

CAUSALIDADE E ELASTICIDADE DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS DO FEIJÃO NO ESTADO DO PARANÁ

Gerson Henrique da Silva¹
Cármem Ozana de Melo²
Maura Seiko Tsutsui Esperancini³

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo verificar o sentido da causalidade e a elasticidade de transmissão de preços do feijão entre os distintos níveis de mercado no estado do Paraná, no período de janeiro de 2000 a fevereiro de 2012. Os resultados obtidos permitem considerar que o mercado do feijão apresenta oscilações de preços para os três segmentos. Pelos resultados da causalidade, conclui-se que é principalmente o atacado que tende a iniciar ou causar as alterações nos preços. Em termos de elasticidade da transmissão de preços, verifica-se também que as relações onde aparece o segmento atacado revelam intensidades maiores, com resultados dos coeficientes maiores que a unidade.

PALAVRAS-CHAVE: Causalidade de preços; Transmissão de preços; Elasticidade.

1 INTRODUÇÃO

O cultivo do feijão é difundido em todo o território nacional, sendo reconhecido como de subsistência em pequenas propriedades, mas também cultivado 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 da federação, possibilitando constante oferta do produto no mercado (AGROMIL, 2004).

De acordo com Salvador (2011), o Brasil é o maior produtor mundial de feijões, respondendo por 17% da produção mundial. Em seguida está Mianmar, com 14% de participação e, em terceira colocação, está a Índia, com 12%.

Na produção nacional de feijão, na safra 2010/11, os três maiores produtores são o Paraná, Minas Gerais e São Paulo que, juntos, respondem em média por 47% da produção nacional, com destaque para o Paraná que participa em torno de 22% do total nacional (SALVADOR, 2011).

Na agricultura paranaense, a cultura do feijão ocupa o quarto lugar em área plantada, cultivada principalmente em pequenos e médios estabelecimentos, apresentando-se como alternativa para o pequeno produtor, sendo uma grande

¹ Doutor em Energia na Agricultura, UNIOESTE-Francisco Beltrão, ghsilva@unioeste.br

² Doutora em Energia na Agricultura, UNIOESTE-Francisco Beltrão, carozmelo@bol.com.br

³ Doutora em Economia, UNESP-Botucatu, maura@fca.unesp.br



demandadora de mão de obra, tanto familiar como contratada, destacando-se então como fonte de emprego e renda no campo (SILVA, 2011).

Em termos de participação no valor da produção agropecuária no estado, a renda bruta do feijão no período de 2005 a 2010 apresentou uma média de R\$ 954 milhões anuais, o que representou, em média, 2,8% do Valor Bruto da Produção Agropecuária do Paraná. Em comparação com outros grãos, o produto tem se mantido na 4ª colocação, ficando atrás da soja, do milho e do trigo (SEAB/DERAL, 2011).

No estado, o plantio do feijão está distribuído ao longo do ano, em três safras, sendo que a primeira (“das águas”) é a de maior área de cultivo com plantio de agosto a novembro. Esta primeira safra representou, em média, no período de 2007 a 2010, 57% da produção paranaense. A segunda safra apresentou participação anual média de 42% e, a terceira safra, 1% no total da produção do estado no período (SEAB/DERAL, 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”.

No que se refere à comercialização do produto, de acordo com a AGROMIL (2004), “a comercialização do feijão no mercado interno é muito instável devido a sua rápida perda de qualidade e à grande influência que exercem os atravessadores na formação do preço final do produto”.

Ferreira (2001) aponta que inúmeras características contribuem para dificultar as condições de comercialização do produto: a abrangência geográfica e temporal da produção e as frequentes importações do produto; a dispersão geográfica das regiões produtoras provocando um 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 no 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, a utilização do artifício dos intermediários e varejistas baratarem o preço final da mercadoria,



comercializando produtos de menor qualidade quando os preços do feijão atingem níveis elevados.

Neste contexto, surgem dúvidas e inseguranças para todos os segmentos envolvidos na cadeia produtiva do feijão. Desse modo, importante se faz conhecer as relações entre os preços nos diferentes níveis de mercado, pois isto permite previsões mais seguras sobre as variações de preços e possibilita inferir sobre a eficiência do mercado, permitindo aos agentes envolvidos no processo de comercialização subsídios às suas 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. Esta envolve a coleta, registro e análise de dados sobre os problemas relativos à transferência e venda de mercadorias e serviços do produtor ao consumidor. Sua finalidade é analisar objetivamente os mercados, possibilitando 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 diferentes níveis de mercado, necessário se faz conhecer a origem de tais oscilações bem como o sentido em que ocorrem, para que se possa inferir como funciona a comercialização agrícola.

Neste sentido, objetiva-se, neste estudo, verificar o sentido da causalidade e a elasticidade da transmissão de preços do feijão entre os distintos níveis de mercado no estado do Paraná, no período de janeiro de 2000 a fevereiro de 2012.

2 METODOLOGIA

2.1 Área de estudo e fontes dos dados

Os dados utilizados são os preços do feijão de cores, praticados nos níveis de mercado produtor (preços médios mensais recebidos pelo produtor no Paraná), atacado (preços médios mensais de atacado no Paraná) e varejo (preços médios mensais de varejo no Paraná), disponibilizados pelo Departamento de Economia Rural da Secretaria da Agricultura e do Abastecimento do Paraná (SEAB/DERAL). Para realizar as análises e comparações entre os três segmentos (produtor – atacado – varejo) procedeu-se à conversão da medida do produto em unidades equivalentes de 1 kg. Os valores



foram corrigidos para fevereiro de 2012, pelo IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas (FGV, 2012).

2.2 Causalidade de preços

Para a análise da causalidade e detecção do sentido ou qual o segmento que inicia a alteração nos preços, realizou-se o teste de causalidade de Granger com o *software* Eviews. Entretanto, antes foram feitos testes de estacionariedade da série. Foram feitas análise dos correlogramas e teste de raiz unitária. A escolha do número de defasagens foi feita considerando o critério de AIC de Akaike (HILL; GRIFFITHS E JUDGE, 2003).

Segundo Gujarati (2000), embora a análise de regressão trabalhe com a dependência de uma variável em relação a outras variáveis, não implica necessariamente, uma relação de causalidade. Em outras palavras, uma relação estatística, por si só, 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:

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

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

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

Há a necessidade de realizar-se o teste de existência ou não de autocorrelação serial entre os resíduos, utilizando-se o teste de Durbin-Watson (DW).



Com base nos modelos restritos e irrestritos estimados, para verificar o sentido da causalidade, faz-se necessário realizar o teste “F” (Santana, 2003). As hipóteses a serem testadas são:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_j = 0 \quad (3)$$

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

A equação (1) 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, o qual é dado pela equação (5) a seguir:

$$F = \frac{(SQR_R - SQR_{IR})/(q - p)}{SQR_{IR}/(n - q)} \quad (5)$$

em que:

SQR_R = soma dos quadrados do resíduos da regressão com restrição;

SQR_{IR} = soma dos quadrados do 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 (3) for rejeitada, e a da equação (4) não o for, têm-se 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 (3), e fosse rejeitada para a (4), o sentido da causalidade seria de X para Y ($X \rightarrow Y$). A rejeição das duas hipóteses, da equação (3) e da equação (4), indica relação bi-causal. Caso ambas as hipóteses, para (3) e (4), não forem rejeitadas, haverá 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 a utilização do *Eviews 5*.

2.3 Elasticidade de transmissão de preços

Segundo Barros e Aguiar (1989), para se calcular a elasticidade de transmissão de preços do mercado, supondo que o preço no mercado (Y) influencia o preço no mercado (X), usa-se a equação 11:

$$\eta_x = \frac{\frac{\partial X}{\partial Y}}{\frac{P_x}{P_y}} = \frac{\partial X}{\partial Y} \times \frac{P_y}{P_x} \quad (11)$$

η

onde:

η_x = elasticidade de transmissão de preços x/y;

∂X = variação de preços ao nível do mercado x;

∂Y = variação de preços ao nível do mercado y;

P_x = preços do produto ao nível do mercado x;

P_y = preços do produto ao nível do mercado y.

A elasticidade de transmissão de preços mede a intensidade da relação entre preços de diferentes níveis de mercado, podendo ser usada para prever o impacto de mudanças de preços em determinado segmento de mercado sobre os demais (TABOSA et al, 2004).

Havendo causalidade entre as variáveis, a elasticidade de transmissão de preços é definida pelo modelo econométrico (equação 12), em que os coeficientes são os próprios valores da elasticidade de transmissão.

$$\ln Px = \ln \alpha_0 + \alpha_1 \ln Py \quad (12)$$

Caso a elasticidade de transmissão for menor que 1, as variações de preços no segmento x serão menos que proporcionais que as variações de preços no segmento y. Se forem maior que 1, a transmissão será mais que proporcional.



Para a estimativa da elasticidade de transmissão de preços do feijão no estado do Paraná, nos segmentos produtor, atacado e varejo, as equações foram linearizadas e estimadas com a utilização do Eviews 5.

3 RESULTADOS

3.1 Evolução dos preços

O comportamento dos preços do feijão no estado do Paraná, nos três segmentos de mercado, pode ser visualizado através dos gráficos 1 a 3.

O Gráfico 1 permite verificar o ocorrido com o preço pago ao produtor no período de janeiro de 2000 a fevereiro de 2012. Observa-se aí períodos de alta seguidos de meses de queda de preços, sendo que de janeiro de 2000 a abril de 2003 há uma tendência de alta, considerando, contudo oscilações neste período. O preço mais baixo em todo o período, em valores constantes de fevereiro de 2012, foi em março/2007 (R\$0,91/kg), cerca de 54% abaixo da média do período.

A partir do segundo semestre de 2007 até o início de 2009, os preços estiveram bem acima da média do período, registrando-se neste intervalo o preço mais alto, observado em janeiro de 2008, da ordem de R\$ 3,69/kg (em valores constantes de fevereiro de 2012), mais que o dobro do preço médio do período (R\$1,67/kg).

Neste intervalo de tempo, observa-se que, (mesmo acima da média até janeiro de 2009), a partir de novembro de 2008 a tendência é de queda, fato que perdura até janeiro de 2010. Neste tendência de declínio, registrou-se preços abaixo da média entre fevereiro de 2009 a março de 2010.

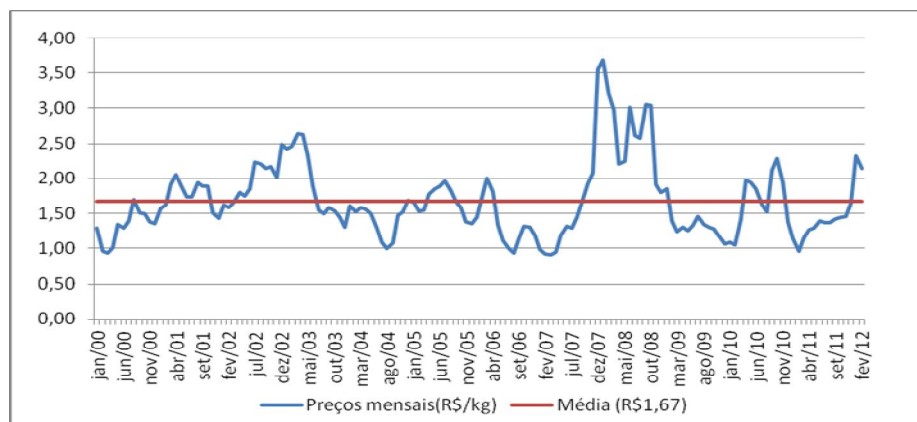


Gráfico 1 – Preço médio mensal do feijão recebido pelo produtor, no estado do Paraná, no período de janeiro/2000 a fevereiro de 2012 e média do período.

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: Valores corrigidos pelo IGP-DI (base fevereiro/2012)

De abril a novembro de 2010 (com exceção do mês de agosto) os preços estiveram acima da média, fato que se reverteu durante o ano de 2011, quando os preços se mantiveram abaixo de R\$1,67 (a preços constantes de fevereiro de 2012). Contudo, 2012 já teve início com preços acima da média, fato registrado tanto em janeiro quanto em fevereiro.

O segmento do atacado teve seu pico de preço em dezembro de 2007: R\$6,21/kg, acima da média do período, que foi de R\$2,58 (em valores constantes de fevereiro de 2012). Tal pico de preço no atacado é anterior e próximo ao pico verificado no preço recebido pelo produtor (que se deu em janeiro de 2008). Já o menor valor foi verificado em março de 2000, ficando em R\$1,49/kg. O Gráfico 2 mostra o comportamento dos preços no nível atacado.

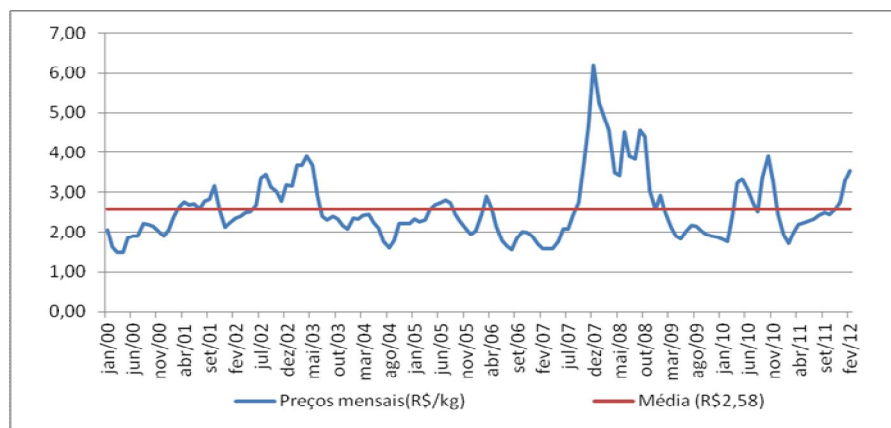


Gráfico 2 – Preço médio mensal do feijão do atacado no estado do Paraná, no período de janeiro/2000 a fevereiro/2012 e média do período.

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: Valores corrigidos pelo IGP-DI (base fevereiro/2012)

É interessante observar que ao comparar os preços recebidos pelo produtor e o preço do atacado, o maior e o menor valor dos dois segmentos são praticamente coincidentes no tempo. No caso dos menores preços observados, o fato da proximidade temporal se dá para produtor e varejo, sendo que o atacado o menor preço se deu em período distante dos demais. Com relação às dispersões em torno da média, tanto no segmento produtor quanto no atacado, o preço se distancia mais da média quando é máximo.

O comportamento dos preços no varejo pode ser analisado por meio do Gráfico 3.

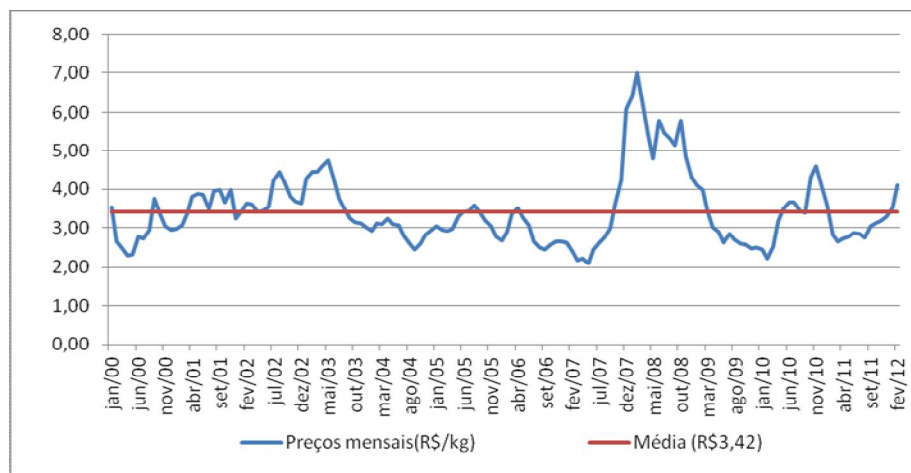


Gráfico 3 - Preço médio mensal do feijão no varejo, no estado do Paraná, no período de janeiro/2000 a fevereiro/2012 e média do período.

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: Valores corrigidos pelo IGP-DI (base fevereiro/2012)

Neste segmento, o pico de preços se dá no mês seguinte ao observado nos segmentos anteriores, ou seja, o maior preço observado (em valores constantes de fevereiro de 2012) foi em fevereiro de 2008: R\$7,00/kg (acima da média, que foi de R\$3,42) e o menor em maio de 2007: R\$2,11/kg (cerca de 62% abaixo da média observada no período). Também neste segmento do mercado, há um distanciamento maior da média em seu preço máximo.

É interessante observar pelos gráficos que com maiores ou menores intensidades e duração, os períodos de preços abaixo ou acima da média dos três segmentos de mercado são semelhantes, o que sugere que há reflexos diretos de variações de preços em um segmento quando outro muda a sua tendência de preços. Neste aspecto, torna-se então importante visualizar o segmento que inicia o processo de mudança de preços, bem como a intensidade da transmissão de preços entre os segmentos.

3.3 Causalidade de preços

Antes de realizar o teste de causalidade verificou-se se as variáveis estudadas eram estacionárias. Em todas as hipóteses analisadas (Tabela 3) as regressões nas formas restrita e irrestrita tiveram bom ajuste, com R^2 acima de 0,78 e F significativo ($F_{calc} > F_{tab}$). O teste de Durbin Watson mostrou a não

existência de autocorrelação nos resíduos, pois o valor de d encontrou-se na área de aceitação.

Os resultados do teste de causalidade de Granger, estimado com cinco defasagens, podem ser observados na Tabela 3.

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).

Tabela 3 – Teste de Causalidade de Granger

Hipótese nula	F estatístico	Probabilidade	Resultado
PP não causa, no sentido de Granger, PA	0,66761	0,64869	Não Rejeita
PA não causa, no sentido de Granger, PP	3,02787	0,01281	Rejeita
PV não causa, no sentido de Granger, PA	2,29908	0,04866	Rejeita
PA não causa, no sentido de Granger, PV	28,7312	1,5 E-19	Rejeita
PV não causa, no sentido de Granger, PP	0,71803	0,61101	Não rejeita
PP não causa, no sentido de Granger, PV	18,4184	8,5E-14	Rejeita

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: PP: preço recebido pelo produtor; PA: preço de atacado; PV: preço de varejo.

Nível de confiança 95% ($\alpha=5\%$). $F_{tab} = 2,18$.

Com base nos dados da Tabela 3, é possível concluir que há uma causalidade unidirecional entre o produtor e o atacado, ou seja, PP (preço do produtor) não causa PA (preço do atacado), mas o preço no atacado (PA) influencia o preço do produtor (PP), no sentido de Granger.

Tal fato pode ser explicado pelo fato de que a produção de feijão se dá, geralmente, por um número grande de produtores, que cultivam o produto em pequenas propriedades, de modo que, individualmente, não tem poder de mercado, o que dificulta ou mesmo não permite que consigam influenciar ou iniciar o processo de variação do preço da comercialização.

A causalidade entre atacado e varejo se dá de forma bidirecional: o atacado (PA) causa o varejo (PV), e o varejo (PV) causa o atacado (PA), no sentido de



Granger. Contudo, destaca-se aí que na relação de causalidade entre varejo (PV) e atacado (PA), os valores de F estatístico e da probabilidade são bem próximos ao valor de F tabelado, ao nível de 5% de probabilidade, encontrando-se no limite de rejeição da hipótese nula. Tal fato sugere que entre estes dois segmentos de mercado no processo de comercialização do feijão, o principal agente a influenciar ou iniciar a variação dos preços é o atacado, haja vista maior concentração de agentes neste segmento, o que possibilita maior poder de mercado.

No que se refere à causalidade entre produtor e varejo, é possível verificar uma causalidade unidirecional, do produtor para o varejo: PP causa PV, mas PV não causa PP, no sentido de Granger. Este 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 no preço do varejo. Ademais, por outro ponto de vista, o resultado sugere, ainda, a importância das informações dos preços de mercado final (ao consumidor) na disposição do produtor em investir na produção. Sendo assim, expectativas de maiores ganhos, visualizadas em situações nas quais o preço do produto no mercado de varejo apresentam-se altas, podem provocar no produtor a sensação de possibilidades de maiores ganhos, o que poderá induzi-lo a optar pelo cultivo do produto. Ao contrário, períodos de preços baixos no mercado varejista poderá levar o produtor rural ao desestímulo.

De modo geral, os resultados de causalidade de preços obtidos mostram a importância do segmento atacado, dentro da comercialização, na formação e variação dos preços do feijão, uma vez que este segmento influencia as mudanças tanto dos preços recebidos pelo produtor, quanto dos preços do varejo.

3.2 Elasticidade de transmissão de preços

Na Tabela 4 são apresentados os resultados dos coeficientes de elasticidade de transmissão de preços do feijão dos segmentos que causam, no sentido de Granger, variações nos preços, ou seja, aqueles que iniciam o processo de variação dos preços. Em todas as estimativas, as regressões tiveram bom ajuste, com R^2 acima de 0,76 e F significativo.

Os coeficientes representam a elasticidade de transmissão de preços, ou seja, a intensidade de transmissão da variação. De acordo com os resultados



obtidos, observa-se que uma variação de 1% no preço do atacado gera variação mais que proporcional no preço do produtor, da ordem de 1,02%.

Tabela 4 – Elasticidade de transmissão de preços do feijão no estado do Paraná

Variável Dependente	Variável Independente Coeficiente	Probabilidade	R ²
LNPP	LNPA = 1,018587	0,0000	0,916303
LNPV	LNPA = 0,768750	0,0000	0,788597
LNPA	LNPV = 1,025817	0,0000	0,788597
LNPV	LNPP = 0,710466	0,0000	0,762655

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: PP: preço recebido pelo produtor; PA: preço de atacado; PV: preço de varejo. Nível de confiança 95% ($\alpha=5\%$).

Já em relação ao preço do varejo, a variação no preço do atacado gera uma variação menos que proporcional no primeiro, ou seja, havendo variação de 1% no atacado, o reflexo no preço do varejo será da ordem de 0,77%.

A intensidade de transmissão de preço do varejo para o atacado se dá de forma mais intensa: percebe-se que uma variação do preço do varejo de 1% resultará em mudança de 1,03% no preço do atacado.

No que se refere à intensidade da variação entre o preço do produtor e o preço do varejo, verifica-se que alteração do preço do produtor reflete no preço do varejo menos que proporcionalmente: variação de 1% no preço do produtor gera alteração de 0,71% no preço do varejo.

Observa-se mais uma vez a importância do segmento atacado no processo de comercialização do feijão no estado do Paraná, uma vez que as relações nas quais estão envolvidas este segmento apresentam elasticidades maiores que a unidade, indicando comportamentos mais elásticos.

4 CONCLUSÃO

A análise dos preços do feijão, no estado do Paraná, permite visualizar o comportamento da variável ao longo do período focado, bem como o segmento que inicia o processo e a intensidade refletida nos demais segmentos.

Pelos resultados da causalidade, conclui-se que é principalmente o atacado que tende a iniciar ou causar as alterações nos preços. Isto pode estar ligado à estrutura de mercado na qual se insere cada nível ou segmento da



cadeia. O atacado opera com maiores quantidades, tendo uma estrutura mais concentrada, enquanto produtores e varejo são pulverizados. Neste sentido, no que se refere à causalidade, o presente estudo mostrou que o varejo e produtor apresentam um papel menos ativo que o atacado e que o atacado tende a iniciar ou causar as alterações nos preços.

Em termos de elasticidade da transmissão de preços, verifica-se também que as relações onde aparece o segmento atacado revelam intensidades maiores, com resultados dos coeficientes maiores que a unidade.

Finalmente, cabe ressaltar que dada a importância econômica e social do feijão na economia brasileira e paranaense, importante se faz a realização de pesquisas que abordem o tema, subsidiando a tomada de decisão por parte dos agentes envolvidos.

REFERÊNCIAS

AGROMIL. **Cultura do feijão.** Disponível em: <http://www.agromil.com.br/estagios.html>. Acesso em 20.fev.2010.

BARROS, G.S.C. e AGUIAR, D. R. D. Transmissão de preços de laranja entre os mercados externo e interno. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, 27(1), 1989.

FERREIRA, A M. **Comercialização do feijão no Brasil – 1990-99.** 2001. 162 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz/Universidade de São Paulo, Piracicaba.

FGV- Fundação Getúlio Vargas. Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna. Disponível em: <http://portalibre.fgv.br>. Acesso em 05.abr.2012.

GAIO, L.E; CASTRO JÚNIOR, L.G; OLIVEIRA, A.R. Causalidade e elasticidade na transmissão de preço do boi gordo entre regiões do Brasil e a Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F). **Organizações Rurais & Agroindustriais**. Lavras, v.7, n.3, p.282-297, 2005.

GUJARATI, D.N. **Econometria básica.** 3.ed. SP, Makron Books, 2000.

HILL, R.C.; GRIFFITHS, W.E.; JUDGE, G.G. **Econometria.** 2.ed. SP, Saraiva, 2003.

HOFFMANN, R. et al. **Administração da empresa agrícola.** 3.ed., SP, Pioneira, 1981.

MARQUES, P.V; AGUIAR, D.R. **Comercialização de produtos agrícolas.** SP, Edusp, 1993.

SEAB/DERAL - Secretaria de Agricultura e do Abastecimento do Paraná/Departamento de Economia Rural. **Análise da Conjuntura Agropecuária Safra 2010/11 – Feijão.** Curitiba, novembro, 2010.



SEAB/DERAL - Secretaria de Agricultura e do Abastecimento do Paraná/Departamento de Economia Rural. **Análise da Conjuntura Agropecuária Safra 2011/12 – Feijão**. Curitiba, outubro, 2011.

SEAB/DERAL - Secretaria de Agricultura e do Abastecimento do Paraná/Departamento de Economia Rural. Dados sobre preços médios mensais. Disponível em: <http://www.seab.pr.gov.br>. Acesso em 04.abr.2012.

SALVADOR, C. A. **Análise da Conjuntura Agropecuária Safra 2010/11 – Feijão**. Departamento de Economia Rural da Secretaria de Agricultura e do Abastecimento do Paraná. Curitiba, novembro, 2010.

SALVADOR, C. A. **Análise da Conjuntura Agropecuária Safra 2011/12 – Feijão**. Departamento de Economia Rural da Secretaria de Agricultura e do Abastecimento do Paraná. Curitiba, outubro, 2011.

SANTANA, A.C. **Métodos quantitativos em economia**. Belém, UFRA, 2003.

SILVA, G.M.B. **Feijão**. Disponível em: <http://www.pr.gov.br/deral/cultur10.pdf>. Acesso: em 24.mar.2011.

TABOSA, F. J. S. et al. Causalidade e elasticidade de transmissão do tomate no Estado do Ceará: 1995-2002. In: Congresso Brasileiro de Economia, Administração e Sociologia Rural, 42. 2004. **Anais...** Cuiabá, 2004.

