
TRANSMISSÃO DE PREÇOS DA MANGA BRASILEIRA ENTRE OS MERCADOS INTERNO E EXTERNO

Transmission of brazilian mango prices between internal and external markets

Ana Cledia Ferreira de Souza

Economista. Mestra em Economia Agrícola pela Universidade Federal de Pernambuco (PPGEcon/UFPE).
Rodovia Br-104, km 59, Nova Caruaru, Caruaru-PE, CEP: 55.002-970. klediasouza@hotmail.com

João Ricardo Ferreira de Lima

Economista. Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa. Pesquisador A da Embrapa Semiárido, professor do Programa de Pós-Graduação em Dinâmicas do Semiárido (PPGDIDES) da Univasf em Petrolina-PE e professor Titular na Faculdade de Petrolina (FACAPE). Pesquisador da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, Centro de Pesquisa Agropecuária do Trópico Semiárido-Petrolina/PE. BR 428, Km 152. joao.ricardo@embrapa.br

Resumo: Este trabalho investiga a relação de transmissão dos preços da manga Palmer ao produtor, produzida no Vale do São Francisco para o mercado interno, com o preço da fruta de exportação para União Europeia. Para tanto, foram utilizados dados do CEPEA/USP tanto para o preço do mercado interno quanto para o preço da exportação, entre os meses de janeiro de 2012 e dezembro de 2020. A metodologia utilizada foi a estimação do modelo Autorregressivo Vetorial (VAR), seguido de decomposição da variância e o teste de causalidade de Granger. Os resultados indicam que os preços da manga do mercado interno não sofrem influência do preço da manga destinada ao mercado externo, de forma que o mercado interno age como formador de preços.

Palavras-chaves: transmissão de preços; Vale do São Francisco; mercado interno; mercado externo.

Abstract: This paper analysis the price transmission relationship of Palmer mango to grower, produced in São Francisco River Valley for the domestic market, with the price of mango exported to the European Union. For this purpose, data from CEPEA / USP were used both for the domestic market price and for the export price, collected since of 2012 january to 2020 december. The methodology used was the estimation of Vector Auto-regressive Model (VAR), followed by variance decomposition and the Granger causality test. The results indicate that mango price in the domestic market is not influenced by the mango price destined for the foreign market, so that the domestic market acts as a price maker.

Keywords: price transmission; São Francisco Valley; domestic market; foreign market.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil é conhecido mundialmente por ser um grande produtor agropecuário. No recorte geográfico regional, o Nordeste, mais especificamente, o Vale do Submédio São Francisco (VSF), destaca-se na produção de frutas. Essa região é caracterizada por um clima quente, com cerca de sete a oito meses secos; as precipitações pluviométricas ocorrem normalmente entre os meses de novembro e março. O relevo plano da região facilita o manejo e a mecanização de diversas culturas no local (SÁ *et al.*, 2009). Com disponibilidade de recursos hídricos, mão de obra, condições climáticas e solo favorável, a região é produtora de uma grande variedade de frutas tropicais, tendo uma importante participação na produção e na exportação de frutas *in natura*, com destaque para manga e uva (ORTEGA; SOBEL, 2010; SOUZA *et al.*, 2015). Segundo dados do IBGE (2020), em 2019, o VSF possuía cerca 40% do total da área destinada à colheita da manga de todo o País.

Conforme dados do Comexstat (2021), a região do VSF é responsável por 86% de toda exportação de manga do País. Entre os anos de 2012 e 2020, o Brasil teve um aumento de 74% nas exportações de manga. Em 2020, o VSF exportou cerca de 212 mil toneladas da fruta. Entretanto, mesmo com o mercado externo bastante aquecido, normalmente apenas 15% a 20% da produção de manga é exportada, o restante é absorvido pelo mercado interno. Logo, fica claro que apesar do aumento significativo das exportações, o mercado interno é mais importante em termos de volume comercializado.

Segundo dados da CEPEA/USP (2020), a maior área de manga plantada no VSF corresponde à variedade Palmer, sendo o mercado europeu o principal importador devido à preferência dos consumidores locais por manga sem fibra. De acordo com o Comexstat (2021), em 2020 o mercado Europeu importou 181 mil toneladas de mangas do Brasil, o equivalente a cerca de 75% das exportações totais da fruta produzida no País.

Com a globalização, as economias dos países estão mais expostas às turbulências internacionais. Assim, os produtos agrícolas domésticos absorvem com maior intensidade as influências dos preços externos (SANTOS *et al.*, 2007). Segundo Barros e Fontana (2007), o avanço da conjuntura econômica do setor agropecuário brasileiro, em 2006, ocorreu especialmente devido ao aumento dos preços no mercado externo. Posto isso, a rentabilidade para o produtor nacional está diretamente ligada às condições do cenário econômico internacional – ele pode ter uma lucratividade maior caso os preços do mercado externo estejam em alta; ou redução de ganhos, caso os preços do mercado externo estejam em queda (SANTOS *et al.*, 2007).

Logo, em razão do grau de instabilidade e variações nos preços do setor agrícola, é de suma importância a realização de estudos que busquem compreender o comportamento dos preços de produtos agropecuários. Alguns trabalhos, como os de Adami e Miranda (2011), Santos, Dallemole e Manso (2018) e Aguiar (2020), enfatizam a significância de pesquisas sobre preços do setor agropecuário pela ótica de transmissão e integração de preços.

A transmissão de preços ocorre quando há uma influência de um mercado sobre outro, de forma que os preços do mercado seguidor são influenciados pelos preços do mercado dominante. Na teoria da comercialização, essa influência é conhecida como o sentido de causalidade entre mercados (ADAMI; MIRANDA, 2011).

No mercado internacional, o europeu é o mais importante para a cultura da manga brasileira, pelo volume total comprado, como já informado anteriormente. Nesse sentido, convém responder à seguinte problemática: há transmissão de preços da manga Palmer produzida no VSF para o mercado interno com o preço da fruta destinada à exportação para União Europeia? Para responder à questão norteadora desta pesquisa, tem-se como objetivo geral analisar a relação de transmissão dos preços da manga Palmer ao produtor do VSF, considerando o mercado interno e a exportação para a União Europeia. Espera-se, com isso, entender se são os preços de mercado interno que influenciam os preços da manga de exportação ou se é o inverso que ocorre.

Como estratégia empírica, são utilizados métodos de séries temporais, como o modelo Autorregressivo Vetorial (VAR), seguido da decomposição da variância e o teste de causalidade de Granger. O período de análise considerado é entre janeiro de 2012 e dezembro de 2020. Os dados de preços do mercado interno e externo foram obtidos junto ao CEPEA/USP.

Além desta introdução, este artigo é composto por mais seis seções. A segunda seção apresenta revisão da literatura; a terceira seção descreve o modelo empírico; a quarta refere-se aos dados utilizados; a quinta apresenta e discute os resultados. Por fim, a última seção trata das considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

É de bastante relevância para mercados do mesmo produto analisar até que ponto as variações nos preços externos afetam alterações nos preços domésticos e vice-versa. Posto isso, diversos trabalhos buscaram estudar sobre a transmissão/cointegração de preços de produtos agropecuários, tais como Barros (1992), Silva, Frascaroli e Maia (2005), Mundlak e Larson (1992), Santos *et al.* (2007) e Weydmann e Seabra (2007).

Os trabalhos de Granger (1969) e Sims (1972) são referências em estudos que analisam causalidade e transmissão de preços. Estes introduziram e popularizaram a aplicação e, a partir deles, diversos modelos dinâmicos são utilizados para realizar estudos de transmissão de preços envolvendo o conceito de causalidade, como Kinnucan e Forker (1987), Palaskas (1995) e Sanjuán e Gil (1998).

O objetivo principal da pesquisa de Kinnucan e Forker (1987) foi determinar a relação de transmissão de preços entre a fazenda (produtor) e o varejo dos Estados Unidos, nos anos de 1983 a 1985, para quatro produtos lácteos: leite, manteiga, queijo e sorvete. Os resultados apontam que os preços do varejo sofrem impacto maior quando os preços do leite pago ao produtor estão elevados.

Evidências empíricas encontradas por Palaskas (1995) vão ao encontro das encontradas por Kinnucan e Forker (1987). Ao estudar outros produtos e recortes geográficos, o autor reforça a ideia de que uma elevação dos preços ao produtor é passada aos preços do varejo. Por meio do modelo de Mecanismo de Correção de Erros (MCE), Palaskas (1995) buscou entender como se comporta a formação de preços do trigo, carnes bovinas, carnes suínas e do leite para produção de manteiga e queijo, nos mercados da Alemanha, Itália, França, Holanda, Bélgica, Reino Unido e Dinamarca, entre os anos de 1971 e 1990.

Sanjuán e Gil (1998) buscaram verificar a existência de transmissão de preço semanal ao produtor da carne suína entre sete países da União Europeia – Holanda, Itália, Alemanha, França, Dinamarca, Reino Unido e Espanha – entre os anos de 1988 e 1995. Para alcançar o objetivo proposto, utilizaram-se de três técnicas econométricas: teste de cointegração, teste de causalidade e função de impulso respostas a partir do modelo Vetorial Autorregressivo com Correção de Erros (VEC). Os autores encontraram como principais resultados as variações de preços nos mercados da Holanda, Dinamarca e Alemanha, as quais são transmitidas de maneira mais intensiva e rápida para os demais países. Entretanto, os preços desses mercados, de maneira geral, são sensíveis uns aos outros. Essa pesquisa indica um elevado grau de integração em termos de transmissão de preços da carne suína entre os mercados da União Europeia.

Mundlak e Larson (1992), ao analisarem a relação entre os preços agrícolas domésticos e internacionais para 58 países e para a União Europeia, entre os anos de 1968 e 1978, apontaram que mudanças nos preços a nível mundial são transmitidas para preços domésticos, sendo o componente dominante na variação dos preços internos. Corroborando com essa ideia, Barros (1992), ao pesquisar sobre políticas macroeconômicas internas e interferências externas sobre os preços agrícolas brasileiros, por meio do modelo Autorregressivo Vetorial (VAR), nos anos de 1972 a 1991,

concluiu que oscilações nos preços dos produtos agrícolas internacionais interferem nas mudanças de preços de produtos agrícolas do Brasil.

Nesse contexto, Silva, Frascaroli e Maia (2005), avaliando a transmissão de preços da soja dos Estados Unidos para a soja doméstica brasileira e seus derivados, no período de janeiro de 1999 a fevereiro de 2005, através do modelo VAR, encontraram que, entre os derivados da soja, apenas o preço do óleo não se alinhou bem com o preço da soja americana. Os autores destacam que o preço do óleo de soja, provavelmente, está integrado em uma rede ampla de mercados correlacionados. Além disso, apontam que devido aos fatores econômicos e naturais que ocorrem simultaneamente, é bastante relevante utilizar uma metodologia que se adeque com essa ótica, considerando duas ou mais séries temporais.

Santos *et al.* (2007) tiveram como objetivo estudar a influência do preço internacional do milho sobre o preço pago ao produtor doméstico, entre janeiro de 1996 e julho de 2006. Segundo o teste de Granger, o preço do mercado externo impacta o preço do milho interno. Além disso, o teste de cointegração indica que as séries têm relação de longo prazo, de maneira que variações nos preços internacionais refletem lentamente nos preços para o produtor.

Por meio do modelo Vetorial Autorregressivo com Correções de Erro (VEC) e causalidade de Granger, Adami e Miranda (2011) pesquisaram sobre a formação de preços do arroz em casca para os produtores do Rio Grande do Sul (RS) e Mato Grosso (MT) entre o mês de agosto de 1999 e o mês de julho de 2010. Os resultados indicam que os preços do MT são influenciados pelos preços praticados no RS. usando essa mesma metodologia, Souza *et al.* (2016) examinaram a relação dos preços do melão entre o mercado interno, Estados Unidos e União Europeia, para os anos de 2003 a 2013, encontrando em seus resultados que os preços do mercado brasileiro não sofrem influência dos outros mercados em análise, mas influenciam o mercado Europeu.

Ramos *et al.* (2016) estudaram se há transmissão de preços entre os principais produtores de leite, de janeiro de 2000 a junho de 2015. Por meio do modelo VAR, concluíram que o valor do leite no Estado de Minas Gerais influencia os preços dos demais estados produtores de leite.

Souza *et al.* (2013, 2016, 2018) pesquisaram sobre a transmissão de preços entre o mercado da manga brasileira com o mercado europeu e o americano. As duas primeiras pesquisas fazem uso do mesmo recorte temporal, os anos de 2003 a 2013, já a terceira tem como recorte temporal os anos de 2003 a 2017. Para alcançar os objetivos desejados, os três estudos utilizaram o modelo VAR e o teste de causalidade de Granger. Os resultados da primeira pesquisa indicaram que o preço da manga do mercado interno sofre influências tanto do mercado americano quanto do europeu, encontrando esses mesmos resultados para a última pesquisa. Para a segunda pesquisa, apontaram que os preços do mercado interno sofrem influência apenas dos preços do mercado americano.

3 REFERENCIAL METODOLÓGICO

Na presente pesquisa, a metodologia utilizada foi o modelo Autorregressivo Vetorial (VAR), com a decomposição da variância e o teste de causalidade Granger. A pesquisa difere dos trabalhos que também buscaram estudar sobre a transmissão de preços do mercado da manga no período e nos mercados de estudo adotados. São três mercados distintos, sendo que no mercado interno é possível diferenciar os preços por variedade de manga (Tommy Atkins e Palmer); no mercado americano, a variedade que mais se exporta é a Tommy Atkins, e na Europa, que representa a maior parte das exportações, a variedade mais exportada é a Palmer. Como são variedades diferentes, os preços não devem ser comparáveis. Além disso, os preços de mercado ficam mais interessantes quando se analisa uma variedade específica e não a média das duas variedades. Então, as análises possíveis seriam preço de Tommy mercado interno e de exportação para os Estados Unidos ou preço de Palmer interno e de exportação para a União Europeia. Pelo maior volume plantado e

pelo maior mercado exportador, foi definido o estudo da transmissão de preço da Palmer entre o mercado interno e a União Europeia.

3.1 Teste de raiz unitária

Ao se trabalhar com séries temporais, a estacionariedade dos dados está diretamente atrelada à credibilidade dos resultados, conforme Lima, Sales e Barbosa (2013). Para uma série ser estacionária, esta deve satisfazer as seguintes propriedades:

$$\text{Média: } E(Y_t) = \mu \quad (1)$$

$$\text{Variância: } \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (2)$$

$$\text{Covariância: } \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (3)$$

Ou seja, para uma série temporal ser estacionária, a sua média e a variância devem ser constantes ao longo dos anos. Além disso, o valor da covariância deve depender unicamente da distância entre dois períodos (GREENE, 2003).

Desenvolvido por Elliot *et al.* (1996), o teste Dickey-Fuller por Mínimos Quadrados Generalizados (DF-GLS) é uma versão modificada do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), apresentando, como diferença, uma alteração na série temporal, através de uma regressão por Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) antes de se realizar o teste ADF.

O teste DF-GLS, a respeito da primeira hipótese alternativa, é executado estimando primeiro o intercepto e a tendência via MQG, acrescentando novas variáveis \tilde{y}_t , X_t e Z_t , no qual:

$$\tilde{y}_t = \begin{cases} y_t & \text{se } t = 1 \\ Y_t - ay_{t-1} & \text{se } t > 1 \end{cases}$$

$$X_t = \begin{cases} 1 & \text{se } t = 1 \\ 1 - \alpha & \text{se } t > 1 \end{cases}$$

$$Z_t = \begin{cases} 1 & \text{se } t = 1 \\ t - a(t - 1) & \text{se } t > 1 \end{cases}$$

$$\text{e } a = 1 - \left(\frac{13,5}{T}\right)$$

Em seguida, estima-se uma regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO):

$$\tilde{y} = \delta_0 x_t + \delta_1 z_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Onde $\hat{\delta}_0$ e $\hat{\delta}_1$, são estimadores usados com intuito de retirar a tendência dos dados, de forma que uma nova série y_t^* é gerada (LIMA; SALES; BARBOSA, 2013). Feito isso, estima-se um ADF e é testado se $\beta = 0$:

$$\Delta y_t^* = a + \beta y_{t-1}^* + \sum_{j=1}^k \xi_j \Delta y_{t-j}^* + \varepsilon_t \quad (5)$$

Para hipótese alternativa, faz-se o mesmo processo realizado anteriormente, porém com $a = 1 - (7/T)$, extraíndo z da equação (1) e estimando a regressão (2) sobre a variável transformada, observando se $\beta = 0$.

3.2 Modelo Vetorial Autorregressivo (VAR) e teste de causalidade de Granger

Desenvolvido por Sims (1972), o modelo Autorregressivo Vetorial (VAR) trata todas as variáveis de forma simétrica, sendo esta sua característica fundamental. Tal modelo é apto para estimar um sistema de equações que apresentem o mesmo conjunto de variáveis explicativas para todos os componentes da equação, de forma que a estimação de um VAR será igual a uma estimação individual de cada uma das equações pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Uma condição fundamental para estimação do modelo VAR é que a série seja estacionária (SOUZA *et al.*, 2013; MAYORGA *et al.*, 2007).

O modelo VAR de ordem p (VAR (p)) sem variáveis exógenas é representado pela seguinte expressão:

$$X_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Onde X_t é o vetor das variáveis em estudo, A_0 é a matriz de interceptos, A_i com $i=1,2,3,\dots,p$ são matrizes dos termos das equações e ε_t são os erros não correlacionados. Ao considerar um VAR(1), ou seja, com uma defasagem (*lag*), tem-se:

$$\begin{aligned} X_t &= A_0 + A_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \\ X_t &= A_0 + A_1 L X_t + \varepsilon_t \\ X_t - A_1 L X_t &= A_0 + \varepsilon_t \\ [I - A_1 L] &= 0 \end{aligned} \quad (7)$$

Em seu valor absoluto, as raízes do polinômio devem ser > 1 .

O teste de causalidade de Granger tem como objetivo principal mostrar que a previsão não pode causar nem o presente nem o passado. Na prática, supondo duas séries de tempo A1 e A2, a essência do teste de causalidade de Granger é compreender se o evento A1 precede o evento A2, ou o evento A2 precede o evento A1, ou se o evento A1 e A2 acontecem simultaneamente. Além disso, se o evento A1 ocorre depois do evento A2, sabe-se que A1 não pode causar A2; e, caso A1 aconteça antes de A2, não necessariamente implica que A1 cause A2 (CARNEIRO, 1997).

Em suma, para as duas séries temporais, X_t e Y_t , o teste de causalidade de Granger pressupõe que a informação importante para a previsão das variáveis X e Y está inclusa somente nas séries históricas sobre essas duas variáveis. Assim sendo, uma série temporal estacionária X causa outra série estacionária Y , apenas se, ao introduzir valores defasados de X aos valores defasados de Y , tenha-se as melhores previsões estatisticamente significantes de Y (ADAMI; MIRANDA, 2011). O teste de causalidade de Granger é estimado pelas seguintes equações:

$$x = \sum_{i=1}^n \alpha_i y_{t-1} + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (8)$$

$$y = \sum_{i=1}^n \lambda_i y_{t-1} + \sum_{j=1}^n \delta_j x_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (9)$$

Em que admite-se que os resíduos ε_{1t} e ε_{2t} são não correlacionados.

Podem ocorrer quatro casos diferentes de causalidade de Granger:

1. Causalidade unilateral de X para Y : ocorre quando $\sum_{i=1}^n \alpha_i \neq 0$ e quando $\sum_{i=1}^n \delta_i = 0$, ou seja, quando os coeficientes estimados na equação (8) para as variáveis defasadas em Y forem diferentes de zero e quando o conjunto de coeficientes estimados em (9) para a variável X for estatisticamente igual a zero.
2. Causalidade unilateral de Y para X : acontece quando $\sum_{i=1}^n \alpha_i = 0$ e $\sum_{i=1}^n \delta_i \neq 0$.
3. Bicausalidade ou simultaneidade: ocorre quando os coeficientes defasados de X e Y forem estatisticamente diferentes de zero tanto na equação (8) quanto na equação (9).
4. Independência: ocorre quando os coeficientes defasados de X e Y forem estatisticamente iguais a zero tanto na equação (8) quanto na (9).

3.3 Decomposição da variância

A decomposição da variância refere-se ao percentual da variância do erro de previsão, para cada variável endógena do modelo, no decorrer de todo o percurso da previsão. Em termos gerais, essa função se refere a quanto da variação do erro de previsão é atribuída para uma sequência de valores no tempo (BUENO, 2011). Considerando a seguinte equação, em geral tem-se:

$$X_{t+h} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i \varepsilon_{t+h-i} \quad (10)$$

$$X_{t+h} - E_t(X_{t+h}) = \sum_{i=0}^{h-1} \psi_i \varepsilon_{t+h-i} \quad (11)$$

onde a equação (11) refere-se ao cálculo do erro de previsão.

Fazendo o detalhamento com relação a , tem-se:

$$y_{t+h} - E_t(Y_{t+h}) = \psi_{0,11} \varepsilon_{yt+h} + \psi_{1,11} \varepsilon_{yt+h-1} + \dots + \psi_{h-1,11} \varepsilon_{yt-1} \quad (12)$$

$$+ \psi_{0,12} \varepsilon_{zt+h} + \psi_{1,12} \varepsilon_{zt+h-1} + \dots + \psi_{h-1,12} \varepsilon_{zt+1}$$

Feito isso, é possível observar a variância do erro de previsão em seus vários elementos. Para o modelo bivariado, a decomposição da variância é feita em duas partes, e cada período é dividido por $\sigma_y^2(h)$:

$$1 = \frac{\sigma_y^2(\psi_{0,11}^2 + \psi_{1,11}^2 + \dots + \psi_{h-1,11}^2)}{\sigma_y^2(h)} + \frac{\sigma_z^2(\psi_{0,12}^2 + \psi_{1,12}^2 + \dots + \psi_{h-1,12}^2)}{\sigma_y^2(h)} \quad (13)$$

Assim, ao aplicar um choque no termo de erro de uma variável do modelo, e esse choque não impactar as previsões da variância do erro das demais variáveis, diz-se que essa variável é independente das outras, isto é, trata-se de uma variável exógena (SANTOS; 2011).

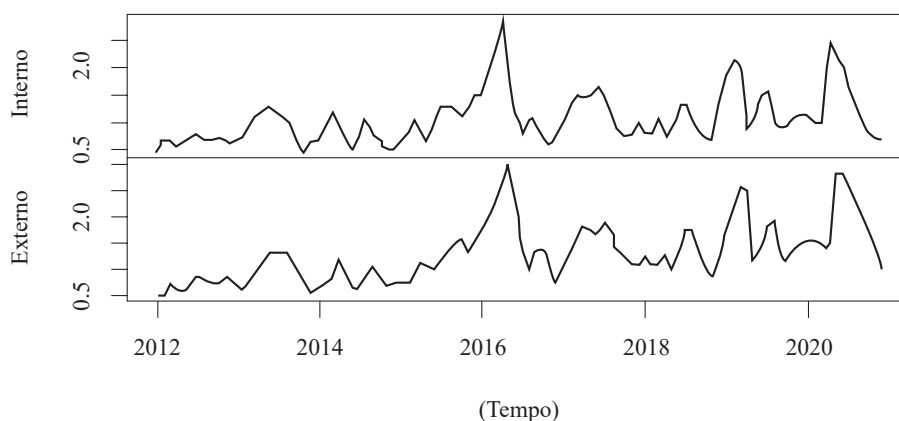
4 FONTE DE DADOS

Para a realização desta pesquisa, os dados dos preços do mercado interno e externo foram obtidos junto ao Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA/USP). Para este estudo, é utilizado o preço mensal, com recorte temporal de janeiro de 2012 até dezembro de 2020. Por se tratar de um estudo de preços em períodos diferentes, a série foi deflacionada, tendo como período base o mês de dezembro de 2020. Na operacionalização dos modelos foi empregado o *software* R versão 4.0.2.

5 ANÁLISES DOS RESULTADOS

De maneira geral, conforme a Figura 1, as variações dos preços nos mercados interno e externo são semelhantes ao longo dos anos analisados. Nos anos de 2016 e 2020, o comportamento dos preços de ambos os mercados apresentam maior elevação da série histórica. É perceptível que os preços dos dois mercados em análise apresentam competitividade semelhante, ou seja, à época em que os preços internos estão mais elevados, os preços do mercado externo também estão. Essa semelhança no comportamento dos preços, entre os mercados em estudo, sinaliza que o período no qual os preços internos estão atrativos também é um período interessante para exportação.

Figura 1 – Comportamento dos preços da manga Palmer no mercado interno e externo entre janeiro de 2012 e dezembro de 2020



Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da pesquisa.

Para analisar a estacionariedade das séries, foi realizado o teste de raiz unitária DF-GLS. Os resultados expostos na Tabela 1 revelam que para as duas séries temporais de preços, os valores calculados, em módulo, são maiores do que os valores críticos dos testes. Com isso, rejeita-se a hipótese nula de que as séries possuem raiz unitária, ou seja, as variáveis são estacionárias em nível.

Tabela 1 – Teste de raiz unitária DF-GLS

	DF-GLS	Valor Crítico (1%)	Valor Crítico (5%)	Valor Crítico (10%)
Interno	-4,993	-3,46	-2,93	-2,64
Externo	-5,236	-3,58	-3,03	-2,74

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da pesquisa.

De acordo com o teste DF-GLS, que confirma a não existência de raiz unitária, isto é, as séries são integradas de ordem zero, deve-se estimar um modelo VAR. Assim, o próximo passo é definir o número de lags do modelo VAR, que pode ser identificado pelo critério Hannan-Quinn, Akaike e Schwarz, em que o asterisco (*) sinaliza a defasagem ótima.

A Tabela 2 mostra que os critérios de Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ) e erro final de previsão (FPE) apontam para duas defasagens, enquanto apenas o critério de Schwarz (SC) aponta para uma defasagem. Desse modo, opta-se pela primeira norma, pois conforme os resultados obtidos, a maioria dos critérios indicou para duas defasagens.

Tabela 2 – Definição do número de defasagens do modelo VAR

Lag	AIC	HQ	SC	FPE
1	-7,06619	-7,00255	-6,90891*	0,00085
2	-7,11007*	-7,00402*	-6,84794	0,00081*
3	-7,07183	-6,92334	-6,70485	0,00085
4	-7,04534	-6,85443	-6,57350	0,00087

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da pesquisa.

Nota: (*) Valor mínimo de cada critério, utilizado na escolha do número de defasagens.

Após a escolha do número de defasagens, estima-se o modelo VAR. Os resultados do VAR, mostrados na Tabela 3, permitem concluir se existe influência do preço de um mercado sobre o outro com até dois períodos anteriores, ou seja, duas defasagens.

A princípio, percebe-se que a variável correspondente ao mercado interno sofre influência apenas de si próprio, dada a significância dos valores na primeira e segunda defasagem. Com base ainda nos dados da Tabela 3, as variáveis que apresentam significância na explicação do comportamento dos preços da manga brasileira são INTERNO (-1) e INTERNO (-2). Verifica-se que o preço do mercado interno atual é explicado pelos preços com um e dois períodos anteriores, de forma que o preço atual é influenciado positivamente pelo preço defasado em um período e recebe influência negativa de seu preço defasado em dois períodos.

No que se refere ao preço do mercado externo, este é explicado tanto por seus preços, como pelo mercado interno, tendo em vista a significância dos valores. As variáveis EXTERNO (-2), INTERNO (-1) e INTERNO (-2) apresentam significância na explicação do comportamento do preço do mercado externo. Segundo os resultados apresentados na Tabela 3, o preço do mercado externo atual é influenciado positivamente pelo preço do mercado interno e do mercado externo, defasado em um período. Já o preço do mercado interno defasado em dois períodos influencia negativamente o preço do mercado externo.

Para analisar a estabilidade do modelo VAR, é necessário avaliar se todas as raízes são, em módulo, menores do que um, ou seja, se os autovalores são menores do que um. Esse diagnóstico

é utilizado como forma de comprovação da estacionariedade das séries. Diante disso, os resultados para o referido modelo, exposto na Tabela 3, confirmam as condições de estabilidade.

Tabela 3 – Resultados do modelo VAR estimado com as séries de preços dos mercados interno e externo

	INTERNO	EXTERNO
INTERNO (-1)	1,0271*** (0,1000)	0,9970*** (0,0336)
INTERNO (-2)	-0,4744** (0,2377)	-0,6217*** (0,0799)
EXTERNO (-1)	0,0679 (0,2412)	0,7017*** (0,0811)
EXTERNO (-2)	0,0727 (0,1008)	0,0027 (0,0339)
CONSTANTE	0,2678 0,2918*** (0,0810)	-0,0115 (0,0272)

Raízes do Polinômio Característico: 0,8007 e 0,4525

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da pesquisa.

Nota: Níveis de significância: *** 1%, ** 5% e * 10%. Os valores entre parênteses correspondem ao valor do erro do coeficiente.

A Tabela 4 apresenta alguns testes realizados para analisar os resíduos do modelo VAR. Para o teste de normalidade dos resíduos, rejeita-se a hipótese nula, dessa forma eles não seguem uma distribuição normal. Conforme o teste Portmanteau, não há autocorrelação nos resíduos da regressão, pois o teste obteve um valor de probabilidade maior que o valor crítico de 1%. O teste LM obteve valor de 0,02, sendo este maior do que o valor crítico de 1%, assim, não se rejeita a hipótese nula de que os resíduos são homocedásticos.

Tabela 4 – Diagnósticos dos resíduos do modelo VAR

Testes	Qui-quadrado	P-Valor
Jarque-Bera	26	0,0
LM	140	0,02
Portmanteau	37	0,7

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da pesquisa.

Após as estimações do modelo VAR, é realizado o teste de causalidade de Granger. A Tabela 5 apresenta os resultados do teste, em que se rejeita a hipótese nula de que INTERNO não causa EXTERNO. Com base nesse resultado, tem-se que o preço da manga do mercado interno ajuda a prever valores futuros do preço da manga para o mercado externo, para algum horizonte de tempo.

Porém, já na segunda linha da Tabela 5, conforme o valor de probabilidade, há a não rejeição da hipótese nula. Desse modo, EXTERNO não causa, no sentido de Granger, o INTERNO, isto é, o preço da manga para o mercado externo não ajuda a prever os preços para a manga do mercado interno, para algum período.

Tabela 5 – Teste de causalidade de Granger

Hipóteses nulas	Obs	Estatística- F	Probabilidade
INTERNO não Granger causa EXTERNO	108	307	2e-16
EXTERNO não Granger causa INTERNO	108	0.35	0.8

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da pesquisa.

5.1 Análise da decomposição da variância

A Tabela 6 mostra a decomposição da variância de preços dos mercados em análise. Mediante a decomposição da variância, é possível saber o quanto as alterações nos preços de um mercado, em dado período, podem explicar em percentual as variações dos preços de um outro mercado. Como visto na estimação do modelo VAR, os preços do mercado interno não sofrem influência do mercado externo. Tal informação é legitimada tanto no teste de causalidade de Granger, visto anteriormente, como no estudo da decomposição da variância do mercado interno, exposto na Tabela 6, em que no primeiro mês o preço do mercado interno sofre apenas influência dele mesmo; no decorrer dos outros meses, o preço do mercado interno brasileiro é influenciado apenas em cerca de 1% pelo preço do mercado externo. Já o preço do mercado externo é bastante influenciado pelo preço do mercado interno. Conforme apresentado na Tabela 7, a partir do terceiro mês, cerca de 92% das alterações no preço do mercado externo são explicadas por variações do preço do mercado interno.

Tabela 6 – Decomposição da variância do mercado interno e mercado externo

Período	Decomposição do Mercado Interno		Decomposição do Mercado Externo	
	INTERNO	EXTERNO	INTERNO	EXTERNO
1	1,0000	0,0000	0,0245	0,9754
2	0,9998	0,0002	0,8670	0,1330
3	0,9982	0,0018	0,9219	0,0781
4	0,9956	0,0044	0,9285	0,0715
5	0,9932	0,0068	0,9259	0,0742
6	0,9914	0,0086	0,9221	0,0779
7	0,9903	0,0097	0,9194	0,0806
8	0,9897	0,0103	0,9177	0,0823
9	0,9893	0,0107	0,9167	0,0834
10	0,9890	0,0109	0,9160	0,0840
11	0,9888	0,0112	0,9157	0,0843
12	0,9887	0,0113	0,9154	0,0846

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da pesquisa.

O fato de o preço da manga para a exportação ser afetado pelo preço do mercado interno se justifica devido ao grande volume de manga comercializado no mercado interno brasileiro, em que, mesmo com o aumento significativo das exportações, grande parte da produção da fruta ainda é destinada ao mercado interno.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo buscou analisar a existência de transmissão de preço da manga Palmer destinada ao mercado interno brasileiro e ao mercado externo (União Europeia), entre os anos de 2012 e 2020. O objetivo principal foi mostrar a influência que um mercado exerce sobre o outro, por meio da estimação do modelo VAR com a decomposição da variância e teste de causalidade de Granger.

Os resultados das estimações do modelo VAR indicam que os preços do mercado interno não sofrem influência do preço do mercado externo. Entretanto, o preço do mercado externo é influenciado pelo mercado interno. Esses resultados são confirmados com o teste de causalidade de Granger, uma vez que apenas o mercado interno causa, no sentido de Granger o mercado externo. Por meio da decomposição da variância, foi também possível verificar que variações do preço externo são muito mais explicadas por alterações do preço interno e que o contrário é pouco relevante.

Dessa forma, é o mercado interno que atua como formador de preços, ou seja, o mercado interno tem comportamento de líder na cadeia. É muito comum os produtores buscarem informações sobre períodos de aumento de exportações buscando identificar possibilidade de aumento de preços no mercado interno. A lógica seria que o aumento dos envios reduziria os volumes domésticos e isso faria os preços subirem. Contudo, as análises mostraram que os preços refletem na realidade as condições do mercado interno. Se a oferta for muito maior do que a demanda doméstica, os preços irão cair e, mesmo que se tenha mais exportações, não devem ter aumento importante. Sugere-se que isso reflete a diferença entre os montantes diferentes de produção que ficam no mercado interno (a maior parte) e o que se exporta (uma menor parcela do que é colhido).

Dada a significância dos preços do mercado interno na formação de preços para o mercado externo, sugere-se a trabalhos posteriores estudos sobre transmissão de preços de manga sob uma ótica interna, ou seja, analisar a existência de transmissão de preços entre os principais estados produtores da manga brasileira. Isso possibilitará a definição dos principais estados formadores de preços da manga para o mercado interno e suas influências diretas na produção e comercialização do produto.

REFERÊNCIAS

- ADAMI, Andréia Cristina de Oliveira; MIRANDA, Silvia Helena Galvão de. Transmissão de preços e cointegração no mercado brasileiro de arroz. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 49, n. 1, p. 55-80, 2011.
- AGUIAR, Danilo R. D. A questão da transmissão de preços agrícolas. **Revista de economia e sociologia rural**, v. 31, n. 4, p. 291-308, 2020.
- BARROS, G. S. A. C.; FONTANA, F. C. O porquê da elevação dos preços agropecuários. **Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada**, CEPEA. Piracicaba, São Paulo, 2007.
- BARROS, G. S. A. C. Effects of international shocks and domestic macroeconomic policies upon Brazilian agriculture. **Agricultural Economics**, v. 7, n. 3-4, p. 317-329, 1992.
- BUENO, R. L. da S. **Econometria de séries temporais**. [SI]: Cengage, 2011.
- CARNEIRO, Francisco Galvão. **A metodologia dos testes de causalidade em economia**. Brasília: Departamento de Economia, Universidade de Brasília. Texto didático, 1997.
- GRANGER, Clive W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 424-438, 1969.
- GREENE, William H. **Econometric analysis**. Pearson Education India, 2003.
- KINNUCAN, Henry W.; FORKER, Olan D. Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products. **American journal of agricultural economics**, v. 69, n. 2, p. 285-292, 1987.
- LIMA, João Ricardo F.; SALES SILVA, Juliana de; BARBOSA SANTOS, Ramon Kieveer. Comportamento dos preços da manga exportada do Brasil: 2004-2012. **Organizações Rurais e Agroindustriais/Rural and Agro-Industrial Organizations**, v. 15, n. 1511-2017-1795, p. 370-380, 2013.

MAYORGA, Rodrigo de Oliveira *et al.* Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 45, n. 3, p. 675-704, 2007.

MUNDLAK, Yair; LARSON, Donald F. On the transmission of world agricultural prices. **The World bank economic review**, v. 6, n. 3, p. 399-422, 1992.

ORTEGA, Antônio César; SOBEL, Tiago Farias. Desenvolvimento territorial e perímetros irrigados: avaliação das políticas governamentais implantadas nos perímetros irrigados Bebedouro e Nilo Coelho em Petrolina (PE). **Planejamento e políticas públicas**, v. 2, n. 35, 2010.

PALASKAS, Theodosios B. Statistical analysis of price transmission in the European Union. **Journal of Agricultural Economics**, v. 46, n. 1, p. 61-69, 1995.

SANJUÁN, Ana I.; GIL, José M. Price transmission analysis: a flexible methodological approach applied to European Hog Markets, **European Regional Science Association**, 1998.

SANTOS, Elisandra dos *et al.* **Análise das inter-relações empíricas entre variáveis macroeconômicas e taxas ocupacionais com indicadores previdenciários**. Santa Maria: SiB-UFSM, 2011.

SANTOS, Vladimir Faria dos *et al.* Análise do preço do milho nos mercados externo e interno. **Revista de Política Agrícola**, v. 16, n. 3, p. 76-84, 2007.

SANTOS, Nágela Bueno dos; DALLEMOLE, Dilamar; MANSO, José Ramos Pires. Análise da transmissão de preços nos mercados de boi gordo, milho e soja de Mato Grosso. **Economia & Região**, v. 5, n. 2, p. 7-21, 2018.

SÁ, I. B. *et al.* Caracterização ambiental do Vale do Submédio São Francisco. **Embrapa Semiárido-Capítulo em livro técnico (INFOTECA-E)**, 2009.

SIMS, Christopher A. Money, income, and causality. **The American economic review**, v. 62, n. 4, p. 540-552, 1972.

SILVA FILHO, O. C. da; FRASCAROLI, Bruno Ferreira; MAIA, Sinézio Fernandes. Transmissão de preços no mercado internacional da soja: uma abordagem pelos modelos ARMAX e VAR. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, XXXIII, 2005.

SOUZA, S. F. *et al.* Transmissão de preços da manga brasileira entre os mercados interno, americano e europeu. **Embrapa Semiárido-Artigo em anais de congresso (ALICE)**, 2018.

SOUZA, S. F. *et al.* Análise dos preços da manga do Vale do São Francisco nos mercados interno e externo: um estudo de séries temporais para o Brasil, Estados Unidos e União Européia (2003-2013). **Embrapa Semiárido-Artigo em anais de congresso (ALICE)**, 2013.

SOUZA, S. F. *et al.* Mecanismos de transmissão de preços entre os mercados domésticos e externo: uma análise sobre as exportações brasileiras de manga entre 2003 e 2013. **Embrapa Semiárido-Artigo em periódico indexado (ALICE)**, 2016.

SOUZA, S. F. *et al.* Mecanismos de transmissão de preços: uma análise sobre as exportações brasileiras de manga. *In*: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 53., 2015, João Pessoa. **Anais... João Pessoa: SOBER**, 2015. p. 1-20