

# Transmissão de preços entre o produtor e varejo: evidências empíricas para o setor de carne bovina em Goiás

**Resumo:** A economia goiana vem se destacando no contexto nacional. Seu PIB atingiu R\$ 75 bilhões no ano de 2008. Isso reserva ao estado goiano a nona posição entre as unidades federativas do Brasil. Nesse contexto, a agropecuária tem forte participação na economia de Goiás e a pecuária de corte representa cerca de 23% desse montante e historicamente é o principal produto agropecuário. Buscando informações referentes à amplitude da transmissão do preço, este estudo tem como objetivo principal analisar a transmissão de preço da carne bovina entre o produtor e o varejo em Goiás, onde foi utilizado como metodologia procedimentos econométricos tradicionais: critério de informação de Schwarz para determinar o número de defasagens, teste de raiz unitária aumentado de Dickey-Fuller e análise de regressão. Para a administração deste trabalho, necessário se fez compor um referencial teórico adequado para dar suporte à particularização do modelo econométrico usado para detectar a variação do preço da carne bovina entre o produtor e o varejo. Os resultados da análise de regressão apontam que a comercialização da carne bovina em Goiás não apresenta claramente um agente dominante, ao menos, entre o produtor de boi gordo e o varejista.

**Palavras-chave:** Transmissão; Preços ao produtor; Preços ao varejo; Goiás

## 1 – Introdução

A economia brasileira apresenta um bom momento de expansão nas áreas de agropecuária, indústria e serviços. Com um Produto Interno Bruto (PIB) em R\$ 3,675 trilhões (no ano de 2010), o que equivale a US\$ 2,21 trilhões, tendo exportado mais produtos (US\$ 201,916 bilhões) do que importado (US\$ 181,638 bilhões) em 2010, conforme dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (2011).

Segundo o Ministério da Agricultura e Pecuária – MAPA (2011), o agronegócio brasileiro, apesar da crise financeira global, tem um enorme potencial de crescimento. Merece destaque o mercado interno, pois



Onésio Assis Lobo<sup>1</sup>  
Waldemiro Alcântara da Silva Neto<sup>2</sup>

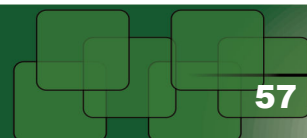
tem se mostrado expressivo para todos os produtos apresentados, além da disponibilidade e abundância de recursos naturais como fatores de competitividade. Acredita-se que o agronegócio brasileiro, mesmo neste momento de crise econômica mundial, ainda continuará sendo o principal fator de equilíbrio para a sustentabilidade econômica do Brasil.

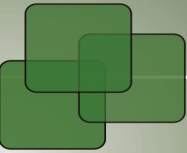
A pecuária de corte nacional apresenta relevância socioeconômica para o país. Do ponto de vista social, devido à sua complexa cadeia produtiva, a atividade é importante fonte geradora de milhares de empregos diretos e indiretos. Ademais, do ponto de vista econômico, a atividade pecuária se destaca no agronegócio nacional, situando o país como importante produtor e exportador mundial de carne bovina. Seu rebanho em 2010 alcançou cerca de 205 milhões de cabeças, consolidando o Brasil como o país que detém o maior rebanho comercial do mundo.

O PIB da agropecuária em 2010 atingiu, em valores correntes desse mesmo ano, o valor de R\$ 217,4 bilhões segundo o Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA, 2011). Segundo dados da FAEG (Federação da Agricultura e Pecuária de Goiás, 2011), o Valor Bruto da Produção (VBP) em 2010 da carne bovina, no estado de Goiás, foi de R\$ 4,7 bilhões e as projeções para esse ano são de que esse valor passe para R\$ 5,5 trilhões. Esses dados reforçam a importância estratégica da pecuária de corte para a economia goiana, seja na geração de renda ou de superávits comerciais.

<sup>1</sup> Economista, e-mail: onesiolobo@gmail.com

<sup>2</sup> Professor Adjunto em Economia – FACE/UFMG, e-mail: netoalcan@gmail.com





Diante da importância da pecuária goiana para a dinâmica econômica, o objetivo desse artigo é o de analisar a transmissão e preços entre dois agentes desse mercado: o produtor (preço da arroba) e o varejista (preço do quilo da carne). Especificamente, compreender qual a magnitude da elasticidade-preço e ainda, buscar subsídios para apontar qual o agente nesse processo de comercialização tem se apropriado de maiores margens. O método utilizado é baseado nos testes tradicionais da econometria de séries temporais: raiz unitária aumentado de Dickey-Fuller (1979), critério de informação de Schwarz e análise de regressão.

Além dessa introdução, esse artigo contém mais quatro seções, a saber: revisão de literatura, material e métodos, resultados e discussões e as considerações finais.

## **2 – Referencial Bibliográfico**

### **2.1 – Transmissão de Preços**

A teoria de transmissão de preços, segundo Barros (1990), trabalha com a identificação do agente da cadeia (produtor, atacadista e varejista) que origina a mudança de preços da carne bovina, denominado líder. A liderança se associa à sensibilidade do setor às variações da oferta e demanda, ao custo para alterar os preços, à quantidade de transações com poucos produtos (especialização), e ao risco de prejuízo.

Através da análise da transmissão de preços é possível avaliar o comportamento e o repasse dos preços nos distintos níveis da cadeia de comercialização.

Segundo Lourenzani e Silva (2004), os atacadistas são os agentes intermediários no processo de distribuição. Possui eficiência ao desempenhar as funções de venda, promoção, armazenagem, transporte e na transmissão de informações. Os varejistas são representados principalmente pelas grandes redes de supermercados de tamanhos variados, varejões, sacolões e feiras livres.

A elasticidade de transmissão diz respeito à intensidade e ao período de ocorrência da transmissão de preços.

Para medir a intensidade da transmissão, estima-se a elasticidade, ou seja, o impacto percentual de uma variação do preço, em um segmento do sistema, sobre o preço do outro segmento.

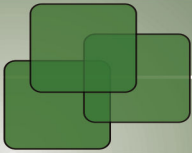
Essa transmissão seria um indicativo de uma distribuição mais equânime de ganhos proporcionados pelo aumento do preço do produto final da cadeia, considerando que não houve alteração significativa na tecnologia de processamento e que a matéria-prima tem um peso elevado nos custos totais. Se a elasticidade-preço é menor do que 1, tem-se uma transmissão imperfeita, indicando a possibilidade de haver ganhos de margem por parte de um elo da cadeia (MARGARIDO; FERNANDES; TUROLLA, 2002).

## **3 – Material e Métodos**

Nesta seção é apresentada a metodologia utilizada para a análise da transmissão de preços. A seguir, são descritos os procedimentos econométricos utilizados: testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), critério de informação de Schwartz, e análise de regressão.

### **3.1 – Dados**

As séries de preços são mensais, e compreendem o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2010. Quanto ao tratamento dos preços mensais, inicialmente inflacionou-se as séries com o Índice Geral de Preços Disponibilidade Interna (IGP-DI), que é controlado pela Fundação Getúlio Vargas. A base adotada foi dezembro de 2010. As séries de preços utilizadas foram coletadas de fontes oficiais, sendo os preços dos produtores fornecidos pela FAEG e dos varejistas fornecidos pelo Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos – DIEESE (2011). No Quadro 1 estão descritas as variáveis do modelo, suas respectivas fontes e os tratamentos realizados.



**Quadro 1 – Séries de preços utilizadas no trabalho**

Variável	Tratamento realizado e descrição da variável	Fonte
Preços ao Produtor (PP)	Preço da arroba do boi gordo no Estado de Goiás; inflacionado pelo IGP-DI (valores correntes de dezembro de 2010).	FAEG
Preços ao Varejo (PV)	Preço do quilo da carne bovina na cidade de Goiânia, inflacionado pelo IGP-DI (valores correntes de dezembro de 2010).	DIEESE

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Vale ainda ressaltar, que para fins de interpretação econômica dos resultados e análise de elasticidade, os mesmos serão tratados em logaritmos. O Software utilizado foi o RATS - *Regression Analysis of Time Series*, versão 6.0.

$$CS = n^{\frac{k}{n}} \sum \frac{\hat{\mu}^2}{n} = n^{\frac{k}{n}} \frac{SQR}{n} \quad (1)$$

em logaritmos:

$$\ln CS = \left(\frac{k}{n}\right) \ln(n) + \ln\left(\frac{SQR}{n}\right) \quad (1')$$

### 3.2. – Referencial Metodológico

#### 3.2.1 - Séries estacionárias

De acordo com Gujarati (2000), o processo estacionário de uma série cronológica é aquele cuja distribuição de probabilidade conjunta permanece estável ao longo de tempo. Neste caso as séries cronológicas de uma variável são distribuídas identicamente.

Uma série cronológica é estacionária (no sentido fraco):

- se a sua média e variância não se alteram sistematicamente com o tempo;
- o valor da covariância entre dois períodos depende apenas da distância entre os dois períodos e não do período atual no qual a covariância tem sido calculada.

#### 3.2.2 – Número de defasagens pelo Critério de Schwarz

Segundo Gujarati (2000), o Critério de Schwarz (CS) é utilizado para determinar o número de defasagens de uma série temporal. Schwarz sugere que seja minimizada a seguinte função:

Em que  $\left(\frac{k}{n}\right) \ln(n)$  é denominado fator de penalidade,  $k$  é o número de regressores (incluindo o intercepto),  $n$  é o total de observações e SQR é a Soma dos Quadrados dos Resíduos.

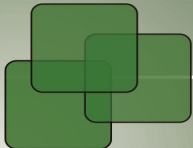
#### 3.2.3 Teste de Raiz Unitária

##### 3.2.3.1 Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Em economia é comum as séries econômicas serem não estacionárias. Os preços não se comportam de maneira uniforme num intervalo de tempo, isto é, nem sempre os preços encontram-se num equilíbrio constante. Assim, tem-se a necessidade de se conhecer a estacionariedade das séries.

Portanto, com o objetivo de verificar a estacionariedade do índice geral de preços e dos alimentos, foi realizado o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado – ADF (1979). Seguindo os procedimentos apresentados por Enders (2004), o teste de raiz unitária ADF é utilizado para verificar a ordem de integração de uma série temporal  $Y_t$ , detectando ou não a existência de raiz unitária através dos seguintes modelos de regressão:





$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (02)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (03)$$

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (04)$$

As estatísticas  $\tau_\tau$ ,  $\tau_{\beta\tau}$ ,  $\tau_\mu$  e  $\tau_{\alpha\mu}$ , fornecidas por Mackinnon (1994), são todas usadas para testar a hipótese nula,  $\rho = 0$ . É importante notar que a série pode ser estacionária com uma tendência determinista como na equação (02), ou sem tendência, mas, como *drift* como apresenta a equação (03).

### 3.3 – Análise de Regressão

A análise de regressão estuda o relacionamento entre uma variável chamada a variável dependente e outras variáveis chamadas variáveis independentes. Este relacionamento é representado por um modelo matemático, i.e., por uma equação que associa a variável dependente com as variáveis independentes. Este modelo é designado por modelo de regressão linear simples se define uma relação linear entre a variável dependente e uma variável independente. Se em vez de

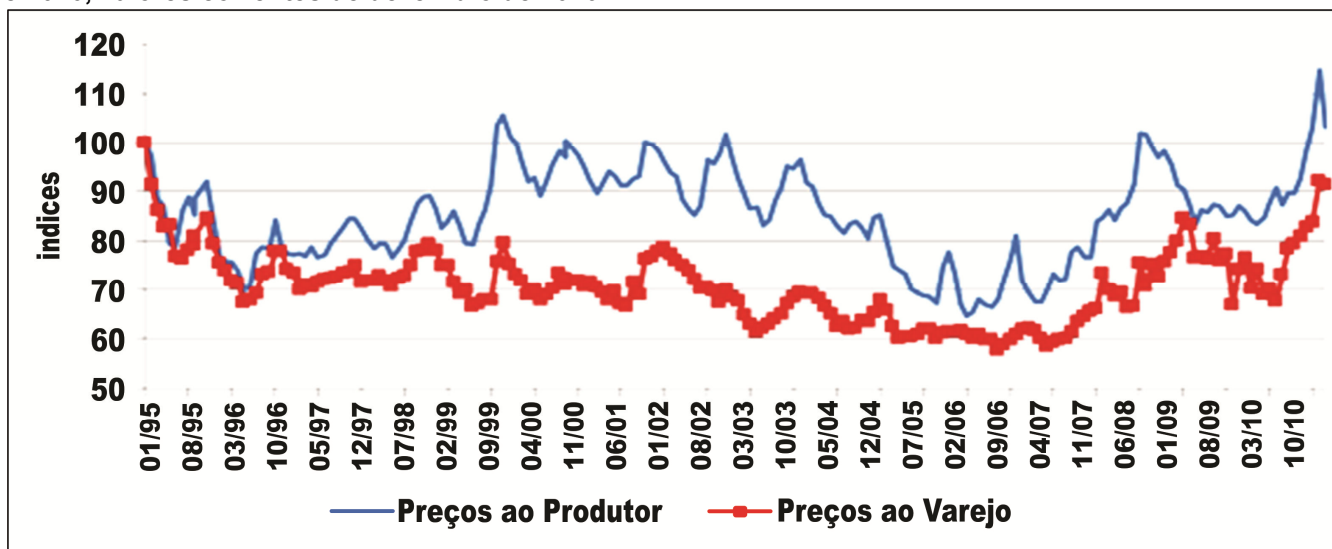
uma, forem incorporadas várias variáveis independentes, o modelo passa a denominar-se modelo de regressão linear múltipla.

### 4 – Resultados e Discussões

Para a análise da transmissão de preços, inicialmente, adotou-se a seguinte nomenclatura: PP (preços em nível de produtor, da arroba do boi gordo para o Estado de Goiás) e PV (preços em nível de varejo, do quilo da carne bovina para a cidade de Goiânia). Os preços entre o produtor e o varejo em Goiás são preços mensais correntes de janeiro de 1995 a dezembro de 2010 e apresentam comportamento semelhante. Ambos revelam uma tendência de queda entre 2000 e meados de 2006; posteriormente ambos os preços apresentam uma ligeira recuperação, especialmente, no final de 2010, onde os preços da arroba de boi gordo alcançou patamar surpreendente.

Na Figura 1, é apresentada a evolução do índice dos preços. É possível verificar certa harmonia entre eles. No entanto, há um “descolamento” mais acentuado no período de 2000 a 2005. Outro fator que chama atenção é que a partir de 2007 há uma tendência de recuperação de ambos os preços, que foi interrompido apenas no ano de 2008, influenciado pela crise internacional.

Figura 1 – Evolução dos preços ao produtor e ao varejo da carne em Goiânia de janeiro de 1995 a dezembro de 2010, valores correntes de dezembro de 2010



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados primários do DIEESE e da FAEG. (2011).



#### 4.1 – Número de Defasagens e Teste da Raiz Unitária

Pelo critério de informação de Schwarz, identificou-se o número de defasagens (*lags*) para as duas séries

analisadas. Na Tabela 1 constatou-se que o número de defasagens para a série PP foi igual a 2 e de PV foi apenas de 1/*lag*.

**Tabela 1 - Resultados do critério de informação de Schwarz para o número de defasagens**

PP		PV	
Valor	LAG	Valor	LAG
-215,78	1	-244,53	1*
-224,90	2*	-240,97	2
-221,32	3	-239,57	3
-216,12	4	-234,87	4
-211,06	5	-234,50	5
-207,78	6	-229,39	6
-205,31	7	-224,21	7
-200,90	8	-220,03	8
-196,49	9	-218,76	9
-193,96	10	-217,20	10

Fonte: Dados da pesquisa.

Posteriormente, é necessário identificar se as séries de preços apresentam características de estacionariedade, por isso em todos os dois casos foram usados o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para os logaritmos dos preços.

Pelo teste de raiz unitária, é possível concluir que as duas séries de preços são estacionárias após

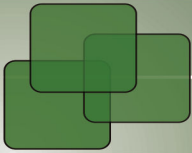
diferenciadas, sem tendência e com constante.

Sendo assim, o modelo a ser estimado é o representado pela equação (3), com constante e sem tendência (Tabela 2). Os valores calculados foram maiores em módulo que o valor tabelado ao nível de significância de 95%. Assim, rejeitou-se a hipótese nula de presença de raiz unitária para ambas as séries.

**Tabela 2 - Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado, preços do produtor (PP) e para os preços do varejo (PV)**

	Modelo 1		Modelo 2	
	$\tau_{\tau}$	$\tau_{\beta\tau}$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\alpha\mu}$
PP	-2,64	0,57	-2,65	2,66
PV	-2,03	1,28	-2,54	2,54

Fonte: Dados da pesquisa.



$$\text{Modelo 1: } \Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

$$\text{Modelo 2: } \Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

Estatísticas (5%):  $\tau_\tau : -3,43$ ;  $\tau_{\beta\tau} : 2,79$ ;  $\tau_\mu : -2,88$ ;  $\tau_{\alpha\mu} : 2,53$

## 4.2 – Análise de Regressão

Os resultados da elasticidade de transmissão de preços estão na Tabela 3, a seguir:

**Tabela 3 – Resultados da elasticidade transmissão de preços**

Efeito sobre PP			Efeito sobre PV		
Variável	Coeficiente	Nível de Significância	Variável	Coeficiente	Nível de Significância
Constante	0,21	0,01	Constante	0,28	0,01
PV	0,91	0,00	PP	0,93	0,00

Fonte: Dados da pesquisa.

A questão a ser investigada é de como se comportam os preços do produtor diante de variações nos preços ao varejo. Os resultados mostram que um choque exógeno de 1% nos preços ao varejo afetam os preços ao produtor contemporaneamente em 0,91%, ou seja, um aumento em 1% nos preços ao varejo elevam os preços ao produtor em 0,91%. A análise do efeito do preço ao produtor sobre os ao varejo assume as mesmas premissas da anterior. Um choque exógeno de 1% nos preços ao produtor elevam os do varejo em 0,93%. Ou seja, o aumento de 1% nos preços ao produtor faz com que os preços ao varejo aumentem em 0,93%. Ambos os resultados foram significantes ao nível de 95%.

Sendo assim, observa-se uma forte tendência de que esta transmissão de preços seja simétrica, pois as variações e impactos são bem próximos entre os dois agentes e mantém uma linha tênue entre eles. Cabe ressaltar que o teste de Assimetria na Transmissão de Preços (ATP) exige alguns testes adicionais, no entanto, os resultados obtidos sugerem que essa transmissão entre o produtor e o varejista, para os setor de carne bovina, em Goiás, seja simétrica. Esse resultado difere do encontrado por Silva Neto e Parré (2011) para o estado de São Paulo. Esses autores mostraram que a

transmissão de preços entre os preços da arroba do boi gordo e os preços do bezerro são assimétricas: os produtores de bezerro não repassavam as quedas nos preços ao nível posterior de comercialização; somente eram repassadas as altas nos preços.

## 5 – Considerações Finais


A condução desse trabalho mostrou por meio dos testes de raiz unitária, que as séries de preços se mostraram estacionárias depois de diferenciadas e com presença de constante.

A análise das elasticidades de transmissão de preços permitiu concluir que os choques exógenos nos preços revelaram um comportamento muito semelhante entre si.

Tanto nos efeitos contemporâneos dos preços ao produtor sobre os ao varejo e vice-versa. Isso reflete que a comercialização da carne bovina em Goiás não apresenta claramente um agente dominante, ao menos, entre o produtor de boi gordo e o varejista.

A principal limitação dessa pesquisa é restringir-se à análise de transmissão de preços da carne bovina do produtor para o varejo, o que muitas vezes é insuficiente para concluir sobre o padrão de concorrência e se houve





variação significativa de diferenciação ou imperfeições de mercado decorrentes de problemas de informação e custos de transação.

Para tanto, seria desejável replicar esta análise em diferentes mercados relevantes e que apresentem graus de concentração de mercado distintos. Assim, seria possível avaliar se as estratégias de preços decorrem, de fato, do padrão de concorrência ou de outros tipos de imperfeições de mercado.

Novas pesquisas devem ser conduzidas permeando outras análises com séries de preços de outros produtos - o que não foi feito neste estudo, pois seu objeto era a transmissão do preço da carne bovina entre o produtor de boi gordo e o varejo - que melhor represente o atual método de comercialização. Além disso, seria importante realizar os testes de cointegração entre as séries, com o objetivo de verificar se há uma relação de longo prazo entre elas. Ainda, poderiam ser realizados os testes de assimetria na transmissão de preços e também, incluir na análise os preços do bezerro.

### Referências Bibliográficas

BARROS, G.S.C. **Transmissão de preços pela central de abastecimento de São Paulo**. Revista Brasileira de Economia, Rio de Janeiro, FGV, 44(1): 5-20, jan./mar. 1990.

BRASIL. Ministério da Agricultura e Pecuária – MAPA (2011). Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/>> acesso em: 26 mai. 2011.

Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA, (2011). Disponível em: <[www.cepea.esalq.usp.br/](http://www.cepea.esalq.usp.br/)> acesso em: 10 jun. 2011.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICAS E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS – DIEESE.

Disponível em: <<http://www.dieese.org.br/>> Acesso em: 28 abr. 2011.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. **Distribution on the estimator for auto-regressive time series with a unit root**. Journal of the American Statistical Association, Alexandria, v. 74, p. 427-431, 1979.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 2004. 466 p.

FEDERAÇÃO DA AGRICULTURA E PECUARIA DE GOIAS (FAEG). Disponível em: <<http://www.faeq.go.gov.br>> Acesso em: 28 abr. 2011.

Gujarati, D. N.; **Econometria básica**. 3 ed. São Paulo: Editora Afiliada. 2000.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística– IBGE. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>> Acesso em: 14 abr. 2011.

LOURENZANI, A. E. B. S.; SIL' A. L. **Custo de transação na distribuição de tomate in natura**. Agriculturaem São Paulo, v. 51, n 1, p. 41-50, jan/jun 2004.

MACKINNON, J.G.; **Approximate Asymptotic Distribution Functions for Unit-Root and Cointegration Tests**. Journal of Business & Economic Statistics, v.12, p. 167-176, 1994.

MARGARIDO, M. A.; FERNANDES, J. M.; TUROLLA, F. A. **Análise da formação de preços no mercado internacional de soja: o caso do Brasil**. Agricultura em São Paulo, São Paulo, v. 47, n. 2, p. 71-85, 2002.

SILVA NETO, W. A. ; PARRÉ, J.L. . **Assimetria na transmissão de preços: evidências empíricas**. In: 49º Congresso da SOBER - Sociedade Brasileira de Economia Administração e Sociologia Rural, 2011, Belo Horizonte. 49º Congresso da SOBER - Sociedade Brasileira de Economia Administração e Sociologia Rural, 2011.