 3 ed. São Paulo: Makron Books. 2000.

GRANGER, C. W. J. *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods*. *Econometrica* [S.l.: s.n.] 37 (3): 424–438. 1969.

GRAZIANO DA SLIVA, J. F. **A nova dinâmica da agricultura brasileira**. Campinas, SP: UNICAMP-IE, 1996.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Produção Agrícola Municipal 2012**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?c=1613&z=p&o=18>>. Acesso em: 10 de setembro de 2014.

_____. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009 – POF**. Rio de Janeiro, 2010.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, New York, v.59, n.6, p.1551-1580, Nov. 1991.

LOTHIAN, J.; MORRY, M. A. Test for the presence of identifiable seasonality when using the X-11 program. **Research Paper**. Seasonal Adjustment and Time Series Staff, Statistics. Canada, 1978.

MORETIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de Séries Temporais**. São Paulo: Edgard Blucher, 2004. 535 p.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução a Econometria: Uma abordagem moderna**. São Paulo: Thomson. 2006.