

Causalidade de preços do feijão de cor no Paraná¹

Cármem Ozana de Melo²
Gerson Henrique da Silva³
Maura Seiko Tsutsui Esperancini⁴

Resumo – O feijão, produto de larga aceitação pelo consumidor, é destaque na economia brasileira e paranaense, sendo importante alternativa para pequenos produtores. O objetivo deste estudo é verificar o sentido da causalidade de preços do feijão entre os níveis de mercado no Paraná, de janeiro de 2005 a abril de 2015, por meio do teste de causalidade de Granger. Os resultados obtidos permitem considerar que no mercado de feijão os preços oscilam para os três segmentos e que é o atacado, principalmente, que inicia ou causa as alterações dos preços.

Palavras-chave: agronegócio, comercialização agrícola, economia agrícola.

Causality of the prices of beans in the state of Paraná

Abstract – Beans are a product with a lot of highlight in the economy of Paraná and Brazil, being an important alternative choice for smaller producers, besides the large acceptance by the consumer. Given its importance, it is aimed on this study to verify the sense of causality of the prices of beans between distinct levels of market in the state of Paraná, on the period from 2005 to 2015, through the application of Granger's Test of Causality. The collected results may allow the consideration that the beans market shows oscillations of prices for the three segments and that it is mainly the wholesale that tends to initiate or cause the changes on prices.

Keywords: agribusiness, agricultural commercialization, agricultural economy.

Introdução

O feijão se destaca entre os produtos agrícolas para a alimentação humana. Seu cultivo é difundido em todo o território nacional – de subsistência em pequenas propriedades, mas também em sistemas de produção com adoção de tecnologias como a irrigação. O produto tem

ampla adaptação edafoclimática, o que permite seu cultivo durante todo o ano, em quase todos os estados, e possibilita constante oferta (SALVADOR, 2014).

A produção brasileira de feijão tem destaque no cenário mundial. De 2007 a 2012, segundo Salvador (2014), a produção média

¹ Original recebido em 4/8/2015 e aprovado em 9/12/2015.

² Economista, doutora em Agronomia/Energia na Agricultura, professora adjunta da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste). E-mail: carmem.melo@unioeste.br

³ Economista, doutor em Agronomia/Energia na Agricultura, professor adjunto da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste). E-mail: gerson.silva@unioeste.br

⁴ Engenheira-agrônoma, doutora em Economia, professora da Universidade Estadual Paulista (Unesp). E-mail: maura@fca.unesp.br.

anual do País foi de 3,25 milhões de toneladas, aproximadamente 15% da produção mundial. Nesse período, os nove principais produtores de feijão responderam por mais de 70% da produção mundial, estimada em 22,11 milhões de toneladas/ano. Além do Brasil, destacaram-se: Índia, com participação média de 17% na produção mundial; Mianmar, 15%; China, 8%; Estados Unidos, 5%; México e Tanzânia 4%; Kenya e Uganda, com 2% (SALVADOR, 2014).

No mercado interno, dados da Conab (INDICADORES..., 2015) apontam para um relativo equilíbrio entre oferta e consumo do produto nas safras de 2010–2011 a 2014–2015. Na safra 2010–2011, para a produção de 3,73 milhões de toneladas, o consumo foi de 3,60 milhões de toneladas. Nas safras 2011–2012 e 2012–2013, a produção ficou abaixo do consumo: produção de 2,92 milhões de toneladas e consumo de 3,50 milhões de toneladas; e produção de 2,81 milhões de toneladas e consumo de 3,32 milhões de toneladas, respectivamente. As duas safras seguintes registraram aumentos de produção e de consumo: produção de 3,45 milhões de toneladas em 2013–2014 e de 3,41 milhões de toneladas em 2014–2015 – em ambas, o consumo foi de 3,35 milhões de toneladas (INDICADORES..., 2015).

Segundo o Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento (Mapa), existem aproximadamente 40 tipos de feijão, entre eles o carioca, o preto, o caupi e o rajado. Os tipos classificados genericamente como carioca (ou de cor) têm aceitação praticamente em todo o Brasil – 52% da área cultivada é semeada com esse tipo. O feijão preto tem maior consumo no Rio Grande do Sul, sul e leste do Paraná, Rio de Janeiro, sudeste de Minas Gerais e sul do Espírito Santo, sendo plantado em 21% da área produtora. O feijão-caupi é mais aceito nas regiões Norte e Nordeste e ocupa 9,5% da área cultivada (BRASIL, 2015).

De 2007 a 2014, Paraná, Minas Gerais e São Paulo, juntos, responderam por 50% da produção nacional – destaque para o Paraná,

cujas participação foi de 23% do total nacional (SALVADOR, 2014).

No Paraná, o feijão ocupa o quarto lugar em área plantada, cultivada principalmente em pequenos e médios estabelecimentos. É alternativa para o pequeno produtor, sendo grande demandadora de mão de obra, tanto familiar quanto contratada. Destaca-se, portanto, como fonte de emprego e renda no campo (SILVA, 2011).

Segundo Manfio (2005), não se dispõe de dados precisos acerca da distribuição da produção entre feijão preto e de cor. Mas o Departamento de Economia Rural (Deral) da Secretaria da Agricultura e do Abastecimento do Paraná (Seab) estima que na safra 2003–2004 54% da produção foi de feijão preto e 46% de feijão de cor. O autor aponta que do total produzido no estado no período de três safras, cerca de 32% foi consumido no próprio estado. O restante foi para os principais mercados do Rio de Janeiro e do Rio Grande do Sul – para o feijão preto – e de São Paulo – para o feijão de cor.

Em termos de participação no valor da produção agropecuária no estado, a renda bruta do feijão em 2012 foi de R\$ 1,34 bilhão, o que representou 2% do Valor Bruto da Produção (VBP) agropecuária do Paraná. Em comparação com outros grãos, o feijão ficou na 3ª colocação, atrás da soja e do milho (PARANÁ, 2015b). Em 2013, segundo Salvador (2014), o valor da produção do feijão foi da ordem de R\$ 1,72 bilhão, e sua participação no total do VPB passou a 3%, mantendo-se na terceira colocação.

No estado, o plantio do feijão é distribuído ao longo do ano em três safras. A primeira – “das águas” – é a de maior área de cultivo, com plantio de agosto a novembro. Essa safra representou, em média, 57% da produção paranaense de 2007 a 2010. Para a segunda e terceira safras, os valores são 42% e 1%, respectivamente (SALVADOR, 2010).

Segundo Silva (2011, p. 38),

O Paraná apresenta vocação indiscutível para a exploração do feijão. Grandes transformações estão ocorrendo com a cultura, safra

após safra observa-se aumento na produtividade média, que saiu de patamares entre 600 e 700 kg/ha para 900 a 1.100 kg/ha, o que revela uma maior adoção de tecnologia, com especialização do produtor de feijão em várias regiões do estado, nos chamados bolsões de tecnologia.

Quanto à comercialização do produto, Ferreira (2001) aponta muitas características que contribuem para dificultá-la: a rápida perda de qualidade; a abrangência geográfica e temporal da produção; a dispersão geográfica das regiões produtoras, que provoca elevado nível de circulação do produto, com reflexos nos custos de transportes; as dificuldades técnicas para armazenamento; a grande variedade de feijões consumidos; as preferências regionais; as mudanças de hábito alimentar da população; as condições climáticas que afetam a quantidade e a qualidade do produto ofertado; a variação do consumo per capita em diferentes épocas; o artifício dos intermediários e varejistas de baratarem o preço final da mercadoria, comercializando produtos de menor qualidade quando os preços do feijão atingem níveis elevados.

Nesse sentido, estudo de Assunção e Wander (2015) confirma a existência de tais custos e aponta que eles estão relacionados principalmente aos custos do frete. Os autores analisam oito importantes mercados produtores brasileiros e indicam que os custos de transação relacionados ao frete do produto espelham o fato de que os mercados consumidores podem estar distantes dos locais de produção.

Tal preocupação também é observada no trabalho de Cunha e Wander (2014), que, ao analisar o mercado do feijão seco no Estado de São Paulo, constatam a existência de assimetria na transmissão de preços entre os segmentos de mercado – produtor, atacado e varejo. Os autores apontam que tal fato pode ser explicado por falhas de coordenação, comportamento oportunista dos agricultores e intermediários e assimetria de informações entre os intervenientes da cadeia. Nesse contexto, surgem dúvidas e inseguranças e, assim, é importante conhecer

as relações entre os preços nos vários níveis comercializados, pois isso permite previsões mais seguras e possibilita inferir sobre a eficiência do mercado, o que dá aos agentes do setor subsídios para tomadas de decisão.

De acordo com Hoffmann et al. (1981), uma das funções da comercialização – classificada como função facilitadora ou complementar – é a pesquisa de comercialização, que envolve coleta, registro e análise de dados sobre os problemas relativos à transferência e à venda de mercadorias e serviços do produtor ao consumidor. Sua finalidade é analisar os mercados para possibilitar a tomada de decisão correta no processo de comercialização. Ainda de acordo com Marques e Aguiar (1993), no estudo da comercialização, além da intensidade com que variações de preços são transmitidas para os níveis de mercado, é necessário conhecer a origem de tais oscilações, e o sentido em que ocorrem, para que se possa inferir como funciona a comercialização agrícola.

Assim, dada a importância da produção paranaense no contexto nacional, e sua relevância na economia local, o objetivo deste estudo é verificar o sentido da causalidade de preços do feijão entre os níveis de mercado no Paraná de janeiro de 2005 a abril de 2015.

Metodologia

Área de estudo e fontes dos dados

Nesta pesquisa, os dados usados são os preços do feijão de cor, praticados nos níveis de mercado produtor, atacado e varejo, disponibilizados pelo Departamento de Economia Rural da Secretaria da Agricultura e do Abastecimento do Paraná (PARANÁ, 2015a). O Deral divulga também séries de preços mensais do feijão preto.

Justifica-se a opção pelo estudo do feijão de cor por causa de sua maior aceitação pelo consumidor brasileiro e pela maior área cultivada em termos nacionais (BRASIL, 2015), além do fato de que, como apontado por Manfio (2005),

não há disponibilidade de dados precisos que discriminem separadamente a produção estacional de cada classe do produto.

Para a análise dos três segmentos, procedeu-se à conversão da medida do produto em unidades de 1 kg. Os valores foram corrigidos para abril de 2015, pelo IGP-DI⁵, da Fundação Getúlio Vargas (2015).

Causalidade de preços

Para a análise da causalidade e detecção do sentido ou de que segmento inicia a alteração dos preços, foi usado o teste de causalidade de Granger.

Contudo, preliminarmente foram feitos testes de estacionariedade da série, por meio do teste de raiz unitária. Além disso, foi necessário determinar o número de defasagens a ser considerado.

A escolha do número de defasagens foi feita pelo critério SC de Schwarz, que consiste em minimizar a seguinte função (HILL et al., 2003):

$$SC = \ln \frac{SQE_n}{T - N} + \frac{(n + 2) \ln(T - N)}{T - N} \quad (1)$$

em que:

SQE = soma de quadrado dos resíduos.

n = tamanho da defasagem.

N = defasagem máxima.

T = número de observações.

Segundo Gujarati (2000), embora a análise de regressão trabalhe com a dependência de uma variável em relação a outras, isso não implica, necessariamente, uma relação de causalidade. Em outras palavras, uma relação estatística, por si, não pode implicar uma relação de causa entre as variáveis.

Nesse sentido, o teste proposto por Granger permite detectar, estatisticamente, a direção de causalidade (relação de causa e efeito) quando houver temporalmente uma relação líder-defasagem entre duas variáveis.

O teste de causalidade de Granger considera que as informações relevantes para previsão das respectivas variáveis estejam contidas exclusivamente nos dados de séries temporais dessas variáveis. Utilizando como exemplo as variáveis X e Y , esse teste envolve a estimativa das seguintes regressões:

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t-j} + u_{1t} \quad (2)$$

e

$$Y_t = \sum_{j=1}^m \delta_j Y_{t-j} + \sum_{i=1}^m \lambda_i X_{t-i} + u_{2t} \quad (3)$$

Supõe-se que as perturbações u_{1t} e u_{2t} não são correlacionadas.

O teste de Durbin-Watson (DW) mostrará se existe autocorrelação serial entre os resíduos.

Com base nos modelos restritos e irrestritos estimados, para verificar o sentido da causalidade é necessário realizar o teste F (SANTANA, 2003). As hipóteses testadas são

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_j = 0$$

e

$$H_a: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \dots \neq \beta_j \neq 0 \quad (4)$$

A equação 2 postula que X atual se relaciona com seus valores passados e com os valores defasados de Y . Para testar essa hipótese, aplica-se o teste F:

⁵ Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna.

$$F = \frac{\frac{(SQE_R - SQE_{IR})}{(q - p)}}{\frac{SQE_{IR}}{(n - q)}} \quad (5)$$

em que:

SQE_R = soma dos quadrados dos resíduos da regressão com restrição.

SQE_{IR} = soma dos quadrados dos resíduos da regressão sem restrição.

q = número de parâmetros estimados na regressão sem restrição.

p = número de parâmetros estimados na regressão com restrição.

n = número total de observações.

Se o valor calculado de F exceder o valor crítico de F tabelado, em um nível escolhido de significância, rejeita-se a hipótese nula, indicando que os termos defasados de Y pertencem à regressão.

Se a hipótese para a equação 2 for rejeitada, mas não para a equação 3, então existem condições necessárias e suficientes para estabelecer causalidade de Y para X ($Y \rightarrow X$). Caso ocorresse o contrário, ou seja, não fosse rejeitada a hipótese para a equação 2 e fosse rejeitada para a equação 3, então o sentido da causalidade seria de X para Y ($X \rightarrow Y$). A rejeição das duas hipóteses, equações 2 e 3, indica relação bi-causal. A não rejeição de ambas implica ausência de causalidade entre as variáveis X e Y .

As equações referentes ao teste de causalidade foram estimadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários com o uso do *Eviews 8* (IHS GLOBAL, 2010).

Resultados

Evolução dos preços

O comportamento dos preços do feijão de cor no Paraná, nos três segmentos de mercado, é mostrado nas Figuras 1, 2 e 3.

A Figura 1 mostra que o preço mais baixo recebido pelo produtor em todo o período, em valores constantes de abril de 2015, foi em setembro de 2014, R\$ 0,94/kg, cerca de 55 % abaixo da média (R\$ 2,10/kg).

A partir do segundo semestre de 2007 até o início de 2009, os preços ficaram bem acima da média do período – janeiro de 2008 registra o preço mais alto, R\$ 4,50/kg, mais do que o dobro da média.

No atacado, o pico de preço foi em dezembro de 2007, R\$ 7,57/kg (Figura 2), bem acima da média, que foi de R\$ 3,39. Esse pico é anterior ao pico do preço recebido pelo produtor, e próximo dele (janeiro de 2008). Já o menor valor é de agosto de 2006: R\$ 1,92/kg.

É interessante observar, quando se compararam os preços recebidos pelo produtor com os preços do atacado, que os desenhos do comportamento dos dois segmentos são parecidos, o que sugere que há transmissão de preços entre os segmentos.

No varejo, o pico de preços ocorre dois meses depois do pico do atacado, ou seja, em fevereiro de 2008: R\$ 8,54/kg – acima da média (R\$ 4,31). O menor valor ocorreu em maio de 2007 e foi de R\$ 2,57/kg, cerca de 40 % abaixo da média. Também nesse caso, é grande a distância entre a média e o preço máximo.

Os gráficos dos três segmentos mostram comportamentos semelhantes entre si, o que sugere que há reflexos diretos de variações de preços em um segmento quando num outro há mudança de tendência de preços. Assim, é importante visualizar o segmento que inicia o processo de mudança de preços.

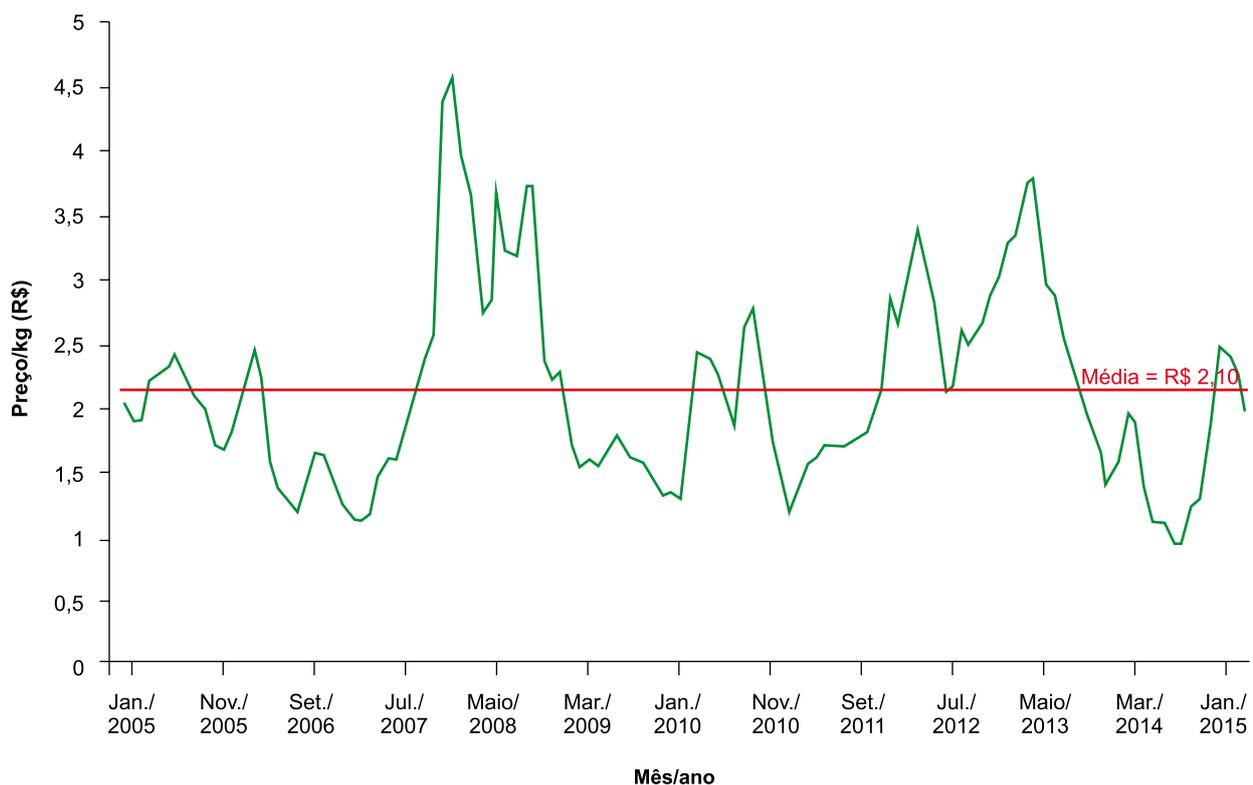


Figura 1. Preço mensal do feijão de cor recebido pelo produtor no Paraná, de janeiro de 2005 a abril de 2015, e média do período – em valores constantes de abril de 2015.

Causalidade de preços

Antes do teste de causalidade, verificou-se, pelo teste da raiz unitária, se as variáveis eram estacionárias, podendo constatar a estacionariedade no nível de 5% de significância. Foi adotado o número de duas defasagens, número relativamente baixo mas que condiz com as características de perecibilidade do produto, que deve ser comercializado rapidamente.

Manfio (2005), em estudo sobre feijão preto, usou uma defasagem. Aguiar e Figueiredo (2011), em estudos sobre alguns produtos agrícolas no mercado de São Paulo, usaram duas defasagens para o feijão.

A Tabela 1 mostra os resultados do teste de causalidade de Granger, estimado com duas defasagens. Em todas as hipóteses analisadas, as regressões nas formas restrita e irrestrita mostraram bom ajuste, com R^2 acima de 0,76 e F signi-

ficativo ($F_{calc} > F_{tab}$). O teste de Durbin Watson mostrou a não existência de autocorrelação nos resíduos, pois o valor de d , 1,912, está na área de aceitação de H_0 ($1,709 < d < 2,291$).

Cabe lembrar que, como ressaltam Gaio et al. (2005), a ideia básica do teste de causalidade de Granger é que se uma variável causa a outra, mudanças na primeira precedem variações na segunda, de modo que

[...] o fato de x causar y não quer dizer que y é efeito ou resultado de x . A causalidade de Granger mede a precedência da variável, as informações nelas contidas, não tendo, portanto, o sentido estrito de causalidade. (GAIO et al., 2005, p. 288).

Pela Tabela 1, há uma causalidade unidirecional entre o produtor e o atacado, ou seja, PP não causa PA, mas PA influencia o preço do produtor PP.

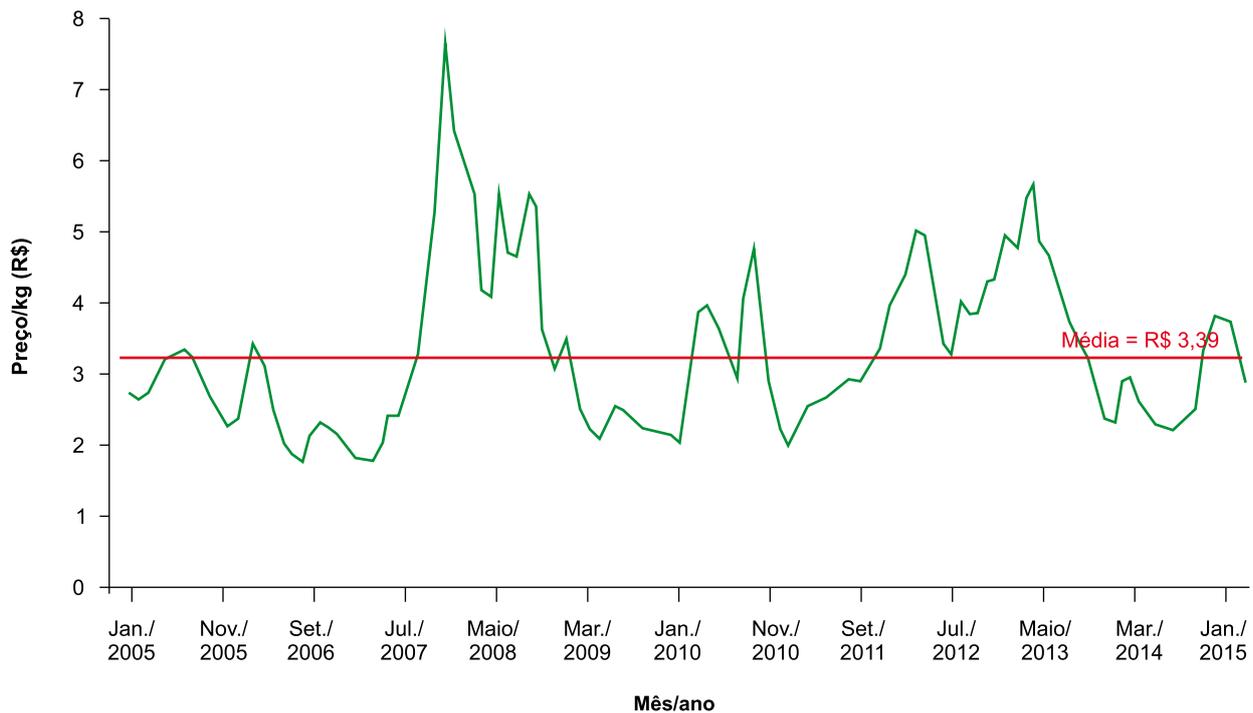


Figura 2. Preço mensal do feijão de cor no atacado no Paraná, de janeiro de 2005 a abril de 2015, e média do período – em valores constantes de abril de 2015.

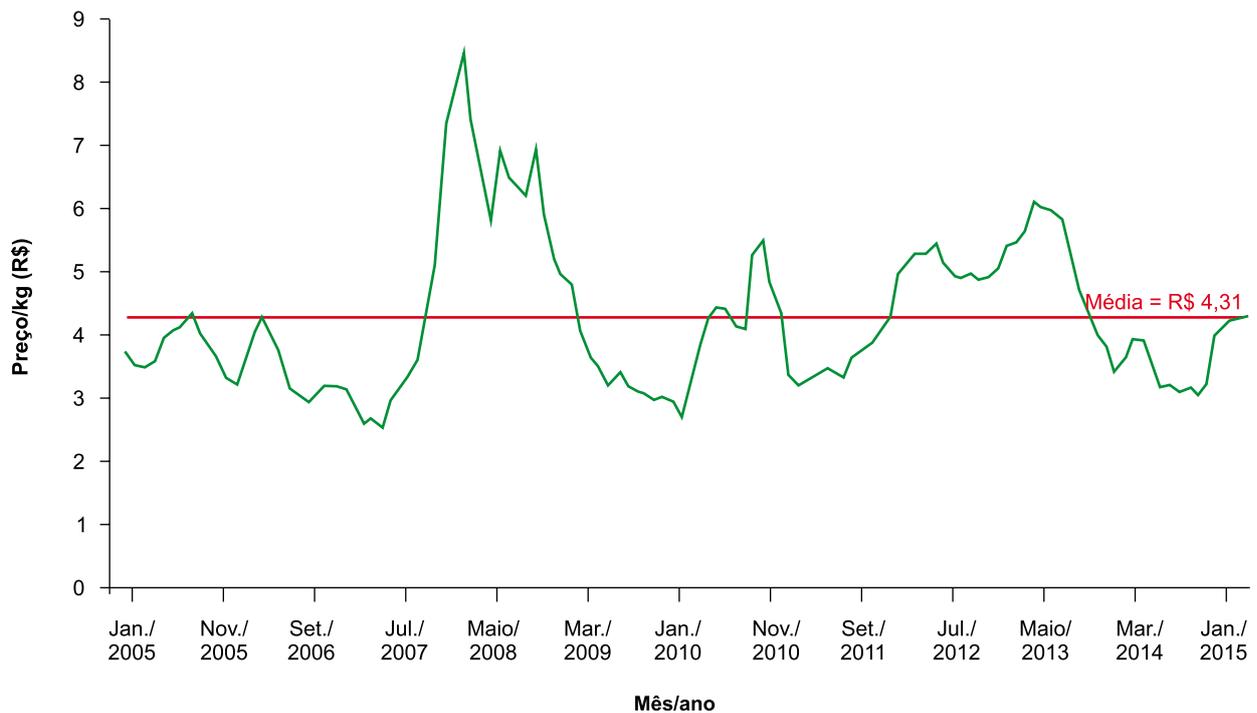


Figura 3. Preço mensal do feijão de cor no varejo no Paraná, de janeiro de 2005 a abril de 2015, e média do período – em valores constantes de abril de 2015.

Tabela 1. Teste de causalidade de Granger.

Hipótese nula	F estatístico	Probabilidade	Resultado
PP não causa, no sentido de Granger, PA	0,46091	0,6319	Não Rejeita
PA não causa, no sentido de Granger, PP	5,47438	0,0053	Rejeita
PV não causa, no sentido de Granger, PA	9,92267	0,0001	Rejeita
PA não causa, no sentido de Granger, PV	70,5926	8,0 E-21	Rejeita
PV não causa, no sentido de Granger, PP	1,04154	0,3562	Não rejeita
PP não causa, no sentido de Granger, PV	27,6469	1,0 E-10	Rejeita

Notas: PP = preço recebido pelo produtor; PA = preço do atacado; PV = preço do varejo; nível de confiança = 95% ($\alpha = 5\%$); F tab = 3,07.

Tal fato pode ser explicado pelo fato de o feijão ser produzido, geralmente, por grande número de produtores, em pequenas propriedades. Desse modo, individualmente, eles não têm poder de mercado, o que dificulta, ou não permite, que consigam influenciar ou iniciar o processo de variação do preço de comercialização.

A causalidade entre atacado e varejo é bidirecional: PA causa PV, que causa PA. Contudo, destaca-se que na relação de causalidade entre PV e PA, os valores de F estatístico e da probabilidade são bem próximos do valor de F tabelado, ao nível de 5% de probabilidade, encontrando-se no limite de rejeição da hipótese nula. Tal fato sugere que entre esses dois segmentos, o principal agente que influencia ou inicia a variação dos preços é o atacado – a maior concentração de agentes no atacado possibilita maior poder de mercado ao segmento.

Resultado semelhante aparece no trabalho de Manfio (2005). Esse autor conclui que os preços do feijão preto praticados no atacado precedem os preços no varejo no Paraná, de 1982 a 2004, a 1% de significância, com uma defasagem. Também no estudo de Aguiar e Figueiredo (2011), verifica-se o sentido de causalidade do atacado para o varejo no mercado do feijão em São Paulo, com duas defasagens.

Na causalidade entre produtor e varejo, há uma causalidade unidirecional: PP causa PV, mas PV não causa PP. Esse resultado aponta que problemas vivenciados pelo produtor podem gerar impactos para o consumidor final, uma vez

que em tal situação o produtor poderá iniciar o processo de variação dos preços que refletirá nos preços do varejo. Além disso, por outro ponto de vista, o resultado sugere a importância das informações dos preços de mercado final (ao consumidor) na disposição do produtor em investir na produção. Assim, expectativas de maiores ganhos, visualizadas em situações em que o preço do produto no varejo é alto, podem induzir o produtor a optar pelo cultivo do feijão.

Manfio (2005) também observa a existência da precedência do preço do produtor em relação ao preço do varejo:

[..] o produtor não interfere na formação do preço do intermediário, mas ele interfere na formação do preço no varejo, que também é influenciado pelo preço do atacado. Ou seja, antes do produto chegar ao setor varejista ele é processado pelo setor intermediário, adicionando os custos de comercialização que são repassados ao setor varejista (MANFIO, 2005, p.105).

De modo geral, os resultados de causalidade de preços obtidos mostram a importância do segmento atacado na formação e na variação dos preços do feijão, pois esse segmento influencia as mudanças dos preços recebidos pelo produtor e dos preços do varejo.

Conclusão

Os resultados da análise dos preços do feijão de cor no Paraná mostram que é principal-

mente o atacado que tende a iniciar ou causar as alterações dos preços, ou seja, é desse segmento a liderança no processo de comercialização. Isso pode estar ligado à estrutura de mercado na qual se insere cada nível ou segmento da cadeia. O atacado opera com grandes quantidades e sua estrutura é mais concentrada, enquanto produtor e varejo são pulverizados – desempenham papel menos ativo que o atacado.

Por isso, este estudo reforça que o setor necessita de políticas que minimizem os problemas gerados pela concentração de poder no processo de comercialização, o que normalmente acarreta imperfeições e perda de competitividade dos agentes envolvidos.

Referências

- AGUIAR, D. R. D.; FIGUEIREDO, A. M. Poder de mercado no varejo alimentar: uma análise usando os preços do estado de São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 49, n. 4, p. 967-990, out./dez. 2011. DOI: 10.1590/S0103-20032011000400007.
- ASSUNÇÃO, P. E. V.; WANDER, A. E. Transaction costs in beans market in Brazil. **Ciência Rural**, v. 45, n. 5, p. 933-938, May 2015. DOI: 10.1590/0103-8478cr20140725.
- BRASIL. Ministério da Agricultura. **Perfil do feijão no Brasil**. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/vegetal/culturas/feijao/saiba-mais>>. Acesso em: 28 set. 2015.
- CUNHA, C. A. da; WANDER, A. E. Asymmetry in farm-to-retail dry bean price transmission in São Paulo, Brazil. **Journal on Chain and Network Science**, v. 14, n. 1, p. 31-41, 2014. DOI: 10.3920/JCNS2014.0233.
- FERREIRA, C. M. **Comercialização do feijão no Brasil: 1990-99**. 2001. 145 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. Instituto Brasileiro de Economia. **Índice geral de preços – disponibilidade interna**. Disponível em: <<http://portalibre.fgv.br>>. Acesso em: 28 maio 2015.
- GAIO, L. E.; CASTRO JÚNIOR, L. G. de; OLIVEIRA, A. R. de. Causalidade e elasticidade na transmissão de preço do boi gordo entre regiões do Brasil e a Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F). **Organizações Rurais e Agroindustriais**, v. 7, n. 3, p. 282-297, set./dez. 2005.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 2000.
- HILL, R. C.; GRIFFITHS, W. E.; JUDGE, G. G. **Econometria**. 2. ed. São Paulo: Saraiva, 2003.
- HOFFMANN, R.; ENGLER, J. J. de C.; SERRANO, O.; THAME, A. C. de M.; NEVES, E. M. **Administração da empresa agrícola**. 3. ed. rev. São Paulo: Pioneira, 1981.
- IHS GLOBAL. **EViews 8 for Windows**. Version 8. Irvine, 2010. Disponível em: <http://www.eviews.com/general/about_us.html>. Acesso em: 20 jun. 2015.
- INDICADORES DA AGROPECUÁRIA. Brasília, DF: Conab, ano 24, n. 5, maio 2015. 96 p. Disponível em: <http://www.conab.gov.br/OlalaCMS/uploads/arquivos/15_06_09_15_39_58_revista_maio_2015_-_versao_finalizada_internet.pdf>. Acesso em: 22 jun. 2015.
- MANFIO, D. A. **Análise da transmissão de preços e margem de comercialização do feijão preto no Estado do Paraná, no período de 1982 a 2004**. 2005. 160 f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba.
- MARQUES, P. V.; AGUIAR, D. R. D. de. **Comercialização de produtos agrícolas**. São Paulo: Edusp, 1993.
- PARANÁ. Secretaria da Agricultura e do Abastecimento do Paraná. Departamento de Economia Rural. **Preços**. Disponível em: <<http://www.agricultura.pr.gov.br/modules/conteudo/conteudo.php?conteudo=195>>. Acesso em: 28 maio 2015a.
- PARANÁ. Secretaria da Agricultura e do Abastecimento. Departamento de Economia Rural. **Valor bruto da produção agrícola paranaense em 2012**. Disponível em: <http://www.agricultura.pr.gov.br/arquivos/File/deral/analise_12_01.pdf>. Acesso em: 20 jun. 2015b.
- SALVADOR, C. A. **Análise da conjuntura agropecuária safra 2010/11 – feijão**. 2010. Disponível em: <http://www.agricultura.pr.gov.br/arquivos/File/deral/Prognosticos/feijao_2010_11.pdf>. Acesso em: 20 jun. 2014.
- SALVADOR, C. A. **Feijão - análise da conjuntura agropecuária**. Curitiba: Departamento de Economia Rural, Secretaria de Agricultura e do Abastecimento, 2014.
- SANTANA, A. C. de. **Métodos quantitativos em economia: elementos e aplicações**. Belém, PA: Ufra, 2003.
- SILVA, G. M. B. da. **Feijão**. Disponível em: <<http://www.agricultura.pr.gov.br/arquivos/File/deral/cultur10.pdf>>. Acesso em: 24 mar. 2011.