

AJUSTAMENTO ASSIMÉTRICO DE PREÇOS NA CADEIA PRODUTIVA DO FEIJÃO NO ESTADO DE GOIÁS, BRASIL

Souza, Rodrigo da Silva¹
Wander, Alcido Elenor²
Cunha, Cleyzer Adrian da³
Scalco, Paulo Roberto⁴

Recibido: 06-09-2014 Revisado: 18-02-2015 Aceptado: 09-04-2015

RESUMO

Alimento tradicional dos brasileiros, o feijão é a principal e relativamente mais barata fonte de proteínas, minerais, vitaminas e fibras para a população de baixa renda. Sua cadeia produtiva possui entraves, principalmente no sistema de comercialização, como a falta de transparência dos preços e assimetria de informação. Considerando os diversos agentes da cadeia produtiva do feijão no Estado de Goiás (produtor, atacado e varejo) este trabalho buscou testar se o ajustamento de preços nesta cadeia é assimétrico, ou seja, se os acréscimos de preços são transmitidos de forma mais rápida e em maior magnitude do que os decréscimos. Os resultados inferem que o ajustamento de preços é assimétrico ao longo da cadeia produtiva do feijão no Estado de Goiás, sendo o atacado o principal causador dessa falha de mercado. Desse modo, os consumidores não se beneficiam dos decréscimos dos preços ao produtor. Esses resultados são relevantes para a implantação de políticas setoriais relacionadas à segurança alimentar, principalmente da população de baixa renda, que compromete maior percentual de sua renda com a compra de produtos alimentícios.

Palavras-chave: assimetria de transmissão de preços, ATP, cadeia produtiva, falha de mercado, feijão, sistema de comercialização

RESUMEN

Los frijoles son la comida tradicional brasileña de primera necesidad y una fuente relativamente barata de proteínas, minerales, vitaminas y fibra para la población de bajos ingresos. Es una cadena de producción que tiene algunas barreras, especialmente en el sistema de comercialización, como la falta de transparencia de los precios y la asimetría de la información. Teniendo en cuenta los distintos agentes de la cadena de producción de frijol en el estado de Goiás, Brasil (productores, mayoristas y minoristas), este estudio trata de comprobar si el ajuste de los precios de esta cadena es asimétrica, es decir, si los aumentos de precios se transmiten con

¹ Economista (Universidade Federal de Goiás – UFG, Brasil); Mestre em Agronegócio (UFG, Brasil); Doutorando em Economia Aplicada (Universidade Federal de Viçosa – UFV, Brasil). **Endereço:** Avenida Castelo Branco, n. 1235, Bairro Santo Antônio, Viçosa, MG, Brasil – CEP: 36570-000. **Telefone:** +55 (31) 975887288; **e-mail:** rodrigo.souza2@ufv.br

² Engenheiro agrônomo (Universidade de Kassel, Alemanha); Mestre em Ciências Agrárias dos Trópicos e Subtrópicos (Universität Göttingen, Alemanha); Doutor em Economia Agrícola (Universität Göttingen, Alemanha). Pesquisador da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa). **Endereço:** Rodovia GO-462, Km 12 – Caixa postal 179, CEP 75375-000 Santo Antônio de Goiás – GO, Brasil. **Telefone:** +55 (62) 35332267; **e-mail:** alcido.wander@embrapa.br

³ Economista (Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais – PUC Minas, Brasil); Mestre em Economia Aplicada (Universidade Federal de Viçosa – UFV, Brasil); Doutor em Economia Aplicada (Universidade Federal de Goiás - UFG, Brasil); Pós-Doutor em Economia pela EESP/FGV. Professor Adjunto III na Universidade Federal de Goiás. **Endereço:** Campus Samambaia, Rodovia Goiânia / Nova Veneza, Km 0 - Caixa Postal 131, CEP 74690-900, Goiânia, GO, Brasil. **Telefone:** +55 (62) 35211517; **e-mail:** cleyze@yahoo.com.br

⁴ Economista (Universidade de Passo Fundo – UPF, Brasil); Mestrado em Economia (Universidade Federal de Viçosa – UFV, Brasil); Doutor em Economia Aplicada (UFV, Brasil). **Endereço:** Universidade Federal de Goiás (UFG), Campus Samambaia – Rodovia Goiânia / Nova Veneza, Km 0 – Caixa Postal 131, CEP 74690-900, Goiânia, GO, Brasil. **Telefone:** +55 (62) 35211390; **e-mail:** pauloscalco@yahoo.com.br

mayor rapidez y en mayor magnitud que las disminuciones. Los resultados infieren que el ajuste de precios es asimétrico a lo largo de la cadena de producción de frijol en el estado de Goiás, siendo el mayorista la principal causa de esta falla del mercado. Por lo tanto, los consumidores no se benefician de la disminución de los precios al productor. Estos resultados son relevantes para la implementación de políticas sectoriales relacionadas con la seguridad alimentaria, en especial, aquellas dirigidas a la población de bajos ingresos, que destina el mayor porcentaje de sus ingresos en la compra de productos alimenticios.

Palabras clave: ATP, asimetría en la transmisión de precios, cadena productiva, fallas de mercado, frijoles, sistema de comercialización

ABSTRACT

Beans are traditional Brazilian staple food, and a relatively cheap source of protein, minerals, vitamins, and fiber for the low-income population. Production chain has barriers, especially in the marketing system, like the lack of price transparency and information asymmetry. Considering the various agents in the bean production chain in the state of Goiás (producers, wholesalers and retailers), this study sought to test whether the adjustment of prices in this chain is asymmetric, i.e., if the price increases are transmitted more quickly and in greater magnitude than the decreases. The results infer that the price adjustment is asymmetric along the bean production chain in the state of Goiás, being the wholesaler the main cause of this market failure. Thus, consumers do not benefit from decreases in producer prices. These results are relevant to the implementation of sectoral policies related to food security, especially those focusing the low-income population, which undertakes a higher percentage of their income on buying food products.

Keywords: Asymmetric price transmission, ATP, beans, food chain, market failure, marketing system marketing system

RÉSUMÉ

Les haricots sont la nourriture traditionnelle brésilienne de base, et une source relativement pas cher de protéines, de minéraux, de vitamines et de fibres pour la population à faible revenu. La chaîne de production a des obstacles, en particulier dans le système de commercialisation, comme le manque de transparence des prix et l'asymétrie d'information. Compte tenu des différents agents de la chaîne de production de haricots dans l'État de Goiás (producteurs, grossistes et détaillants), cette étude a cherché à vérifier si l'ajustement des prix de cette chaîne est asymétrique, c'est à dire, si les hausses de prix sont transmises plus rapidement et dans une plus grande ampleur que les baisses. Les résultats en déduisent que l'ajustement des prix est asymétrique le long de la chaîne de production de haricots dans l'État de Goiás, étant le grossiste la principale cause de cette défaillance du marché. Ainsi, les consommateurs ne bénéficient pas de la baisse des prix à la production. Ces résultats sont pertinents pour la mise en œuvre des politiques sectorielles liées à la sécurité alimentaire, en particulier ceux qui se concentrent la population à faible revenu, qui procède à un pourcentage plus élevé de leur revenu à l'achat de produits alimentaires.

Mots-clé : Asymétrie de transmission des prix, ATP, chaîne de valeur, défaillance du marché, haricots, système de commercialisation

1. INTRODUÇÃO

O mercado de feijão possui algumas características que o diferem de outros produtos agrícolas, como sua divisão em dois grupos (feijão-comum e feijão-caupi) e em classes (branco, preto, cor e misturado), que dependem da coloração da película. Outra característica da produção é a sua divisão em três safras: 1ª safra (das águas); 2ª safra (da seca) e 3ª safra (de inverno). Considerando essas características, em Goiás se produz e consome, em grande maioria, feijão-comum, da classe feijão de cor, do grupo comercial carioca e este é produzido nas três safras.

Segundo dados da Embrapa Arroz e Feijão (2012), Goiás é o quarto maior produtor de feijão-comum do Brasil e o primeiro em produtividade, considerando as três safras do produto. Uma das características do feijão produzido em Goiás é a sua produção considerável na 3ª safra, que é realizada durante os meses de inverno, com irrigação sob pivô central e, portanto, é intensiva em tecnologia, o que proporciona os altos níveis de produtividade do estado. Além disso, a 3ª safra é importante para o mercado nacional de feijão porquanto é uma solução interessante à queda da área plantada do produto, que é agravada pela concorrência com commodities na 1ª e 2ª safras.

Frequentemente os dados oficiais não se atentam às características do produto, o que torna os estudos sobre o feijão mais imprecisos e escassos. Esse é um dos motivos pelos quais o mercado de feijão tem o estigma de ser «complicado». Além disso, há outras ineficiências que envolvem a cadeia produtiva do feijão.

Da produção até o consumidor final o produto passa por processos simples, uma vez que a maior parte do consumo é feita in natura. O produto é basicamente colhido, seco, limpo, classificado e empacotado. As falhas de mercado ocorrem à jusante da produção agrícola, ou seja, no sistema de comercialização. Conforme Spers & Nassar (2004), no sistema de comercialização do produto ocorrem as seguintes falhas de mercado: (i) assimetria de informação; (ii) forte incerteza; e (iii) pouca transparência de preços.

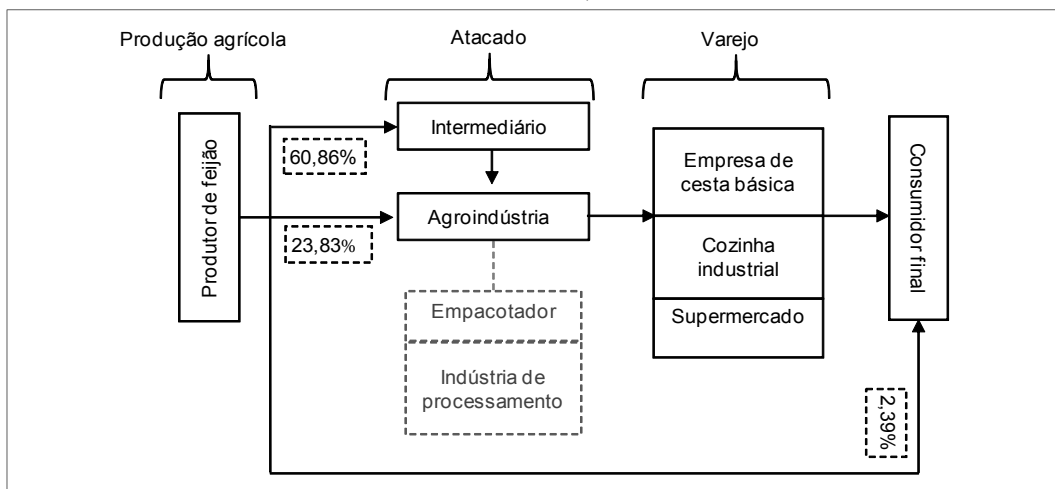
No setor atacadista se destaca o intermediário (corretor) cuja função é intermediar a transação entre o produtor agrícola e o empacotador e/ou indústria processadora. Segundo Spers & Nassar (2004), a consequência das falhas no fluxo de informação ao longo do sistema é a existência desses agentes intermediários que ganham significativas parcelas de renda do produtor através da assimetria de informação. Esses agentes não cooperam com as tentativas de coordenação da cadeia produtiva do feijão, justamente por estarem auferindo renda.

Em relação ao fluxo de comércio, maior parte da produção em Goiás passa pelo intermediário (corretor) para depois chegar à agroindústria, sendo a parcela da venda direta ao consumidor muito pequena (Figura Nº 1). Em São Paulo, a venda direta aos intermediários chega a mais de 80%, segundo dados do Censo Agropecuário de 2006 (IBGE, 2012).

Segundo Aguiar & Figueiredo (2011), o varejo tem passado por mudanças estruturais, em que o processo de concentração se fez acompanhar do aumento de rivalidade entre as empresas maiores. Conforme Spers & Nassar (2004), a concentração aumenta o poder de barganha, no entanto o feijão é apenas um dos inúmeros itens comercializados pelos supermercados e possui baixas margens de comercialização. Além disso, o produto possui elevados custos de estoque, uma vez que um produto com pouco mais de um mês já pode ser considerado velho pelo mercado.

Alguns trabalhos, não conclusivos acerca das ineficiências no sistema de comercialização do feijão, são encontrados na literatura brasileira (Barros & Martines Filho, 1990; Ferreira, 2001; Manfio, 2005). Entretanto, esses trabalhos não consideraram a possibilidade de o ajustamento dos preços ser assimétrico. Contudo, há evidências de que os ajustamentos de preços são mais possivelmente assimétricos, ou seja, os aumentos de preços são repassados mais rapidamente

Figura 1
Cadeia produtiva simplificada do feijão e destino da produção vendida ou entregue a terceiros, no Estado de Goiás, em 2006



Fonte: elaborada com base em Spers & Nassar (2004) e IBGE (2012)

do que as reduções (Peltzman, 2000; Tappata, 2008).

Nesse sentido, de interesse especial em recentes estudos está a assimetria de transmissão de preços (ATP) ou *asymmetric price transmission* (APT). Esta é entendida como a divergência de ajustamento nos preços de um mercado entre a redução e o aumento dos preços. Existe ampla literatura que trata dos testes de assimetria e arrolam algumas justificativas para tal, embora carecendo de tratamento teórico mais profundo (Meyer & Von Cramon-Taubadel, 2004).

Especificamente para o feijão, alguns trabalhos são encontrados na literatura nacional. Com base na metodologia de Houck (1977), Aguiar & Santana (2002) analisaram a relação produtor-varejo para o feijão, dentre outros produtos, considerando o período entre janeiro de 1987 e junho de 1998, com dados de São Paulo. Os resultados sugeriram que a elasticidade de transmissão dos acréscimos (0,762) é maior que a elasticidade de transmissão dos decréscimos (0,373). Os autores relacionaram os resultados ao período analisado, pois até 1994 o Brasil passou por um período de inflação crônica.

De forma similar, e também para São Paulo, Aguiar & Figueiredo (2011) analisaram a assimetria de preços para o feijão, dentre outros produtos, no período entre abril de 1993 e novembro de 2008. Os autores encontraram indícios de que os varejistas tendem a retardar a transmissão de decréscimos de preços e explicaram tal fato pelo nível de concentração do setor.

Uma implicação possível da assimetria de transmissão de preços é que os consumidores não são beneficiados a partir de uma redução nos preços recebidos pelos produtores, ou os produtores podem não ser beneficiados a partir de um aumento nos preços pagos pelos consumidores (Meyer e Von Cramon-Taubadel, 2004).

Considerando a escassez de trabalhos sobre a cadeia produtiva do feijão no estado de Goiás, este trabalho propõe-se a trazer evidências sobre o processo de ajustamento assimétrico de preços ao longo da cadeia produtiva do feijão

nesse estado, em níveis de produtor, atacado e varejo. A hipótese central é de que o ajustamento seja assimétrico, com indícios de falha de mercado e altos custos de transação. Espera-se que o setor atacadista esteja transmitindo os acréscimos de preços em maior intensidade e rapidez do que os decréscimos, por consequência da presença dos intermediários (corretores).

O artigo se divide em quatro seções, incluindo esta introdução. A segunda seção apresenta os métodos utilizados, que incluem os testes de ATP e causalidade de Granger, e também as fontes de dados e os tratamentos. A terceira seção traz os resultados obtidos e algumas implicações para os agentes da cadeia produtiva do feijão, e a quarta uma síntese dos resultados e algumas sugestões de políticas públicas setoriais.

2. MÉTODOS E PROCEDIMENTOS UTILIZADOS

2.1. TESTE DE ATP

A investigação de ajustes assimétricos na transmissão de preços é de interesse de economistas de várias áreas. Na agricultura, Tweeten & Quance (1969) trataram da questão a partir da segmentação da variável independente (X_t) em duas variáveis, sendo uma para acréscimos (X_t^+) e outra variável para decréscimos (X_t^-). A Equação 1 é um exemplo do método sugerido pelos autores.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t^+ + \beta_2 X_t^- + \varepsilon_t \quad (1)$$

Para $t = 1, 2, \dots, T$

em que:

$$X_t^+ = X_t \text{ se } X_t - X_{t-1} > 0 \text{ e}$$

$$X_t^+ = 0 \text{ se } X_t - X_{t-1} < 0;$$

$$X_t^- = X_t \text{ se } X_t - X_{t-1} < 0 \text{ e}$$

$$X_t^- = 0 \text{ se } X_t - X_{t-1} > 0.$$

Como resultado, dois coeficientes são estimados na Equação 1, um para acréscimos (β_1) e outro para decréscimos (β_2) nos preços. Assim, a transmissão simétrica de preços é rejeitada se β_1 e β_2 forem significativamente diferentes.

Como uma crítica ao trabalho de Tweeten & Quance (1969), Wolfram (1971) propôs outra técnica de segmentação ao incluir a primeira diferença dos valores da variável independente.

⁵ Apesar de APT ser mais difundido internacionalmente, este trabalho utilizará o termo ATP, em português.

Além disso, o autor incluiu somas de período a período das variações positivas e negativas nos preços da variável independente.

Diante das técnicas citadas acima, Houck (1977) sugeriu algumas alterações, das quais a principal é a mudança na identificação do ponto de partida ou observação inicial. A primeira observação não teria poder explicativo uma vez que a série foi diferenciada (Houck, 1977). Segundo o autor, esse ponto chave não fora enfatizado por Wolfram (1971) ou Tweeten & Quance (1969). No modelo de Houck, a partir dos preços do varejo (V_t) e do produtor (P_t) são construídas as séries Pv_t , Pp_t^+ e Pp_t^- , definidas na Equação 2.

$$Pv_t = \beta_0 t + \beta_1 Pp_t^+ + \beta_2 Pp_t^- + \varepsilon_t \quad (2)$$

para $t = 1, 2, \dots, T$

em que:

$$Pv_t = V_t - V_0 = \sum_{i=1}^t \Delta V_i;$$

Pp_t^+ = acumulado de $P_t - P_{t-1}$ se

$P_t > P_{t-1}$ e = 0 caso contrário;

Pp_t^- = acumulado de $P_t - P_{t-1}$ se

$P_t < P_{t-1}$ e = 0 caso contrário; e,

ε_t = termo de erro.

Houck admite que as alterações nos preços do produtor (Pp_t^+ e Pp_t^-) sejam transmitidas para os preços do varejo (Pv_t). A variável Pv_t é construída a partir das variações em termos absolutos no decorrer do tempo em relação ao preço inicial. As variáveis Pp_t^+ e Pp_t^- são obtidas a partir da somatória das diferenças do aumento (ou da diminuição) do preço atual em relação ao anterior.

Se β_0 não for zero, aparece na Equação 2 como um coeficiente de tendência. Se alguma outra variável afetasse Pv_t , elas também seriam inseridas na Equação 2 como desvios a partir do valor inicial. Para se constatar a assimetria no ajustamento dos preços deve-se rejeitar a hipótese nula de que $\beta_1 = \beta_2$ a determinado nível de significância, o que é indicio de mercado menos competitivo (Houck, 1977).

Como as transmissões de preços geralmente não são transmitidas instantaneamente é pertinente à inclusão de defasagens no modelo (Ward, 1982; Kinnucan & Forker, 1987; Bailey & Brorsen, 1989; Capps & Sherwell, 2007; Tey,

2009). Nesse sentido, muitos trabalhos se basearam no modelo de Kinnucan & Forker (1987) o qual está representado na Equação 3:

$$Pv_t = \beta_0 t + \sum_{i=0}^r \beta_i^+ Pp_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^s \beta_i^- Pp_{t-i}^- + \beta_1 C_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que r e s representam as defasagem incluídas e C_t um custo de comercialização.

Mesmo sendo implícito no modelo de Houck que a transmissão de preços ocorre no sentido do produtor para o varejo, outras relações podem ser testadas dependendo do objetivo do trabalho. Aguiar & Figueiredo (2011) realizaram o teste do atacado para o varejo e do atacado para o produtor porque estavam interessados em analisar o poder de mercado do varejo brasileiro. Griffith & Piggott (1994) se basearam no modelo de *mark-up* de Heien (1980) para indicar que a assimetria de transmissão de preços deve ser medida no sentido do produtor para o varejo. Com base no modelo de assimetria de Kinnucan & Forker (1987) os autores analisaram as seguintes relações: produtor-varejo; produtor-atacado; e atacado-varejo.

Neste trabalho, para testar se há assimetria no ajustamento de preços na cadeia produtiva do feijão, serão considerados os vários mercados (produtor, atacado e varejo) porque há indícios de que é o atacado que gera as falhas. Assim, a análise entre produtor e varejo pode não ser suficiente para alcançar esse objetivo. Para determinar a relação entre os preços dos diversos níveis da cadeia produtiva do feijão será utilizado o teste de causalidade de Granger como evidência estatística.

Os efeitos referidos neste trabalho como de curto prazo são os ocorridos no mês atual, ou seja, sem defasagens, enquanto que os efeitos de longo prazo são às somas de todos os meses considerados até o número máximo de defasagens significativas de cada equação de transmissão (Aguiar & Figueiredo, 2011).

Quando a variável explicativa é segmentada em acréscimos e decréscimos, é provável que haja o problema de autocorrelação temporal entre os componentes da série (Houck, 1977). Na literatura, frequentemente se utiliza o método iterativo de Cochrane-Orcutt para evitar o problema (Aguiar & Santana, 2002; Carman & Sexton, 2005; Azevedo & Politi, 2008). Este

método será utilizado neste trabalho sempre que houver o problema de autocorrelação temporal.

Muitos trabalhos sobre ATP utilizaram o teste de Durbin-Watson (DW) para verificar a existência de autocorrelação das séries (Kinnucan & Forker, 1987; Aguiar & Santana, 2002; Capps & Sherwell, 2007; Tey, 2009). Neste trabalho, serão reportados os resultados do teste de DW para determinar a existência ou não de autocorrelação temporal.

2.2. CAUSALIDADE DE GRANGER

Frequentemente, a especificação de modelos necessita de uma indicação de causalidade, ou seja, pergunta-se se uma variável é capaz de prever outra e em que condições. Se uma variável não ajuda a prever outra variável, diz-se que não Granger causa. Em outros termos, esse instrumento é útil para avaliar se variações de preços em um mercado precedem as variações de preços em outro mercado (Coronel *et al.*, 2010). O teste de causalidade de Granger pode ser feito por meio das estimações das seguintes equações:

$$P_t = \sum_{i=0}^a \beta_{0i} A_{t-i} + \sum_{i=0}^b \beta_{1i} V_{t-i} + \sum_{i=0}^c \beta_{2i} P_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

$$A_t = \sum_{i=0}^d \beta_{3i} V_{t-i} + \sum_{i=0}^e \beta_{4i} P_{t-i} + \sum_{i=0}^f \beta_{4i} A_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

$$V_t = \sum_{i=0}^g \beta_{6i} P_{t-i} + \sum_{i=0}^h \beta_{7i} A_{t-i} + \sum_{i=0}^j \beta_{8i} V_{t-i} + \varepsilon_{3t} \quad (6)$$

em que P_t , A_t e V_t são, preços ao produtor, preços do atacado e do varejo, respectivamente; e ε_{1t} , ε_{2t} e ε_{3t} são seus respectivos choques.

O teste para se verificar se os preços de atacado causam os preços ao produtor, por exemplo, consiste em testar se os coeficientes de A_t são nulos na Equação 4, o que pode ser feito por meio do teste F. Nota-se que as variáveis são mutuamente influenciadas uma pelas outras, contemporaneamente e pelos seus valores defasados.

2.3. FONTES E TRATAMENTOS DOS DADOS

Os preços mensais foram coletados na FAEG⁶ (2012), no CEASA-GO⁷ (2012) e na SEGPLAN⁸ (2012) para o produtor, o atacado e o varejo, respectivamente. Os dados para o varejo são para a cidade de Goiânia. O período de análise dos preços inicia-se em abril de 2003 e percorre até dezembro de 2011, totalizando 104 observações.

Os preços estão em reais por quilograma e foram deflacionados pelo IGP-DI⁹ (base junho de 2009) com o intuito de obter os preços reais, que são utilizados neste trabalho. Todas as séries utilizadas foram transformadas em logaritmos para o ajustamento do modelo, de modo que as relações entre as variáveis são tomadas como elasticidades e o software utilizado para as estimações foi o Gretl 1.9.12¹⁰.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1. TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Visualiza-se na Figura N° 2 a evolução dos logaritmos dos preços reais de feijão ao longo da cadeia produtiva (produtor, atacado e varejo).

No Quadro N° 1 são apresentados os resultados do teste de raiz unitária de Elliott, Rothenberg & Stock (1996) ou Dickey-Fuller Generalized Least Square (DF-GLS), que indicam que as séries de preços de feijão no atacado, no varejo e ao produtor não são integradas; ou seja, são I(0). Pode-se rejeitar a hipótese nula de que há raiz unitária ao nível de significância de 5% para o modelo com constante (Modelo 1) para todas as variáveis.

⁶ Federação da Agricultura e Pecuária do estado de Goiás (FAEG).

⁷ Centrais de Abastecimento de Goiás (CEASA-GO).

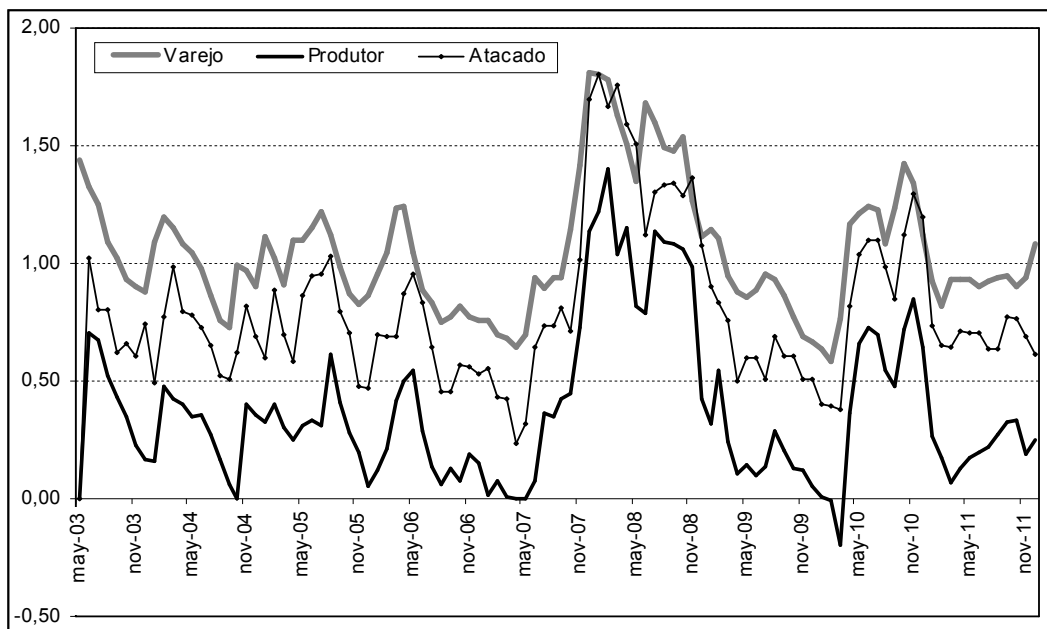
⁸ Secretaria de Gestão e Planejamento do estado de Goiás.

⁹ O Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI) é um indicador macroeconômico que representa a evolução do nível de preços. É composto por três outros índices, que são: Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA); Índice de Preços ao Consumidor (IPC); e Índice Nacional de Custo da Construção (INCC). Esse índice é largamente utilizado no Brasil como deflator de valores nominais de abrangência compatível com sua composição.

¹⁰ Esse software está disponível em <http://gretl.sourceforge.net>

Figura 2

Evolução dos logaritmos dos preços reais de feijão ao longo da cadeia produtiva no estado de Goiás - maio de 2003 a dezembro de 2011



Fonte: FAEG (2012); CEASA-GO (2012); SEGPLAN (2012)

Quadro 1

Resultados dos testes de raiz unitária de Elliott, Rothenberg e Stock (DF-GLS) para as séries em nível				
Variável	p ¹	Modelo 1 Estatística DF-GLS	p	Modelo 2 Estatística DF-GLS
Preço de feijão no atacado	12	-2,37107**	11	-3,43861**
Preço de feijão no varejo	6	-2,12371**	8	-2,72151*
Preço ao produtor de feijão	9	-2,53808**	9	-3,02174*

Notas:

Modelo

1 - $\Delta y_t^u = \beta_0 + \alpha_0 y_{t-1}^u + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta y_{t-j}^u + \varepsilon_t$, na versão somente com constante; Modelo

2 - $\Delta y_t^u = \beta_0 + \beta_1 t + \alpha_0 y_{t-1}^u + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta y_{t-j}^u + \varepsilon_t$, na versão com constante e tendência

(1) Ordem de p_{max} fixada em 12 defasagens (***) ,(**) e (*) indicam significância estatística aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente (valores críticos em Elliott, Rothenberg & Stock (1996)

Fonte: resultados da pesquisa

Quadro 2

Testes de causalidade de Granger			
Hipótese nula:	Estatística F	Hipótese nula:	Estatística F
P não Granger-causa A	10,076***	A não Granger-causa V	4,2568**
P não Granger-causa V	9,2894***	V não Granger-causa P	2,9085*
A não Granger-causa P	2,6596*	V não Granger-causa A	2,0083

Notas: (***) ,(**) e (*) indicam significância estatística aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente

Fonte: resultados da pesquisa

3.2. TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER

O passo seguinte foi realizar o teste de causalidade de Granger (Quadro Nº 2). A escolha do número de defasagens do teste de causalidade de Granger realizou-se pela utilização do Akaike Information Criterion (AIC) e do Likelihood Ratio (LR), que detectou o melhor número de defasagens igual a 2. Além dos critérios, a

escolha do número de defasagens também considerou a consistência dos resultados da metodologia de autorregressão vetorial por meio do teste Ljung-Box. Este teste não rejeita a nula de ausência de autocorrelação serial.

Observa-se que os preços ao produtor ajudam a explicar os preços do atacado e do varejo e não vice-versa, ao nível de significância de 5%. Pode-se observar ainda, que os preços do atacado ajudam a explicar os preços do varejo, também ao nível de significância de 5%. Assim, há evidências de que o relacionamento de preços ao longo da cadeia produtiva do feijão no estado de Goiás ocorre no sentido (de Granger) do produtor para o varejo.

Os resultados deste trabalho contrastam com os resultados de Barros & Martines Filho (1990) e Ferreira (2001) que encontraram causalidade do atacado para os demais níveis e justificaram pelo maior grau de concentração e nível de informação deste nível da cadeia produtiva. Os primeiros autores analisaram o período de 1970 a 1985 e o segundo autor analisou o período de 1990 a 1999.

No entanto, sabe-se que o teste de causalidade de Granger é apenas mais um indício, apenas estatístico, que necessita de argumentos teóricos ou de conhecimento prévio acerca da natureza das relações entre as variáveis (Cavalcanti, 2010).

Nesse sentido, o modelo de Heien (1980) demonstra que no setor varejista existem inúmeros produtos comercializados, o que torna inviável o acompanhamento do mercado de cada um deles. Assim, os varejistas determinam preços com base no *mark-up* sobre os custos. Este modelo indica o produtor como o nível formador de preços.

Aguiar & Figueiredo (2011) encontraram resultado semelhante ao encontrado neste trabalho para o estado de São Paulo e justificaram afirmando que «os frequentes choques de oferta a que este produto está sujeito poderiam justificar a importância do preço ao produtor» (Aguiar & Figueiredo, 2011 p.979). Esses choques de oferta ocorrem porque a produção é sensível às condições climáticas. Além disso, a produção é ajustada ao consumo, o que gera tensão constante no mercado e atenção maior a quantidade produzida em cada safra.

Após as evidências estatísticas de que as variações nos preços ao produtor precedem as variações nos demais níveis e as variações nos preços do atacado precedem as variações nos preços do varejo, é possível definir as equações que serão estimadas neste trabalho com base na Equação 3. As Equações 7 e 8 se referem à transmissão dos acréscimos e decréscimos de preços ao produtor (Pp_t^+ e Pp_t^-) para o varejo (Pv_t) e atacado (Pa_t), respectivamente, enquanto que a Equação 9 trata da transmissão dos acréscimos e decréscimos de preços do atacado (Pa_t^+ e Pa_t^-) para o varejo.

$$Pv_t = \beta_0 t + \sum_{i=0}^r \beta_i^+ Pp_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^s \beta_i^- Pp_{t-i}^- + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$Pa_t = \beta_0 t + \sum_{i=0}^r \beta_i^+ Pp_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^s \beta_i^- Pp_{t-i}^- + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$Pv_t = \beta_0 t + \sum_{i=0}^r \beta_i^+ Pa_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^s \beta_i^- Pa_{t-i}^- + \varepsilon_t \quad (9)$$

Nota-se que nas equações acima não há o termo custo de comercialização, inserido na Equação 3. De acordo com Silva Neto (2007) e Silva Neto & Parré (2012), quando se analisa apenas um produto, não faz sentido a inclusão desse termo. Os resultados do teste de ATP serão reportados na seção 3.5.

As duas próximas seções tratam do relacionamento entre os preços sem a segmentação, com o intuito de verificar se há indícios de que o ajustamento seja assimétrico. A seção 3.3 traz as margens de comercialização do varejo e do atacado e a parcela do produtor; se houver elevação da margem de comercialização de algum elo da cadeia produtiva, esse elo aumentou o poder de barganha, o que pode ser consequência de ações oportunistas que geram ajustamentos assimétricos de preços.

A seção 3.4 aborda a decomposição da variância do erro de previsão e as funções de resposta ao impulso, relativas às Equações 4, 5 e 6, com o intuito de trazer mais evidências sobre como ocorre o ajustamento de preços ao longo da cadeia produtiva do feijão.

3.3. MARGENS DE COMERCIALIZAÇÃO

As margens relativas totais (varejo e atacado) não se alteraram durante o período considerado (aproximadamente 48%) (Figura Nº 3). Com isso, a parcela do produtor se manteve em aproximadamente 52%. Isso significa que, 48% do dispêndio dos consumidores se referem às despesas de comercialização e 52% se referem à parcela do produtor como retorno a produção agrícola. Embora as margens relativas de comercialização não tenham se alterado substancialmente durante o período considerado, sua composição se alterou sensivelmente.

As margens relativas do varejo foram maiores do que as margens relativas do atacado nos dois primeiros anos considerados (2003 e 2004). Em 2005 as margens do atacado foram maiores do que as margens relativas do varejo, continuando assim em todo o período. Em números, enquanto as margens relativas do varejo obtiveram um decréscimo de 15 pontos percentuais (alcançando o valor de 21% em 2010), as margens relativas do atacado obtiveram um acréscimo de 16 pontos percentuais durante todo o período (alcançando um valor de 29% em 2010).

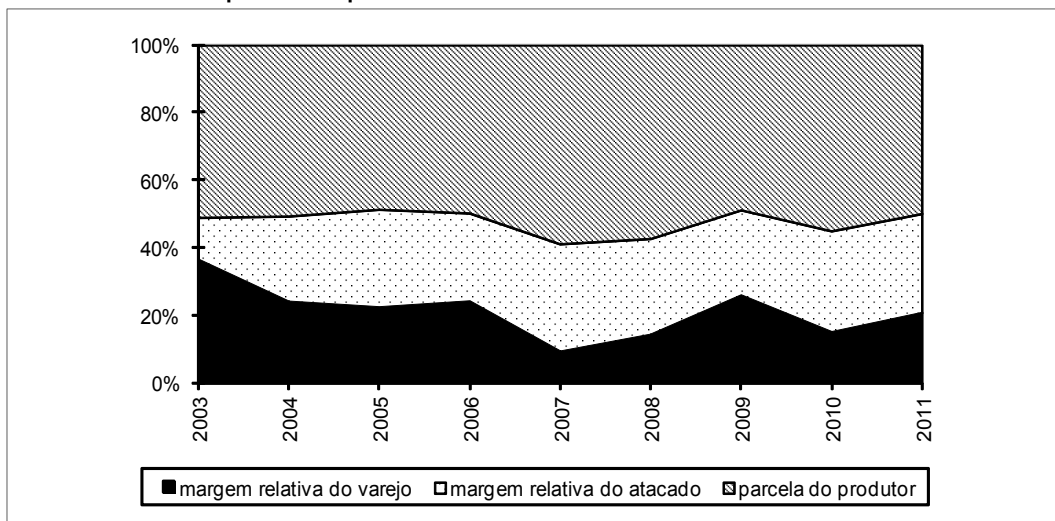
Ressalta-se que o intermediário (corretor) não agrega valor ao produto, pois é responsável apenas pela intermediação entre o produtor agrícola e o empacotador e/ou indústria

processadora. Após o produto chegar ao empacotador, é limpo, embalado e fornecido ao varejista. Por isso, a margem relativa do atacado inclui ao menos o processo de empacotamento, o que justifica parte das altas margens desse segmento. A evolução crescente da margem relativa do atacado, às espessas da margem relativa do varejo, significa competição por renda no sistema de comercialização. Isto indica que o atacado tem aumentado seu poder de barganha, sugerindo que o segmento pode estar atuando de maneira oportunista. Esses resultados contrastam, em partes, com outros trabalhos encontrados na literatura. Para o estado de São Paulo, entre 1990 e 1999, Ferreira (2001) destacou que, apesar das mudanças de estratégias no mercado atacado, não foram encontrados elementos que indiquem mudanças substanciais na comercialização. No mesmo sentido, para o estado do Paraná, Carneiro & Parré (2005) puderam inferir que o nível do atacado (mesmo possuindo acesso facilitado às informações de mercado) manteve suas margens com tendência estável, e até decrescente, com os menores valores em relação aos demais.

3.4. RELAÇÕES DINÂMICAS DE CURTO PRAZO

As relações dinâmicas de curto prazo trazem mais evidências que corroboram os resultados encontrados no item anterior. Primeiramente, a

Figura 3
Evolução das médias anuais das margens relativas do atacado, varejo e as médias anuais da parcela do produtor – maio de 2003 a dezembro de 2011



Fonte: resultados da pesquisa

decomposição da variância do erro de previsão (Quadro N° 3) demonstra a importância dos preços ao produtor em relação aos preços do atacado e do varejo, uma vez que, em média, os preços ao produtor explicam cerca de 80% e 70% da variância dos erros de previsão dos preços do atacado e do varejo – respectivamente – considerando 12 períodos.

Além da decomposição do erro de previsão, podem-se obter as funções de respostas ao impulso. As Figuras N° 4 e N° 5 apresentam os resultados da função resposta ao impulso nos preços do varejo e do atacado, respectivamente, a um choque de um desvio-padrão nos preços ao produtor. Nota-se um efeito inicial crescente dos preços do varejo e do atacado dado um cho-

que não antecipado nos preços ao produtor. Isso indica que o ajuste do preço do varejo e do atacado às flutuações no preço do feijão ao produtor não é instantâneo, demorando ao menos dois meses para começar a se ajustar.

Ao analisar a função resposta ao impulso do varejo para um choque de um desvio-padrão nos preços do atacado, percebe-se que o choque começa a se dissipar no terceiro mês (Figura N° 6). Contudo, mesmo no terceiro mês a resposta do varejo a um choque de um desvio-padrão no atacado é de apenas 0,038 desvio-padrão. Além disso, o ajuste completo ocorre no oitavo mês, sem considerar o intervalo de confiança de 95%; e, no quarto mês, relevando o intervalo de confiança.

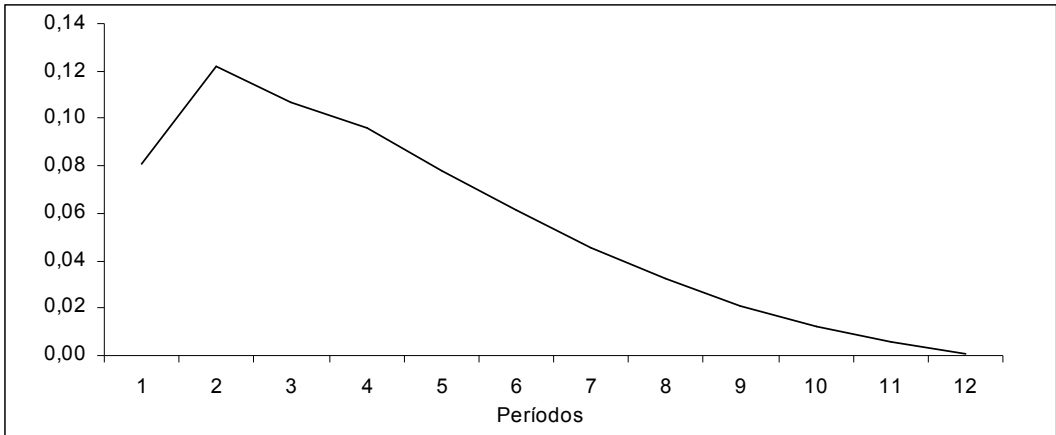
Quadro 3

Resultados da decomposição da variância do erro de previsão (%)

Variável	Período	Varejo	Produtor	Atacado
Varejo	1	25,238	69,156	5,606
	2	9,886	83,747	6,368
	3	6,618	85,384	7,998
	4	6,338	85,254	8,408
	5	7,218	84,593	8,190
	6	8,560	83,654	7,786
	7	9,887	82,665	7,448
	8	11,030	81,745	7,226
	9	11,902	80,986	7,112
	10	12,508	80,416	7,076
	11	12,889	80,025	7,086
	12	13,104	79,779	7,117
	Média		11,265	81,450
Atacado	1	0,000	55,260	44,740
	2	0,987	72,833	26,180
	3	1,885	77,364	20,750
	4	3,796	78,271	17,933
	5	5,792	77,855	16,354
	6	7,678	76,976	15,346
	7	9,211	76,037	14,752
	8	10,367	75,200	14,433
	9	11,163	74,546	14,291
	10	11,665	74,085	14,250
	11	11,949	73,793	14,258
	12	12,090	73,626	14,284
	Média		7,215	73,821

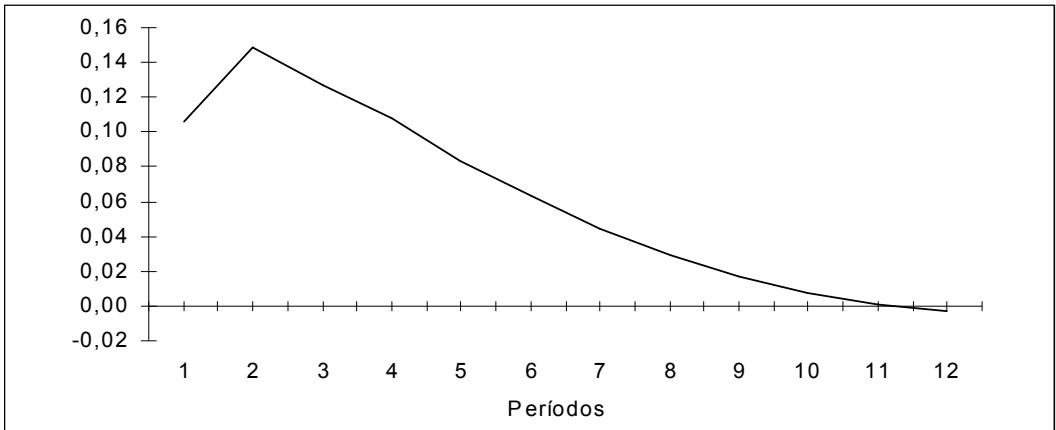
Fonte: resultados da pesquisa

Figura 4
Resposta de varejo a um choque de um desvio-padrão em produtor



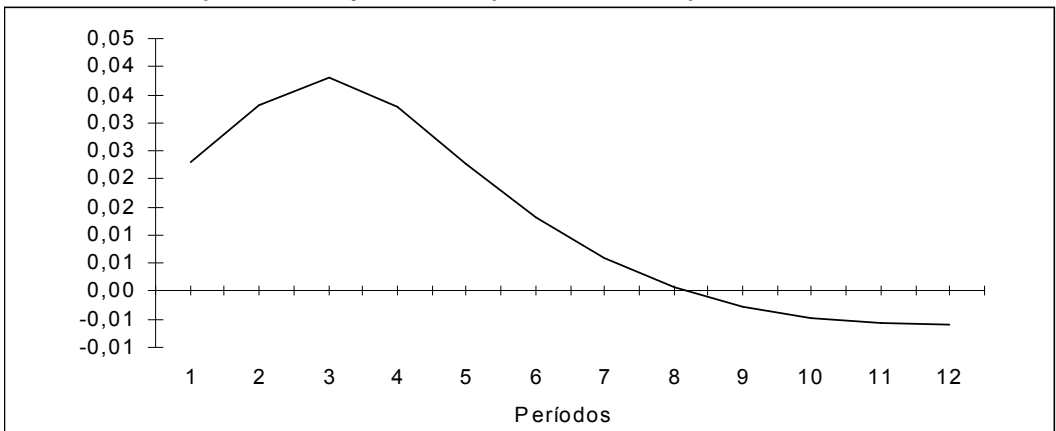
Fonte: resultados da pesquisa

Figura 5
Resposta de atacado a um choque de um desvio-padrão em produtor



Fonte: resultados da pesquisa

Figura 6
Resposta de varejo a um choque de um desvio-padrão em atacado



Fonte: resultados da pesquisa

Os resultados deste item indicam que um choque não antecipado no preço ao produtor demora dois meses para começar a se dissipar ao longo do sistema de comercialização. Visto que a resposta do varejo frente a um choque no preço do atacado é relativamente pequena, infere-se que a defasagem na transmissão de preços na cadeia produtiva do feijão se dá principalmente no nível do atacado. Além disso, o ajuste total de preços ocorre no mesmo período quando se analisa a relação entre produtor e varejo e a relação entre produtor e atacado.

3.5. RESULTADOS DOS TESTES DE ATP

O modelo de ATP emprega um termo de tendência em sua especificação. Entretanto, esse termo não é significativo em alguns casos. Este trabalho optou pela sugestão de Azevedo & Politi (2008), que apresentaram a estimação das equações com e sem a tendência na especificação.

Em todos os casos as equações estimadas por MQO apresentaram o caso mais típico de autocorrelação, a positiva. Esse problema não ocorreu (foi corrigido) nas equações estimadas pelo método Cochrane-Orcutt (C-O), como se pode verificar por meio do teste DW. Com isso, apenas são reportados os resultados sem o problema de autocorrelação. Outro resultado em comum é o alto ajustamento aos dados ($R^2 > 0,90$).

O Quadro N° 4 apresenta os resultados dos testes de ATP. Primeiramente, apresenta-se a relação entre produtor e varejo. Como a tendência é significativa, os resultados do modelo com tendência são os analisados. O ajuste contemporâneo dos choques positivos nos preços ao produtor ($\beta_0^+ = 0,648$) é maior do que quando o choque é negativo ($\beta_0^- = 0,404$). O teste de ATP no curto prazo indica que não é possível inferir que $\beta_0^+ = \beta_0^-$. Em outras palavras, os varejistas ajustam mais rapidamente os choques positivos nos preços ao produtor do que os negativos.

Nota-se que tanto os acréscimos como os decréscimos de preços apresentam um mês de defasagem. O teste de ATP no longo prazo não fornece evidências estatísticas de que os choques positivos se ajustam aos choques negativos após um período de defasagem, ou seja, a assimetria ocorrida no período atual não é compensada no mês seguinte.

Esse resultado sugere que, havendo um choque positivo nos preços ao produtor, os varejistas rapidamente – e em maior magnitude – transmitem tal choque aos consumidores; ao contrário dos choques negativos, que são transmitidos mais lentamente e em menor magnitude. Isso coaduna com os resultados de Aguiar & Santana (2002), que relacionaram o comportamento dos preços à alta inflação que ocorria no Brasil (até o Plano Real), fato que não justifica o comportamento dos preços no período analisado neste trabalho¹¹. Apenas a evidência de ATP entre produtor e varejo já é indício de que os consumidores finais não estão sendo beneficiados dos decréscimos de preços ao nível do produtor.

Em relação às estimativas do modelo entre produtor e atacado, observa-se que a tendência é não significativa, sendo analisada assim apenas a quarta coluna do Quadro N° 3, que apresenta a estimação da equação sem tendência. Percebe-se que o ajuste contemporâneo a choques positivos nos preços ao produtor é praticamente instantâneo ($\beta_0^+ = 0,919$), ao contrário dos choques negativos ($\beta_0^- = 0,388$). Estes apresentam um mês de defasagem, porém, mesmo assim não se ajustam aos choques positivos. Os testes de ATP, tanto no curto como no longo prazo, não aceitam a hipótese nula de simetria.

O fato de o atacado transmitir os choques positivos mais rapidamente e em maior magnitude que os choques negativos decorrem de suas características estruturais, especialmente para o mercado de feijão, em que há a presença do intermediário (corretor), que possui mais informações do que os demais agentes da cadeia produtiva e pode, assim, exercer certo nível de arbitragem.

Por fim, observam-se os resultados para os testes de assimetria entre atacado e varejo. Como a tendência é significativa, os resultados da equação com tendência na especificação são

¹¹ Em média, o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) foi de 5,86%, entre 2003 e 2011 (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2015). Este índice é utilizado pelo Banco Central do Brasil para o acompanhamento dos objetivos estabelecidos pelo sistema de metas de inflação.

Quadro 4

Resultados dos testes de ATP (com tendência e sem tendência)

	Produtor-Varejo ¹		Produtor-Atacado ²		Atacado-Varejo ³	
	Com $\beta_0 t$	Sem $\beta_0 t$	Com $\beta_0 t$	Sem $\beta_0 t$	Com $\beta_0 t$	Sem $\beta_0 t$
Acréscimos nos preços						
Período atual	0,648***	0,601***	0,907***	0,919***	0,471 ***	0,399***
	-0,053	-0,052	-0,036	-0,033	-0,068	-0,063
1 mês de defasagem	0,252***	0,255***	---	---	0,369***	0,364 ***
	-0,051	-0,053	---	---	-0,080	-0,084
2 meses de defasagens	---	---	---	---	0,009	-0,008
	---	---	---	---	-0,081	-0,084
3 meses de defasagens	---	---	---	---	0,135**	0,130**
	---	---	---	---	-0,062	-0,064
Decréscimos nos preços						
Período atual	0,404***	0,481***	0,418***	0,388***	0,773***	0,907***
	-0,061	-0,058	-0,100	-0,094	-0,058	-0,028
1 mês de defasagem	0,343***	0,387***	0,528***	0,519***	---	---
	-0,058	-0,059	-0,099	-0,098	---	---
Tendência	-0,010***	---	0,003	---	-0,014**	---
	-0,002	---	-0,003	---	-0,005	---
Soma dos coeficientes						
Acréscimos nos preços	0,901***	0,857***	0,907***	0,919***	0,986***	0,886***
	-0,025	-0,031	-0,036	-0,033	-0,059	-0,034
Decréscimos nos preços	0,747***	0,869***	0,946***	0,908***	0,773***	0,907***
	-0,038	-0,028	-0,054	-0,030	-0,058	-0,028
Teste de ATP no Curto prazo	6,717**	1,854	20,205***	29,369***	8,939***	62,130***
Teste de ATP no Longo prazo	13,394***	5,920**	0,421	4,322**	5,425**	21,448 ***
R²	0,958	0,954	0,914	0,914	0,940	0,935
Durbin-Watson	2,097	2,206	1,938	1,939	1,787	1,789

Notas:

(***) (**) e (*) indicam significância estatística aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente

Entre parênteses, os desvios-padrão das estimativas

(1) Equação 7; (2) Equação 8; (3) Equação 9

Fonte: resultados da pesquisa

os analisados. Nota-se que o ajuste a choques negativos ($\beta_0^- = 0,773$) no período atual é maior do que o ajuste a choques positivos ($\beta_0^+ = 0,471$). Esse resultado sugere que quando há choques negativos nos preços do atacado, o varejo os transmite mais rapidamente do que o faz com os choques positivos. Como em todos os casos acima, de acordo com o teste de ATP no curto prazo não é possível aceitar a hipótese nula $\beta_0^+ = \beta_0^-$.

Contudo, os acréscimos de preços apresentaram três meses de defasagens, enquanto os decréscimos não apresentaram defasagem. Ao considerar as defasagens, não se pode aceitar a hipótese nula de simetria do teste

de ATP no longo prazo; porém a soma dos coeficientes dos acréscimos, no período atual e defasado, é maior do que o coeficiente dos decréscimos.

Esses resultados demonstram que os choques positivos no preço do atacado são ajustados em maior magnitude pelo varejista do que os choques negativos; porém, isso ocorre apenas após algumas defasagens e não no período atual, o qual é caracterizado por maior rapidez na transmissão dos decréscimos. Isso contrasta, em parte, com os resultados de Aguiar & Figueiredo (2011), que encontraram ATP positiva no curto e longo prazo para a cidade de São Paulo.

Essa dificuldade dos varejistas em transmitir os acréscimos no período atual pode ser explicada porque o feijão é, em muitas vezes, utilizado como chamariz de consumidores, sendo inclusive frequentemente vendido a preço promocional. Além disso, a necessidade de vender rapidamente o produto para evitar a deterioração (ou seus altos custos de conservação) pode fazer com que os varejistas evitem transmitir os acréscimos de preços.

Os resultados estão de acordo com a hipótese central deste trabalho de que há assimetria na transmissão de preços ao longo da cadeia produtiva do feijão no estado de Goiás. Essa falha de mercado ocorre principalmente no segmento atacadista porque na cadeia produtiva do feijão há a figura do intermediário (corretor) que possui maior número de informações do que os outros agentes, gerando assimetria de informação e maior custo de transação. Contudo, sabe-se que é preciso análises adicionais para inferir com maior precisão as causas da assimetria no ajustamento de transmissão de preços.

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Reunindo todas as evidências encontradas neste trabalho, pode-se inferir que o processo de ajustamento dos preços ao longo da cadeia produtiva do feijão é assimétrico. Devido a forte participação dos intermediários (corretores) na cadeia, a elevação das margens do atacado em detrimento da margem dos varejistas, a demora do atacado para ajustar por completo os choques nos preços do produtor e ao ajuste quase instantâneo desse agente aos choques positivos nos preços ao produtor, infere-se que é principalmente no segmento atacadista que ocorrem as falhas de mercado na cadeia produtiva do feijão no estado de Goiás, o que pode implicar maiores custos de transação no sistema de comercialização do produto.

Conforme verificado na literatura e por fatos estilizados, há evidências de que o intermediário possui mais informações do que os outros agentes, o que pode implicar em atitudes oportunistas. Este comportamento pode se refletir em não transmitir os decréscimos de preços com a mesma rapidez que transmitem os acréscimos.

Esse processo assimétrico no ajustamento de preços implica que os consumidores finais

podem não se beneficiar de quedas nos preços ao produtor. Isso é preocupante uma vez que o feijão é um alimento consumido por diversas classes sociais, sendo seu preço mais representativo para das famílias de baixa renda. Em outras palavras, há uma transferência de renda dos consumidores finais para os agentes do sistema de comercialização de feijão.

Destaca-se, então, a necessidade de políticas públicas que visem garantir maior transparência de preços e nível de informação para os agentes da cadeia produtiva do feijão. Um passo inicial é a maior adequação dos bancos de dados oficiais às características do produto, como a classificação em grupos comerciais e a distribuição em safras, uma vez que isso pode facilitar e aumentar a qualidade dos estudos sobre o mercado de feijão no Brasil. A transparência de preços pode aumentar por meio da revitalização das bolsas de mercadorias, que devem refletir as condições de demanda dos principais centros consumidores e estar interligadas com as regiões produtoras, aumentando assim, a liquidez do sistema. A capacitação de produtores rurais com dificuldades de acesso à informação de mercado é fundamental para que ocorra maior coordenação na cadeia produtiva e crie maiores condições de flexibilidade para se adaptarem às mudanças e exigências do mercado. Nesse sentido, um ator importante são as cooperativas e associações de produtores, as quais criam, entre outras coisas, condições de capitalização adequada e gestão profissionalizada.

REFERÊNCIAS

- Aguiar, D. R. D. & Figueiredo, A. M. (2011). Poder de mercado no varejo alimentar: uma análise usando os preços do estado de São Paulo. *Revista de Economia e Sociologia Rural, Brasília*, 49(4), 967-990. Retirado de http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-20032011000400007&nrm=iso
- Aguiar, D. R. D. & Santana, J. A. (2002). Asymmetry in farm to retail price transmission: Evidence from Brazil. *Agribusiness*, 18(1), 37-48. Retirado de <http://dx.doi.org/10.1002/agr.10001>
- Azevedo, F. & Politi, R. B. (2008). Concorrência e estratégias de precificação no sistema agroindustrial do leite. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 46(3), 767-802. Retirado de http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-20032008000300008&nrm=iso
- Bailey, D. & Brorsen, B. W. (1989). Price asymmetry in spatial fed cattle markets. *Western Journal of Agricultural Economics*, 14(2), 246-252. Retirado de <http://EconPapers.repec.org/RePEc:ags:wjagec:32352>
- Barros, G. S. A. de C. & Martines Filho, J. G. (1990). Transmissão de preços e margens de comercialização de produtos agrícolas. Em Delgado, G. C. & Gasques, J. G. & Verde, C. M. (Orgs.), *Agricultura e políticas públicas* (pp.515-565). Rio de Janeiro: IPEA.
- Capps, O. & Sherwell, J. P. (2007). Alternative approaches in detecting asymmetry in farm-retail price transmission of fluid milk. *Agribusiness*, 23(3), 313-331. Retirado de <http://dx.doi.org/10.1002/agr.20126>
- Carman, H. F. & Sexton, R. J. (2005). Supermarket fluid milk pricing practices in the western United States. *Agribusiness*, 21(4), 509-530. Retirado de <http://dx.doi.org/10.1002/agr.20062>
- Carneiro, T. & Parré, J. L. (2005). A importância do setor varejista na comercialização de feijão no Paraná. *Revista de Economia e Agronegócio*, 3(2), 277-298. Retirado de <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/56740/2/6%20Artigo.pdf>
- Cavalcanti, M. A. F. H. (2010). Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. *Economia Aplicada*, 14(2), 251-260. Retirado de http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1413-80502010000200008&nrm=iso
- Centrais de Abastecimento de Goiás, CEASA-GO. (2012). *Sistema Nacional de Centrais de Abastecimento, Goiânia, GO*. Goiânia: CEASA-GO.
- Coronel, D. A. , Amorin, A. L., Souza, E. P. De & Lima, J. E. de (2010). Integração e transmissão de preços entre os mercados de trigo argentino e internacional. *Pesquisa & Debate, São Paulo*, 21(2), 279-305. Retirado de <http://revistas.pucsp.br/index.php/rpe/article/view/7398/5371>
- Elliott, G., Rothenberg, T. J. & Stock, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4), 813-836. Retirado de <http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/718/ElliottRothenbergStock.pdf>
- Embrapa Arroz e Feijão. (2012). *Sócioeconomia*. Retirado de <http://www.cnpaf.embrapa.br/socioeconomia/index.htm>
- Federação da Agricultura e Pecuária de Goiás, FAEG. (2012). *Cotações e mercado*. Retirado de <http://www.sistemafaeg.com.br> Acesso em: 25 ago. 2012.
- Ferreira, C. M. (2001). *Comercialização de feijão no Brasil 1990-99*. (Tese inédita de mestrado). Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Griffith, G. R. & Piggott (E. (1994). Asymmetry in beef, lamb and pork farm-retail price transmission in Australia. *Agricultural Economics*, 10(3), 307-316. Retirado de <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0169515094900310>
- Heien, D. M. (1980). Markup pricing in a dynamic model of the food industry. *American Journal of Agricultural Economics*, 62(1), 10-18.
- Houck, J. P. (1977). An approach to specifying and estimating nonreversible functions. *American Journal of Agricultural Economics*, 59(3), 570-572. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/1239663>

- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, IBGE. (2012). *Censo agropecuário, 2006*. Retirado de <http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/acervo/acervo2.asp?e=v&p=CA&z=t&o=11>
- Kinnucan, H. W. & Forker, O. D. (1987). Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products. *American Journal of Agricultural Economics*, 69(2), 285-292. Retirado de <http://www.jstor.org/stable/1242278>
- Manfio, D. A. (2005). *Análise da transmissão de preços e margem de comercialização do feijão preto no estado do Paraná, no período de 1982 a 2004*. (Tese inédita de mestrado). Programa de Pós-Graduação Profissionalizante em Desenvolvimento Econômico, Universidade Federal do Paraná, Curitiba.
- Meyer, J. & Von Cramon-Taubadel, S. (2004). Asymmetric price transmission: A survey. *Journal of Agricultural Economics*, 55(3), 581-611. Retirado de <http://dx.doi.org/10.1111/j.1477-9552.2004.tb00116.x>
- Peltzman, S. (2000). Prices rise faster than they fall. *Journal of Political Economy*, 108(3), 466-502. Retirado de <http://www.jstor.org/stable/10.1086/262126>
- Secretaria de Estado de Gestão e Planejamento, SEGPLAN. (2012). *Gerência de Pesquisas Sistemáticas e Estatísticas, Goiânia, GO*. Goiânia: SEGPLAN.
- Silva Neto, W. A. (2007). *Comercialização do tomate de mesa no estado de São Paulo: análise de transmissão de preços*. (Tese inédita de mestrado). Programa de Mestrado em Economia, Universidade Estadual de Maringá, Maringá.
- Silva Neto, W. A. & Parré, J. L. (2012). Assimetria na transmissão de preços: evidências empíricas. *Revista Econômica do Nordeste*, 43(1), 109-124. Retirado de http://www.bnb.gov.br/projwebren/Exec/artigoRenPDF.aspx?cd_artigo_ren=1285
- Spers, E. E. & Nassar, A.M. (2004). Competitividade do sistema agroindustrial do feijão. Em Farina, E. M. Q. (Ed.), *Competitividade do agribusiness brasileiro* (pp.103-251). São Paulo: PENS/FIA/FEA/USP.
- Tappata, M. E. (2009). Rockets and feathers: Understanding asymmetric pricing. *RAND Journal of Economics*, 40(4), 1-25. Retirado de <http://ssrn.com/paper=978022>
- Tey, J. Y. S. (2009). *Symmetry in farm-retail price transmission: pork in Malaysia*. Malaysia: Institute of Agricultural and Food Policy Studies, Universiti Putra Malaysia, 12. Retirado de <http://mpr.ub.uni-muenchen.de/16693/2/> MPRA_paper_16693.pdf
- Tweeten, L. G. & Quance, C. L. (1969). Positivist measures of aggregate supply elasticities: Some new approaches. *The American Economic Review*, 59(2), 175-183. Retirado de <http://www.jstor.org/stable/1823667>
- Ward, R. W. (1982). Asymmetry in retail, wholesale, and shipping point pricing for fresh vegetables. *American Journal of Agricultural Economics*, 64(2), 205-212. Retirado de <http://www.jstor.org/stable/1241124>
- Wolffram, R. (1971). Positivist measures of aggregate supply elasticities: Some new approaches: Some critical notes. *American Journal of Agricultural Economics*, 53(2), 356-359. Retirado de <http://dx.doi.org/10.2307/1237462>