



**SÉRIE DE TEXTOS PARA DISCUSSÃO
DO CURSO DE CIÊNCIAS
ECONÔMICAS
TEXTO PARA DISCUSSÃO N. 32**

**Relação de longo prazo entre os preços do produtor e do varejo da
carne bovina em Goiás**

**Herberth Duarte dos Santos
Waldemiro Alcântara da Silva Neto**

NEPEC/FACE/UFG
Goiânia – Outubro de 2012



Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
GPT/BC/UFG

S237r Santos, Herberth Duarte dos.
Relação de longo prazo entre os preços do produtor e do varejo da carne bovina em Goiás / Herberth Duarte dos Santos, Waldemiro Alcântara da Silva Neto. – Goiânia: UFG/NEPEC/FACE, 2012.
26 f. (Série de Textos para Discussão do Curso de Ciências Econômicas ; n. 32).

Bibliografia.

1. Carne Bovina. 2. Preço 3. Cointegração. I. Silva Neto, Waldemiro Alcântara da. II. Título.

CDU: 636.2:658.8.5

Relação de longo prazo entre os preços do produtor e do varejo da carne bovina em Goiás

Herberth Duarte dos Santos¹
Universidade Federal de Goiás

Waldemiro Alcântara da Silva Neto²
Universidade Federal de Goiás

RESUMO

Tendo como pano de fundo a importância da pecuária de corte bovina na formação do Produto Interno Bruto do Estado de Goiás, este estudo tem como objetivos: analisar a existência de relação de longo prazo entre os diferentes níveis de preço da carne bovina em Goiás; demonstrar e analisar o sentido da causalidade entre os preços, seu processo de transmissão e medir as elasticidades-preço da carne. Para tanto foram usadas as séries de preços do Kg da carne do bezerro, ao produtor e no varejo, de 2001 a 2011. Para análise econométrica foram usados os seguintes métodos de análise de séries temporais: teste de raiz unitária, cointegração, causalidade de Granger, decomposição da variância e função de resposta ao impulso. Os resultados revelaram que não há, neste período, relação de longo prazo entre os preços analisados e que alterações no preço do bezerro afetam de forma mais intensa o preço no varejo, que alterações no preço produtor, assim como afetam de forma mais intensa o preço do produtor, que alterações no preço do varejo. Palavras-chave: carne bovina, preço, cointegração e causalidade.

ABSTRACT

Having as background the importance of beef cattle in the formation of Gross Domestic Product of the State of Goiás, this study aims to: analyze the existence of long-term relationship between the different levels of beef prices in Goiás; demonstrate and analyze the direction of causality between prices, its transmission process and measuring price elasticities of meat. Were used for both the series of prices Kg beef calf, the producer and retail, from 2001 to 2011. For the econometric analysis we used the following methods of time series analysis: unit root test, cointegration, Granger causality, variance decomposition and impulse response function. The results revealed that there is, at this time, long-term relationship between prices and analyzed changes in the price of the calf affect more intensely the retail price, that price changes in producer and affect more intensely the price producer, that changes in the price of retail.

Keywords: beef, price, cointegration and causality.

JEL: Q13; Q18

¹ Sociólogo e Economista, mestre em Estudos Populacionais e Pesquisas Sociais pela Escola Nacional de Ciências Estatísticas/IBGE

² Doutor em Economia Aplicada – Pesquisador do GECAC – Grupo de Estudos sobre a Comercialização no Agronegócio e na Agropecuária nas Regiões Centro-Oeste e Sul do Brasil.

1 Introdução

A primeira década dos anos 2000, em especial sua segunda metade, foi marcada por significativos abalos na economia mundial, com destaque para crise financeira americana, desencadeada em 2008 com a crise do *subprimes* e a falência do tradicional banco de investimento Lehman Brothers e, logo depois, a radicalização da crise fiscal na zona do euro, levando importantes países do bloco europeu a elevados níveis de endividamento.

Neste período, a economia brasileira, mesmo não estando imune às reverberações provocadas por estas crises, apresentou resultados positivos, a exceção de 2009, quando se registrou uma retração econômica de 0,2%. Segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2012), o agregado da economia brasileira, medido pelo Produto Interno Bruto (PIB), apresentou, entre os anos de 2000 e 2010, um crescimento econômico anual médio de aproximadamente 3,70%, passando, a preços correntes de 2010, de R\$ 2,64 trilhões em 2000, para R\$ 3,77 trilhões em 2010, um crescimento de 42,62%.

Dentro deste contexto, o agronegócio, aqui entendido como o conjunto de todas as operações e transações envolvidas desde a fabricação dos insumos agropecuários, das operações de produção nas unidades agropecuárias, até o processamento, distribuição e consumo dos produtos agropecuários 'in natura' ou industrializados (RUFINO, 1999 apud ARAÚJO, 2007), teve papel de destaque, com uma significativa participação neste resultado. Segundo o Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA (2012), a participação do Agronegócio no PIB esteve durante toda a década, acima dos 22%, com auge em 2003, quando detinha uma participação de 28,3%, tendo em 2010, atingido cerca de R\$ 821 bilhões, com 22% de participação.

O agronegócio da pecuária tem uma representação de quase 1/3 do valor total do agronegócio e participou, em 2010, com significativos 6,6% do total do PIB brasileiro, o que representa, aproximadamente, R\$ 242,6 bilhões. Trata-se de um importante segmento da economia nacional e que apresenta, segundo projeções do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento – MAPA (2012), boas perspectivas de crescimento futuro.

O estado de Goiás, em ranking realizado com informações do PIB de 2009, é o 9º estado da federação que mais contribuiu para a formação do PIB nacional. À época, isso equivalia a 2,64% do PIB brasileiro e somava R\$ 85,62 bilhões. Contudo, quando observado apenas o PIB da agropecuária, o estado passa a contribuir com 6,74% e a figurar como o 6º estado a mais contribuir com o PIB deste setor (SEPLAN-GO, 2011).

No que diz respeito à pecuária de corte bovina, objeto de estudo deste trabalho, dados do IBGE (2012) informam que foram abatidos no Brasil, em 2010, um total de 29.278.095 cabeças de gado. Destes, 8,92% (2.612.313) foram abatidos em Goiás, o que dá uma boa dimensão da importância econômica desta atividade no estado e do próprio estado, que, em 2010, foi o 4º no Brasil em número de abate de bovinos.

Segundo o MAPA (2011), a projeção de crescimento na produção de carne bovina para o período de 2010/2011 a 2020/2021 é de 2,2% ao ano. O que significa dizer que a produção de carne bovina, em toneladas, deverá passar das atuais 9.158, para 11.353, em 2021.

No supracitado estudo, estimou-se ainda um aumento de 2,3% no consumo interno da carne bovina, que passaria das atuais 7.284 toneladas, para 9.428 em 2021, tendo as exportações um aumento anual estimado em 2,6%, passando, das atuais 1.797 toneladas, para 2.325 em 2021.

Neste sentido, o objetivo geral deste trabalho é analisar a relação de longo prazo dos preços da carne bovina para o produtor e para o varejo no estado de Goiás entre os anos de 2001 e 2011. Especificamente, pretende-se: através da análise de cointegração, verificar se há relação de longo prazo entre os diferentes níveis de preço; demonstrar e analisar as variações

dos preços da carne bovina no estado de Goiás e analisar o processo de transmissão e o comportamento do preço da carne bovina na última década em Goiás.

Além desta introdução, este trabalho contém outros quatro capítulos, a saber: revisão de literatura, material e métodos, resultados e discussões e as considerações finais.

No segundo capítulo será realizada uma revisão de literatura. Através da busca e apresentação de trabalhos acadêmicos na área de economia, será feito um resumo e análise de artigos que tratem de temas correlatos ao estudado neste trabalho.

No terceiro capítulo serão apresentados os dados e o método utilizado. Há, aqui, uma apresentação detalhada da fonte de dados, das possíveis interpretações e de qual método mais adequado a sua análise. Será também apresentado o referencial teórico desta pesquisa: os principais conceitos, abordagens e métodos. Neste capítulo há a apresentação das justificativas da escolha pelo método adotado.

No quarto capítulo serão apresentados os resultados da pesquisa. Para tanto serão utilizados recursos tais como tabelas e figuras, além de uma análise sistemática dos resultados alcançados e, por fim, as considerações finais, onde serão apontados os principais aprendizados empreendidos por este estudo e os apontamentos que ele pode fornecer para pesquisas futuras.

2. Revisão de Literatura

Utilizando-se de metodologia semelhante a que será usada neste estudo, Silva et al. (2003) avaliaram a existência de relações de cointegração ou de equilíbrio de longo prazo entre os preços nominais da soja praticados nos mercados brasileiro e norte americano durante o período compreendido entre janeiro de 1995 e agosto de 2002.

Segundo os autores, a avaliação da existência de relações de cointegração ou de equilíbrio de longo prazo possibilita ao investidor conhecer antecipadamente o comportamento dos preços das commodities (no caso, a soja) e a relação que se estabelece entre os preços praticados nos mercados emergentes e norte-americano, tornando assim possível a construção de estratégias para se proteger de possíveis oscilações que possam vir a comprometer os fluxos futuros de seus rendimentos (SILVA et al., 2003).

Os resultados obtidos evidenciam a existência de relações de equilíbrio de longo prazo (cointegração) entre os preços da soja negociados na economia brasileira e os preços cotados na economia americana. O coeficiente de ajustamento encontrado foi de 0,8483, o que significa dizer que, no longo prazo, variações de preços desse produto nos Estados Unidos são transferidas, em média, 84,83% para os preços domésticos no Brasil (SILVA et al., 2003).

Margarido e Fernandes (2001) analisaram a elasticidade da transmissão de preços no mercado de grão de soja entre o porto de Rotterdam, na Holanda, e o Brasil, tendo como referência o período de julho de 1994 a setembro de 2000. Para tanto, os autores utilizaram de métodos de séries temporais, tais como: teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), teste de cointegração de Johansen, modelo vetorial de correção de erro e função de resposta de impulso.

Após a realização dos testes, foi encontrada a presença de um vetor de cointegração, o que confirma a existência de relação de longo prazo entre as variáveis analisadas. Segundo os autores, esse resultado, de um lado, capta o próprio processo de globalização das economias, onde há maior inter-relação entre os preços domésticos e externos e, também, o processo de abertura da economia brasileira, iniciado em 1990, que foi intensificado pós-plano real (MARGARIDO; FERNANDES, 2001).

Lovadine e Bacchi (2005), valendo-se das médias semanais de preços para o período de janeiro de 1999 a janeiro de 2004, tentaram identificar relações causais e estimar as elasticidades de transmissão entre os seguintes pares de preços: preço interno e internacional

de soja em grão; preço interno e internacional de farelo de soja e preço interno e internacional de óleo de soja.

Os métodos usados foram o teste de raiz unitária, teste de cointegração, teste de causalidade de Granger utilizando correlação cruzada com variáveis pré-filtradas com modelos auto-regressivos e estimação da elasticidade de transmissão de preços.

Em seu teste de cointegração, Lovadine e Bacchi (2005) também encontraram indícios que apontam relações de longo prazo entre os preços interno e externo do grão e entre preços interno e externo do farelo. Não se observou, contudo, relação de longo prazo estatisticamente significativa entre os preços interno e externo do óleo.

Como é possível perceber, embora Margarido e Fernandes (2001) e Lovadine e Bacchi (2005) trabalhem com períodos distintos, os primeiros de 1994 a 2000 e os segundos, de 1999 a 2004, os resultados apontam que há, de fato, uma relação de longo prazo entre as variáveis analisadas e, mais que isso, que há uma aceleração no processo de transmissão de preços. Como melhor explicam as autoras:

[...] comparativamente a outros estudos de causalidade realizados para a década de 80 e início dos anos 90, em que a transmissão dos preços ocorria em questão de meses, esse trabalho mostra que houve um aceleração da velocidade de transmissão entre os preços. Tal fato pode ser atribuído à facilidade de acesso à informação proporcionado pela internet, principalmente a partir de meados dos anos 90. (LOVADINE E BACCHI, 2005, p. 6)

Em estudo com metodologia semelhante, Barbosa et al. (2002) analisaram a elasticidade da transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão entre o período de janeiro de 1985 até dezembro de 2000. O objetivo deste estudo era estimar a elasticidade da transmissão de preços no mercado de algodão, considerando os preços internacionais desta *commodity* e verificar a existência de relacionamento de longo prazo entre os preços internacionais e domésticos do algodão.

Tanto o estudo em pauta como os estudos anteriormente citados tem como hipótese a validação ou não da Lei do Preço Único, que está diretamente associado à arbitragem internacional dos preços e tem como premissa a ideia de que: “em mercados concorrenciais livres de custos de transporte e de barreiras oficiais ao comércio (como as tarifas), bens idênticos vendidos em países diferentes devem ser vendidos pelo mesmo preço, quando seus preços são indicados em termos da mesma moeda” (KRUGMAN; OBSTFELD, 1997 apud BARBOSA et al. 2002, p. 93).

Com o intuito de determinar a ordem de integração das variáveis, os autores utilizaram o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste de cointegração de Johansen. Os resultados obtidos mostram que há relacionamento de longo prazo entre os preços do algodão no mercado doméstico brasileiro e internacional.

Contudo, conforme advertem os autores, mesmo sendo estas variáveis cointegradas, ainda assim, a elasticidade de transmissão de preços é menor que a unidade (inelástica), o que significa dizer que variações nos preços internacionais do preço do algodão em pluma não são transmitidos nas mesmas proporções para os preços praticados no Brasil, no longo prazo, o que inviabiliza a Lei do Preço Único (BARBOSA et al. 2002).

Há, também, estudos direcionados à análise dos preços do boi gordo e da carne bovina, este último, objeto de estudo deste trabalho. Zilli et.al (2008), em estudo recente, tentaram identificar a relação de causalidade entre preços do boi gordo em praças nas Regiões Sudeste e Centro-Oeste do Brasil. Para tanto, os autores utilizaram dados de preços diários de

boi gordo (em R\$/@) das praças de Campo Grande (MS), Cuiabá (MT), Goiânia (GO) e Triângulo Mineiro (MG), referentes ao período de 02/01/2002 a 28/12/2007.

Como método de análise econométrica os autores utilizaram o teste de cointegração de Johansen e a causalidade de Granger, identificando, assim, que todas as séries analisadas eram não estacionárias, o que exigiu a realização do teste de cointegração, a partir do qual se verificou a existência de relação de equilíbrio de longo prazo entre todas as praças.

Segundo os autores, os resultados condizem com a interpretação que se faz do atual mercado de boi gordo brasileiro, cujos preços são rapidamente divulgados, refletindo na formação de preços de todas as praças. Além disso, os autores apontam que o mercado do boi gordo é um mercado bastante integrado, no qual o produtor de cada região busca sempre obter informações sobre preços tanto na praça próxima quanto na BM&F (Zilli et. al. 2008)

Lobo e Silva Neto (2011) analisaram o processo de transmissão de preços do produtor ao varejo no setor de carne bovina em Goiás, usando, para tanto, as séries mensais de preços de janeiro de 1995 a dezembro de 2010. O processo de transmissão de preços do produtor ao varejo foram detectados a partir dos testes de raiz unitária de DickeyFuller Aumentado (ADF), do critério de informação de Schwartz e de análise de regressão.

Conforme apontam os autores, os resultados do estudo indicam 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% e um choque exógeno de 1% nos preços ao produtor elevam os do varejo em 0,93%. (LOBO; SILVA NETO, 2011)

A partir destas análises de elasticidade preço, os autores concluem que em Goiás, não há, entre produtor e varejista, um agente dominante quanto à determinação dos preços ou que, pelo menos, os dois agentes reagem, significativamente, a choques exógenos provocados pela outra parte.

3. Material e Métodos

3.1 Material

Para a realização dos testes empíricos foram utilizadas três séries de dados, quais sejam:

- a média do preço a vista do bezerro nelore (por cabeça - 8 a 12 meses) no mercado da região de Goiânia – BZ;
- a média do preço a vista do boi gordo no mercado da região de Goiânia (@), que será tratada neste estudo como o preço ao produtor - PP e, por fim;
- a média do preço da carne no varejo (Kg) - PV, também para o mercado de Goiânia.

Os dados apresentam fontes distintas, conforme Quadro 1. O preço médio a vista do bezerro e do boi gordo foram disponibilizados pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA/ESALQ-USP e os dados referentes ao preço do Kg da carne no varejo foram obtidos em consulta ao banco de dados do Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos - DIEESE. Todos os dados possuem periodicidade mensal e abrangem o intervalo de janeiro de 2001 a dezembro de 2011.

Em um primeiro tratamento, todas as séries foram convertidas em uma mesma unidade de medida, obtendo-se, assim, o preço médio por Kg. Admitiu-se, para tanto, o peso médio do bezerro de 198 kg e a arroba, 15 Kg, segundo metodologia adotada pelo CEPEA. Depois de padronizada a unidade de medida, foi preciso deflacionar os dados, tendo como referência, dezembro de 2011, último período da série. Para deflacionar os dados foi usado o Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna – IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas.

O *software* econométrico usado para a realização dos testes foi o *Regression Analysis of Time Series – Rats 6.2*, no seu complemento *Cointegration Analysis os Time Series – CATS*.

Variável	Descrição da Variável	Fonte
Preço do Bezerro (BZ)	Preço do bezerro, em valores de dezembro de 2011, em R\$/Kg	CEPEA
Preço ao Produtor (PP)	Preço do Boi Gordo, em valores de dezembro de 2011, em R\$/Kg	CEPEA
Preço no Varejo (PV)	Preço médio do Kg da carne, em reais (R\$), em valores de dezembro de 2011.	DIEESE

Quadro 1 - Fontes e descrição das variáveis que compõe o modelo teórico, dados mensais: jan/2001 a dez/2011.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota: Em todas as variáveis foi aplicado logaritmo.

3.2 Método

3.2.1 Séries Temporais

Em economia, as relações entre as variáveis que explicam os fenômenos econômicos raramente se dão de forma instantânea. Há inúmeros casos onde não são apenas os valores contemporâneos das variáveis que explicam sua relação, mas estes valores em relação aos valores passados, defasados. O que significa dizer, que há casos em que Y (variável dependente) reage a X (variável explanatória ou independente) em função da relação que estabelecem em t períodos de tempo.

Este método de análise econométrica é denominado Séries Temporais. Um exemplo de modelo de série temporal é o modelo de defasagens distribuídas:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_k X_{t-k} + u_t \quad (01)$$

Onde β_0 é o multiplicador de curto prazo ou de impacto. Isto porque ele fornece a variação do valor médio de Y em decorrência da variação unitária de X no mesmo período. Se a variação em X é mantida no mesmo nível a partir daí, $(\beta_0 - \beta_1)$ dá a variação de (valor médio de) Y no período seguinte e assim sucessivamente (GUJARATI, 2006).

Existem, segundo Gujarati (2006), pelo menos três razões descritas na literatura econômica que explicam a importância do método de séries temporais e a natureza dos fenômenos defasados, quais sejam: motivos psicológicos, motivos tecnológicos e motivos institucionais.

Entre os motivos psicológicos o autor destaca a força do hábito (inércia), o importante papel das expectativas e a insegurança sobre a natureza das mudanças, se são transitórias ou permanentes. Entre os motivos tecnológicos, o autor dá destaque as expectativas relacionadas à inserção de novas tecnologias, se irão valorizar ou tornar obsoletos produtos e serviços e entre os motivos institucionais, há destaque ao papel da legislação e dos contratos. Desta forma, conclui o autor:

“[...] as defasagens ocupam um papel central na economia. Isso se reflete claramente nos métodos de curto e de longo prazo da economia. É por esta razão que dizemos que as elasticidade preço ou renda, de curto prazo, são, em geral, menores (em valores absolutos) que as correspondentes

elasticidades de longo prazo, ou que a propensão marginal a consumir de curto prazo é, em geral, inferior a de longo prazo. (GUJARATI, 2006, p.534)

Há, contudo, uma importante exigência econométrica a ser respeitada para o trabalho empírico baseado em séries temporais, qual seja: a série utilizada deve ser estacionária. Para que uma série seja considerada estacionária é preciso que sua média e sua variância sejam constantes ao longo do tempo e o valor calculado da covariância dependa apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre dois períodos de tempo, e não do próprio tempo. Em resumo, “se uma série temporal é estacionária, sua média, variância e autocovariância (em diferenças defasadas) permanecem as mesmas, não importa qual o ponto em que a medimos: isto é, elas não variam com o tempo” (GUJARATI, 2006, p.639).

3.2.2 Teste de Raiz Unitária

Na prática, a maioria das séries econômicas não são estacionárias, o que têm implicações importantes sobre a teoria dos ciclos econômicos:

“[...] se a hipótese de raiz unitária for verdadeira para uma série, os choques aleatórios que ela sofresse gerariam na mesma um efeito permanente. As flutuações não seriam transitórias, derrubando, por exemplo, as teorias de que os ciclos econômicos seriam flutuações temporárias em torno de uma tendência” (ALENCAR, 1998, p.171)

Daí a importância do teste de raiz unitária. Um série estimada no modelo ARIMA (p, d, q), com $I > 0$, é uma série que se torna estacionária após a aplicação de d diferenças. Nesse caso, Y_t é integrada de ordem d, ou seja, $Y_t \sim I(d)$; a série Y_t apresenta, assim, tendência estocástica. Em um modelo como:

$$Y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (02)$$

Se $|\rho| < 1$, Y_t é estacionária e Y_t é AR(1).

Se $|\rho| = 1$, Y_t é não estacionária e Y_t é um passeio aleatório (*random walk*).

Os testes mais usuais para verificação de raiz unitária são os desenvolvidos por Fuller (1976) e complementado por Dickey e Fuller (1979; 1981). Os autores partem da premissa de que uma série de tempo pode ser representada por dois componentes, um determinista (T_{Dt}) e outro estocástico (Z_t):

$$Y_t = T_{Dt} + Z_t \quad (03)$$

Ao se assumir que T_{Dt} seja uma função linear no tempo (t), tem-se:

$$T_{Dt} = \mu + \beta_t \quad (04)$$

onde μ é o termo de constante.

Em sua forma geral, as estatísticas Dickey-Fuller utilizam a especificação da eq. (04) para representar a tendência determinista. O emprego da estatística DF tem por objetivo testar se um processo AR(1) tem uma raiz unitária, ou seja, testa-se $H_0: \rho = 1$ na equação (05):

$$Y_t = \mu + \beta_t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (05)$$

onde $\varepsilon_t \sim \text{idd}(0; \sigma_\varepsilon^2)$.

A série Y_t é considerada estacionária se $|\rho| < 1$. A série é não estacionária, apresentando uma tendência estocástica, se $|\rho| = 1$. O teste é feito tomando-se o valor de t , calculado através da metodologia de mínimos quadrados ordinários, e comparando-o com o valor crítico estabelecido pelos autores. A estatística ADF (Dickey-Fuller Aumentado) é aplicada no caso de modelos auto-regressivos com ordem maior que um ($p > 1$) (DICKEY; FULLER, 1979).

Enders (2004, p. 213) sugere uma seqüência metodológica para os testes de raiz unitária, partindo-se do geral (modelo com constante e tendência) para o específico (com menor número ou nenhum termo determinista). Reparametrizando a equação (05), testa-se $|\rho - 1| = 0$ contra a hipótese alternativa $|\rho - 1| = \alpha < 0$:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta + \alpha Y_{t-1} + \sum \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (06)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \alpha Y_{t-1} + \sum \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (07)$$

$$\Delta Y_t = \alpha Y_{t-1} + \sum \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (08)$$

As estatísticas do teste t para a estimativa do coeficiente de Y_{t-1} das equações (07) a (08) são as de Fuller (1976). Tais estatísticas - τ_τ , τ_μ e τ - correspondem, respectivamente, aos casos: (i) com constante e tendência; (ii) apenas com constante e (iii) sem tendência e sem constante.

Dickey e Fuller (1976; 1981) obtiveram também as distribuições das estatísticas $\tau_{\alpha\mu}[H_0: \alpha = 0 \text{ no modelo representado pela eq. (07)}]$, e $\tau_{\beta\tau}[H_0: \beta = 0 \text{ no modelo representado pela eq. (06)}]$.

Elliot, Rothenberg e Stock (1996) desenvolveram um teste conhecido como Dickey-Fuller Generalized Least Square – DF-GLS indicado para ser usado quando o número de observações da série temporal é pequeno. Segundo Elliot, Rothenberg e Stock (1996), as alterações propostas em relação aos testes de Dickey-Fuller estavam fundamentadas nos seguintes fatos: 1) a extração da tendência de uma série pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários – MQO - é ineficiente; e 2) necessidade de uma melhor compatibilidade entre o verdadeiro processo gerador da série e o modelo especificado, através de uma seleção apropriada da sua ordem.

Em relação ao primeiro aspecto - extração da tendência -, Elliot, Rothenberg e Stock (1996) propõem a utilização do método de estimação: Mínimos Quadrados Generalizados – MQG. Numa segunda etapa, os autores empregam o procedimento padrão DF ou ADF na série filtrada (eliminados os componentes deterministas). A estatística t é usada para testar a hipótese nula $H_0: \alpha_0 = 0$, indicando presença de raiz unitária contra $H_1: \alpha_0 < 0$, no caso da série ser estacionária. A seguinte equação representa o teste:

$$\Delta y_t^\mu = \alpha_0 y_{t-1}^\mu + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta y_{t-j}^\mu + \varepsilon \quad (09)$$

A eq. (09) é estimada por MQO, e y_t^μ é uma série com componentes deterministas removidos por MQG. Os valores críticos foram obtidos pelos autores no caso do modelo que inclui constante e tendência. Quando o modelo inclui apenas constante, os valores críticos são os mesmos dos testes DF ou ADF, correspondentes à estatística τ_μ .

3.2.3 Número de Defasagens

Quanto à escolha do número de defasagens, será usado um critério desenvolvido por Ng e Perron (2001), denominado Critério Modificado de Akaike – MAIC. Estes autores demonstraram que os critérios usuais de Akaike (AIC) e o de Schwarz (BIC) tendem a selecionar baixos valores para as defasagens sob presença de grandes raízes unitárias negativas (próximas a -1), o que leva a conclusões distorcidas.

A extração dos componentes deterministas por MQG e o uso do critério de MAIC produzem testes de raiz unitária mais robustos (NG; PERRON, 2001). Os valores críticos foram obtidos pelos autores no caso do modelo que inclui constante e tendência. Quando o modelo inclui apenas constante, os valores críticos são os mesmo dos testes DF ou ADF, correspondentes à estatística.

3.2.4 Modelo de Auto-regressão Vetorial – VAR

Para a realização de algumas das análises que serão feitas neste estudo é preciso que as variáveis estejam especificadas em um modelo de Auto-regressão Vetorial – VAR, onde as inter-relações existentes entre as variáveis são modeladas através da técnica de equações simultâneas, propiciando uma análise de regressão múltipla.

E preciso ter claro, contudo, que o que diferencia a modelagem VAR das demais modelagens de equações simultâneas é o fato de que neste método, cada variável endógena é explicada por seus valores defadados, mas, também, pelos valores defasados de todas as demais variáveis endógenas do modelo; o que faz com que, em geral, não existam variáveis exógenas neste tipo de modelagem.

Como exemplo, em uma modelagem com vetor autorregressivo bidimensional VAR(p) de ordem p são apresentadas duas variáveis e duas equações e uma ordem de defasagem calculada pelos critérios de informação. Senão, vejamos:

$$Y_t = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_j X_{t-j} + u_{1t} \quad (10)$$

$$X_t = \alpha' + \sum_{j=1}^k \theta_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_j X_{t-j} + u_{2t} \quad (11)$$

Cada uma das variáveis (X_t e Y_t) é explicada por valores defasados dela própria e por valores defasados da outra variável, mais um termo estocástico (u_{1t} e u_{2t}), com média zero, variância constante e não serialmente correlacionado, denominado impulso, inovação ou choques na linguagem VAR (GUJARATI, 2006)

Assim, na modelagem VAR o valor de cada variável é expresso como uma função linear dos valores passados daquela e das outras variáveis incluídas no modelo, o que permite captar os padrões históricos de cada variável e seu relacionamento com as demais variáveis especificadas no modelo, permitindo, dentre outras coisas, a estimação de funções de impulso resposta e a causalidade de Granger, que farão parte do escopo deste estudo.

3.2.5 Cointegração

A realização de testes de cointegração tem o objetivo de detectar a existência de relacionamento de longo prazo entre as variáveis. Entre os testes de cointegração, destacam-se o teste de cointegração de Engle-Granger e o teste de cointegração de Johansen.

Neste estudo será usado o teste de cointegração de Johansen, considerado pela literatura especializada, como o mais adequado para análise multivariada, por não requerer a classificação das variáveis em endógenas e exógenas e permitir a estimação de mais de um vetor de cointegração.

Para um processo do tipo VAR(p), com a constante e um termo representando variáveis não estocásticas, têm-se:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + \Psi D_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

sendo x_t um vetor ($n \times 1$) de variáveis estocásticas e D_t um vetor de variáveis não estocásticas. Assumindo-se a mesma ordem de integração para todas as variáveis, o teste de Johansen é realizado ajustando-se a eq. (12) re-parametrizada:

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + \Pi x_{t-1} + A_0 + \Psi D_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

com: $\Pi = \alpha\beta$

na qual β é uma matriz ($n \times r$) de vetores de co-integração e α é uma matriz ($n \times r$) de pesos em que cada vetor de co-integração entra no VAR. Têm-se então:

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + \alpha\beta' x_{t-1} + A_0 + \Psi D_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

onde $\beta' x_{t-1}$ representa o termo de correção de erro – construído levando em consideração o número de relações de co-integração observadas entre as variáveis. Se for observada apenas uma relação de co-integração, β tem dimensão ($1 \times n$) ou ($1 \times n + 1$) se esta incluir constante. Em geral, esse vetor é normalizado para uma variável.

3.2.6 Função Impulso-Resposta

Como explica Bueno (2008), a função impulso-resposta delinea o comportamento das séries incluídas no modelo VAR em resposta a choques ou mudanças provocadas por variáveis residuais. A simulação baseada na função impulso-resposta do VAR provê um mecanismo para estimar respostas a choques, sem manter a pressuposição de condições, *ceteris paribus*, para outras variáveis do modelo.

Considerando-se o modelo VAR bidimensional, conforme demonstrado no item 3.2.4, o efeito de um choque ou de uma mudança em uma variável no instante X_{t-k} , tem um efeito instantâneo sobre os valores desta variável, mas pode afetar também os valores futuros de X e Y, uma vez que os valores defasados de X aparecem nas duas equações.

3.2.7 Decomposição da Variância

De acordo com Enders (2004), a decomposição da variância fornece o percentual do erro da variância prevista atribuída aos choques de uma determinada variável versus os choques nas outras variáveis do sistema. Se os choques observados numa variável z não são capazes de explicar a variância do erro de previsão da variável y , diz-se que a seqüência y é exógena. Caso contrário, diz-se que a seqüência é endógena.

A decomposição da variância dos erros de previsão mostra a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do sistema econômico ao longo do tempo, isto é, permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas, isoladamente, apresentando, em termos percentuais, qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre ela própria e sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema (MARGARIDO et al., 2002, p. 78).

3.2.8 Teste de causalidade de Granger

Em economia a questão da causalidade, como aponta Gujarati (2006), é profundamente filosófica e cercada de todo tipo de controvérsia. Em análises *cross-section* evita-se a idéia de causalidade, que é substituída pela idéia de dependência, diz-se que Y (variável dependente) reage a X (variável explanatória). Nas análises de regressões que envolvem séries temporais, contudo, a situação pode ser diferente, pois é aceitável a hipótese, ou melhor, a possibilidade, de que eventos passados possam causar eventos contemporâneos.

Alguns economistas preferem precedência a causalidade ou pelo menos a idéia de causalidade preditiva, pois como argumenta Diebold (2001, apud Gujarati, 2006, p. 560):

[...] a afirmação “ y_i causa y_j ” é apenas uma forma abreviada para a declaração mais precisa, mais longa, “ y_i contém informações úteis para prever y_j (no sentido dos mínimos quadrados lineares) além das histórias das outras variáveis do sistema”. Para poupar espaço, dizemos simplesmente que “ y_i causa y_j ”.

O teste causalidade de Granger pressupõe que a informação relevante para a previsão de uma ou outra variável do modelo está unicamente contida nos dados da série temporal dessas variáveis. Como exemplo, em um teste de causalidade bilateral³, a estimação do teste é feita com o seguinte par de regressões:

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{t-j} + u_{1t} \quad (15)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j X_{t-j} + u_{2t} \quad (16)$$

Neste caso, há quatro possibilidades:

1- Uma causalidade unidirecional de Y para X se os coeficientes estimados de Y defasados na primeira equação forem, como um grupo, estatisticamente diferentes de zero (*isto é* $\sum \alpha_i \neq 0$) e os coeficientes estimados para X defasados na segunda equação não forem estatisticamente diferentes de zero (*isto é* $\sum \delta_j = 0$).

2- No sentido inverso, existe uma causalidade unidirecional de X para Y se os coeficientes estimados de X defasados na primeira regressão não forem, como um grupo, estatisticamente diferentes de zero (*isto é* $\sum \alpha_i = 0$) e os coeficientes estimados para X defasados, na segunda regressão, forem estatisticamente diferentes de zero (*isto é* $\sum \delta_j \neq 0$).

3- Uma causalidade bilateral é sugerida quando os conjuntos dos coeficientes de Y e de X forem estatisticamente diferentes de zero nas duas regressões.

4- Finalmente, há independência, quando os conjuntos de coeficientes de Y e X não forem estatisticamente significativos em nenhuma regressão.

1. Resultados e Discussões

4.1 Estatísticas Descritivas

Como pode ser observado nos valores mínimos e máximos da Tabela 1, os preços do Kg da carne bovina, seja do bezerro, produtor ou no varejo, sofreram significativas oscilações no período em análise.

³ Como será feito neste estudo, por meio da técnica de auto-regressão vetorial - VAR é possível estender o teste de causalidade a modelos multivariados.

Tabela 1- Estatísticas Descritivas, usando as observações 2001:01 - 2011:12

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo
Preço do Bezerro (BZ)	R\$ 3,18	R\$ 3,23	R\$ 2,29	R\$ 4,34
Preço ao Produtor (PP)	R\$ 5,52	R\$ 5,53	R\$ 4,30	R\$ 7,20
Preço no Varejo (PV)	R\$ 11,79	R\$ 11,61	R\$ 9,73	R\$ 15,64

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Em forma de número índice, como plotado no gráfico da Figura 1, é possível perceber a dimensão destas oscilações em relação ao valor inicial da série. O preço médio do Kg da carne do bezerro, esteve, em média, 86,44% do valor inicial, seu mínimo foi 61,22% e o máximo, 116,13%. O preço médio do Kg da carne do boi gordo, esteve, em média, 93,60% do valor inicial, seu mínimo foi 72,89% em relação ao valor inicial, e o máximo, 122%. No varejo, o kg da carne esteve, em média, 97,79% do seu valor inicial, seu valor mínimo foi de 80,70% e o máximo, 129,68%.

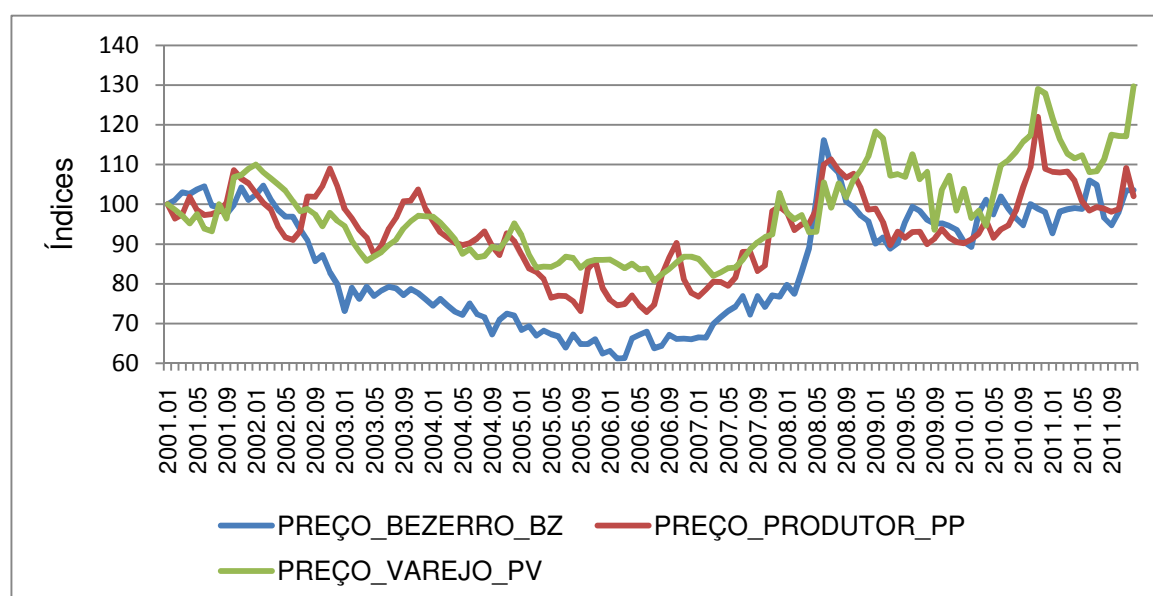


Figura 1 - Evolução dos índices dos preços do bezerro, produtor e varejo (base 100=jan/2001)

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados primários do CEPEA e do DIEESE.

Por estarem deflacionados, os dados em número índice relevam o aumento real dos preços. Pode-se assim observar que, ao final do período, enquanto o preço médio do kg da carne do bezerro e do boi gordo subiram, respectivamente, 3,6% e 2,07%, o preço do kg da carne no varejo subiu 29,68%.

A Figura 2 mostra a relação dos preço ao produtor em relação ao preço no varejo. Para toda a série, em média, o preço do kg da carne ao produtor, representou 47% do preço do kg da carne no varejo, ou seja, em média, para cada R\$ 1,00 gasto com a compra da carne no varejo, R\$ 0,47 vão, dentro da lógica da cadeia produtiva, até o produtor (todos os custos e margens inclusos até esta etapa) e R\$ 0,53, ao varejista.

Há, na série, como mostra a equação da regressão, a tendência de uma participação cada vez menor do preço do produtor na formação do preço no varejo. No último mês da série, por exemplo, esta participação foi de 38,53%, a menor participação, em todo o período analisado.

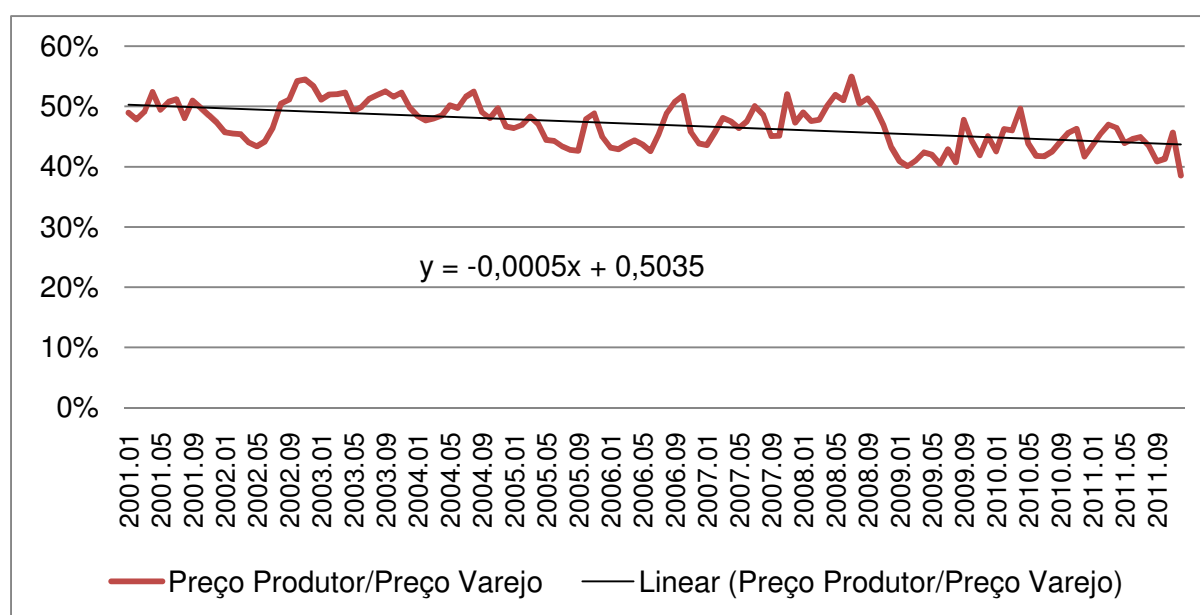


Figura 2- Evolução da participação do preço ao produtor na formação do preço no varejo.
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados primários do CEPEA e do DIEESE.

4.2 Teste de Raiz Unitária e Número de Defasagens

Na Tabela 2 estão os resultados dos testes de raiz unitária para as variáveis em análise. Como demonstrato anteriormente, o teste usado foi o proposto por Eliot, Rorhemberg e Stock (1996), também chamado de *Dickey-Fuller Generalized Least Square – DF –GLS*.

Quanto ao número de defasagens das variáveis, foi usado o critério modificado de Akaike (MAIC), e os resultados foram os mesmos para os dois modelos. A ordem de cada um encontra-se especificada na segunda coluna da tabela.

Os resultados indicam que todas as séries são integradas de ordem 1 – I (1) seja ao nível de significância de 0,01 ou de 0,05 de probabilidade. Tanto no modelo com constante e tendência, quanto no modelo apenas com constante, o teste para a hipótese $H_0: \rho = 1$, apresenta resultados com valores fora da área de rejeição para as variáveis em nível, aceitando-se, portanto, a hipótese nula de raiz unitária. Em primeira diferença, contudo, os resultados estão dentro da área de rejeição, rejeitando-se, portanto, a hipótese nula de raiz unitária.

Tabela 2- Resultado dos testes de raiz unitária de Elliot-Rothenberg-Stock (DF-GLS)

Variável	<i>p</i>	Modelo 1	Modelo 2
		Estatística DF-GLS	Estatística DF-GLS
Preço do Bezerro (BZ)	0	-1,095	-1,084
Preço ao Produtor (PP)	8	-1,284	-1,223
Preço no Varejo (PV)	9	-0,758	-0,276
1ª Diferença Bezerro (DBZ)	0	-11.201	-10.989
1ª Diferença Produtor (DPP)	0	-9.127	-7.479
1ª Diferença Varejo (DPV)	2	-5.343	-5.577

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa

Modelo 1: na versão com constante e tendência (valores críticos em Eliot, Rothenberg e Stock (1996) (5%= -2,89; 1% = -3,48)).

Modelo 2: na versão apenas com constante (valores críticos em Dickey e Fuller (1979; 1981) (5% = -1,95 ; 1% = -2,58)).

4.3 Teste de Cointegração de Johansen

Diante de um contexto multivariado de análise e da possibilidade de identificação de mais de um vetor de cointegração, foi escolhido, para estimar as relações de longo prazo entre as variáveis, o teste de cointegração de Johansen (1988). Os modelos foram ajustados com *drift*, por haver, em pelo menos uma das séries, tendência significativa.

Os resultado do teste, apresentado na Tabela 3, usando a estatística traço, indica que não há relação de longo prazo entre as variáveis a um nível de significância de 5% de probabilidade, o que descarta a necessidade do uso de um Modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erros – VEC (ENDERS, 2004)

Tabela 3 - Resultados do teste de cointegração de Johansen

Hipótese Nula (H_0)	Hipótese Alternativa (H_1)	Estatística Traço	Valores Críticos -5%
$r \leq 2$	$r = 2$	1.007	9.142
$r \leq 1$	$r = 1$	16.941	20.164
$r \leq 0$	$r = 0$	34.987	35.070

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

4.4 Teste de causalidade de Granger

No teste de Causalidade de Granger, testa-se, sobre os resultados de um Modelo de Auto-regressão Vetorial – VAR, a hipótese nula de que há ausência de causalidade, ou seja, para cada par de variáveis, testa-se a hipótese de que não há causalidade. No caso em estudo, há três variáveis, que, combinadas, par a par, resultam em 6 combinações possíveis.

A verificação é feita a partir da análise dos valores calculados para a estatística t. A um nível de significância de 5%, o t tabelado é de 1,658. A Tabela 4, a seguir, resume estas informações. Como pode ser observado, apenas para os sentidos de causalidade BZ $\Rightarrow$ PP e

PP $\Rightarrow$ PV a estatística *t* calculada apresenta valores dentro da área de rejeição, rejeitando-se, portanto, a hipótese nula de que não há causalidade.

Conclui-se, assim, que a variável BZ Causa-Granger a variável PP, e que PP Causa-Granger PV, o que significa que, na série, os valores passados de BZ e PP, contêm informações úteis para prever PP (no sentido dos mínimos quadrados lineares), assim como os valores passados de PP e PV, contêm informações úteis para prever PV.

Tabela 4 - Teste de Causalidade Granger

Sentido da Causalidade em Teste	Estatística <i>t</i>	Probabilidade	Resultado
1. BZ $\Rightarrow$ PP	2,490	0,014	Causa
2. PP $\Rightarrow$ BZ	0,844	0,401	Não Causa
3. BZ $\Rightarrow$ PV	0,694	0,489	Não Causa
4. PV $\Rightarrow$ BZ	0,499	0,619	Não Causa
5. PP $\Rightarrow$ PV	2,898	0,005	Causa
6. PV $\Rightarrow$ PP	1,552	0,124	Não Causa

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Teste *t* tabelado (5%): 1,658.

4.5 Modelo de Auto-regressão Vetorial – VAR

Como foi mostrado anteriormente, o teste de cointegração de Johansen, ao concluir que não há vetores de coitegração, elimina a necessidade de se usar um Modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erros – VEC, possibilitando o uso regular de um Modelo de Auto-regressão Vetorial – VAR.

O que diferencia a modelagem VAR das demais modelagens de equações simultâneas, como já foi demonstrado, é o fato de que neste método, cada variável endógena é explicada não só por seus valores defasados, mas também, pelos valores defasados de todas as demais variáveis endógenas do modelo; o que faz com que, em geral, não existam variáveis exógenas neste tipo de modelagem, o que permite, a princípio, a identificação e análises dinâmicas sem a especificação de modelos teóricos.

O que a princípio é positivo e necessário, como forma de primeiro conhecimento das séries, sobretudo quando o tema e ordem de relação entre as variáveis ainda não é pacificado na teoria econômica, torna-se, em muitos casos, desaconselhável, pois a não observância da teoria pode levar a construção de modelos mal especificados. Como resposta a estas críticas, a modelagem VAR foi reformulada, levando em conta a teoria econômica na identificação do sistema, criando o que ficou conhecido como VAR estrutural.

Entre os vários procedimentos de identificação de um modelo VAR estrutural, tem-se o proposto por Bernanke (1986). Como esclarece Caldarelli (2010), neste modelo, a identificação das variáveis é orientada pela teoria econômica e o processo deve ser feito sobre uma matriz de interações contemporâneas. Especifica-se, desta forma, quais restrições serão impostas nas relações contemporâneas entre as variáveis.

Nas séries usadas neste estudo, sabe-se que há uma hierarquia dada pela própria lógica da cadeia produtiva da carne (BZ $\Rightarrow$ PP $\Rightarrow$ PV). Não se sabia, contudo, o quanto, na série, os valores de uma e outra variável podiam ser explicados pelos valores defasados dela própria e das outras variáveis.

O resultado do teste de Causalidade de Granger, encontrado com modelagem VAR padrão, apontou que há causalidade no sentido de Granger apenas para os seguintes pares e sentidos BZ $\Rightarrow$ PP e PP $\Rightarrow$ PV, confirmando, portanto, a importância da dinâmica da cadeia produtiva na formação dos preços.

Dadas estas relações, torna-se possível construir uma matriz de relações contemporâneas e, a partir dela, usar um VAR estrutural, mensurando-se, de forma mais precisa, os impactos de choques no movimento dos preços. A tabela 6 apresenta a matriz de relações contemporâneas e a tabela 7, os coeficientes estimados e seus respectivos níveis de significância.

Tabela 5 - Matriz de Relações Contemporâneas

	BZ	PP	PV
BZ	1	1^{A1}	0
PP	0	1	1^{B1}
PV	0	0	1

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 6 - Estimativa para a Matriz de Relações Contemporâneas

Influência		Coeficiente Estimado	Nível de Significância
De	Sobre		
Preço do Bezerro (BZ)	Preço ao Produtor (PP)	0,1592	0,0009
Preço ao Produtor (PP)	Preço no Varejo (PP)	0,1146	0,0055

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

* Modelo sem constante e sem tendência.

4.6 Decomposição da Variância

Como já foi dito, a decomposição da variância dos erros de previsão mostra a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do sistema econômico ao longo do tempo. Isto é, permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas, apresentando, isoladamente, em termos percentuais, qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre ela própria e sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema.

As três tabelas e as três figuras a seguir tratam da decomposição da variância dos erros de previsão nos preços das variáveis BZ, PP e PV, para 12 períodos à frente.

Observa-se que no caso da variância dos erros de previsão do preço do bezerro (Tabela 7), o poder de explicação desta variância pelo próprio preço do bezerro é crescente. Até o décimo segundo mês, mais de 93% da variância é explicada pelo próprio preço de bezerro.

Inicialmente, o preço ao produtor tem mais importância na explicação da variância dos erros de previsão do preço do bezerro que o preço ao varejo, com 7,28% contra 0,43%. Ao final do período, contudo, a importância do preço do produtor decai e do varejo, sobe, alcançando, ao final do período, o poder de explicação de 3,7% e 3,22%, respectivamente, o que revela que o preço do bezerro é a variável mais exógena em relação às demais consideradas no modelo.

Tabela 7 - Decomposição da variância dos erros de previsão do preço bezerro

Período	Desvio-Padrão	Proporção da variância devido aos choques (%)		
		Preço Bezerro_BZ	Preço Produtor_PP	Preço Varejo_PV
1	0,130138	92,29	7,28	0,43
2	0,180713	92,91	6,45	0,65
3	0,217532	93,30	5,80	0,90
4	0,247077	93,53	5,30	1,18
5	0,271918	93,64	4,91	1,46
6	0,293395	93,66	4,60	1,74
7	0,312318	93,62	4,35	2,02
8	0,329221	93,55	4,16	2,29
9	0,344479	93,45	4,00	2,55
10	0,358366	93,33	3,88	2,79
11	0,371092	93,20	3,78	3,02
12	0,382818	93,08	3,70	3,22

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Com relação aos preços ao produtor, considerando a mesma análise realizada anteriormente, pode-se afirmar que o preço do bezerro é responsável pela maior parte marginal da variância do preço ao produtor (Tabela 8), explicando, ao final de 12 meses, 25,22% da variância dos erros de previsão do preço do produtor enquanto o preço no varejo, explica 2,07%.

Com relação aos preços no varejo, pode-se afirmar que, assim como no caso do preço ao produtor, o preço do bezerro é responsável pela maior parte marginal da variância do seu preço (Tabela 9), explicando, ao final de 12 meses, 24,60% de sua variância dos erros de previsão do preço, enquanto o preço do produtor, explica 11,46%.

Tabela 8- Decomposição da variância dos erros de previsão do preço produtor

Período	Desvio-Padrão	Proporção da variância devido aos choques (%)		
		Preço_Bezerro_BZ	Preço_Produtor_PP	Preço_Varejo_PV
1	0,226885	0,00	94,44	5,56
2	0,297775	0,73	94,77	4,51
3	0,341149	2,26	93,96	3,78
4	0,371178	4,40	92,31	3,28
5	0,393587	6,96	90,10	2,94
6	0,411270	9,75	87,55	2,70
7	0,425847	12,62	84,86	2,52
8	0,438279	15,45	82,17	2,38
9	0,449154	18,16	79,57	2,27
10	0,458850	20,71	77,11	2,18
11	0,467611	23,07	74,82	2,11
12	0,475608	25,22	72,71	2,07

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Tabela 9 - Decomposição da variância dos erros de previsão do preço Varejo

Período	Desvio-Padrão	Proporção da variância devido aos choques (%)		
		Preço_Bezerro_BZ	Preço_Produtor_PP	Preço_Varejo_PV
1	0,466735	0,00	0,00	100,00
2	0,611221	0,36	0,78	98,86
3	0,700978	1,28	2,22	96,50
4	0,765618	2,78	3,96	93,26
5	0,816819	4,81	5,72	89,46
6	0,860224	7,27	7,32	85,41
7	0,898782	10,03	8,66	81,31
8	0,934083	12,97	9,70	77,33
9	0,966994	15,98	10,46	73,57
10	0,997989	18,96	10,98	70,07
11	1,027330	21,85	11,30	66,86
12	1,055165	24,60	11,46	63,94

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

4.7 Função Impulso-Resposta

Nesta seção, busca-se identificar as elasticidades-preço, ou seja, os efeitos de choques não atecipados sobre as variáveis do sistema 12 períodos à frente.

Na Figura 3 são apresentados os efeitos de choques em cada variável do sistema sobre o preço do Bezerro. A escala apresentada no eixo da direita, refere-se a linha que mostra o efeito acumulado do choque do preço do bezero sobre ele mesmo.

Ao final do período de 12 meses, este efeito acumulado chega a 10,18%. Das demais variáveis, nota-se que um choque não atecipado sobre o preço ao produtor tem um efeito acumulado maior sobre o preço do bezerro que um choque não atecipado no preço do varejo. Ao final de 12 meses, o efeito acumulado destes choques não ultrapassa, contudo, 1,11 e 0,49, respectivamente.

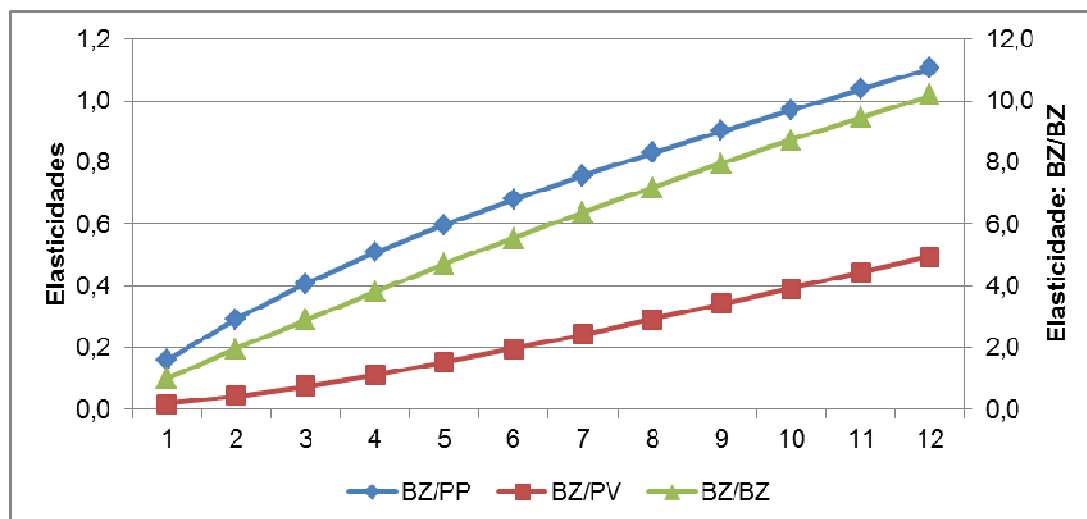


Figura 3 - Função de respostas acumuladas do preço médio do Kg da carne do bezerro - BZ, a choques nas variáveis: preço bezerro - BZ, preço ao produtor - PP e preço no varejo- PV

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Na Figura 4 são apresentados os efeitos de choques em cada variável do sistema sobre o preço do produtor. Ao final do período de 12 meses, o efeito acumulado do choque do preço do produtor sobre ele mesmo chega a 5,46%.

Das demais variáveis, nota-se que um choque não antecipado sobre o preço do bezerro tem um efeito acumulado significativamente maior sobre o preço do produtor que um choque não antecipado no preço do varejo, assim como tem, ao final do período, um efeito acumulado maior que um choque no próprio preço ao produtor. Ao final de 12 meses, o efeito acumulado dos choques no preço do bezerro e varejo chegam a 6,13 e 0,32%, respectivamente. Outra observação importante revelada pela Figura 7 diz respeito à inclinação das curvas. Nota-se que o efeito acumulado do preço do Bezerro apresenta tendência de alta, enquanto o efeito acumulado do preço do varejo decai.

Na Figura 5 são apresentados os efeitos de choques em cada variável do sistema sobre o preço no varejo. A escala apresentada no eixo da direita, refere-se a linha que mostra o efeito acumulado do choque do preço do varejo sobre ele mesmo, ao final do período de 12 meses, este efeito acumulado chega a 5,43%.

Das demais variáveis, nota-se que um choque não antecipado sobre o preço ao bezerro tem um efeito acumulado significativamente maior sobre o preço do varejo que um choque não antecipado no preço do produtor, assim como tem, ao final do período, um efeito acumulado maior que um choque no próprio preço do varejo. Ao final de 12 meses, o efeito acumulado dos choques no preço do bezerro e produtor, chegam a 13,00 e 5,27%, respectivamente.

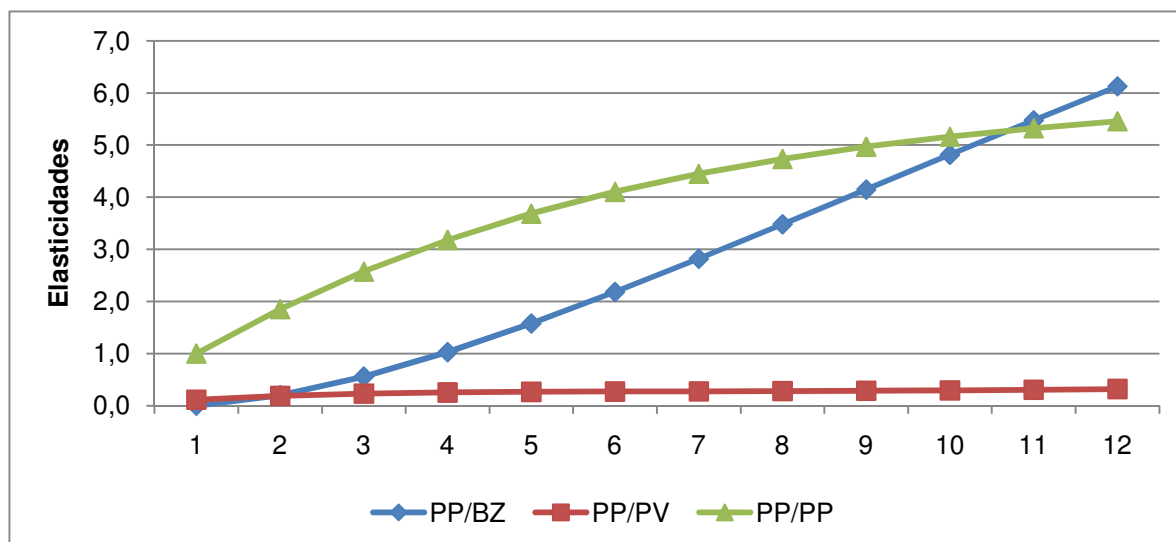


Figura 4- Função de respostas acumuladas do preço médio do Kg da carne ao produtor - PP, a choques nas variáveis: preço bezerro - BZ, preço ao produtor - PP e preço no varejo- PV

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

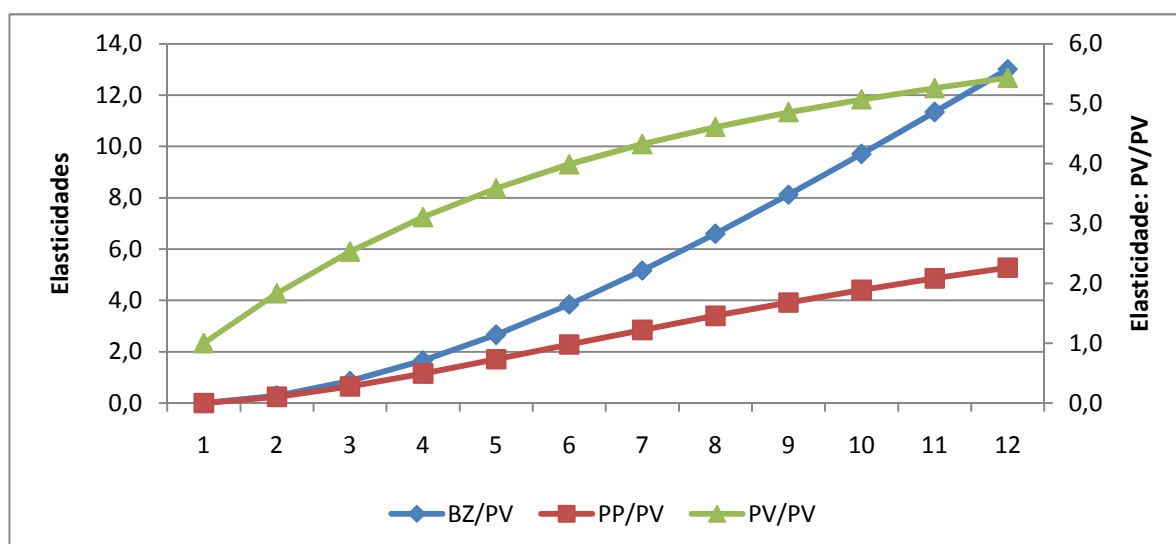


Figura 5 - Função de respostas acumuladas do preço médio do Kg da carne no varejo - PV, a choques nas variáveis: preço bezerro - BZ, preço ao produtor - PP e preço no varejo- PV

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Considerações Finais

Os objetivos deste trabalho eram: analisar a existência de relação de longo prazo entre os diferentes níveis de preço da carne bovina em Goiás; demonstrar e analisar o sentido de causalidade dos preços, seu processo de transmissão e suas respectivas elasticidades-preço.

O teste de cointegração Johansen revelou que não há relação de longo prazo entre os preços da carne do bezerro, produtor e varejo. O teste de causalidade de Granger apontou que há causalidade no sentido de Granger apenas para os seguintes pares e sentidos $BZ \Rightarrow PP$ e $PP \Rightarrow PV$, confirmando a importância da dinâmica da cadeia produtiva na formação dos preços.

A decomposição da variância mostra que a variância dos erros de previsão do preço do bezerro é explicado, em quase sua totalidade, por ele mesmo, tendo pouca importância o preço do produtor e do varejo. Já nas variâncias dos erros de previsão dos preços do produtor e do varejo, é o preço do bezerro, além dos próprios preços do produtor e varejo, o responsável pela maior parte marginal da variância, atingindo, respectivamente, o valor acumulado de 25,22% e 24,60%, ao final do período de 12 meses.

As elasticidades-preço revelam, novamente, a importância da dinâmica da cadeia produtiva na formação dos preços, desta forma, nota-se que um choque não antecipado sobre o preço ao produtor e varejo pouco afetam o preço do bezerro, contudo, um choque não antecipado sobre o preço do bezerro tem um efeito acumulado significativamente maior sobre o preço do produtor que um choque não antecipado no preço do varejo, assim como tem um efeito significativamente maior sobre o preço do varejo, que um choque não antecipado no preço do produtor.

Os resultados encontrados indicam, portanto, que alterações no preço da carne do bezerro servem como referência para alterações nos preços do produtor e do varejo. Em outras palavras, embora não exista relação de longo prazo entre os preços, alterações no preço do bezerro geram expectativas em relação aos impactos destas alterações no restante da cadeia produtiva, o que acaba afetando os preços do produtor e varejo.

Contudo, os resultados deste estudo indicam que as variações na formação dos preços da cadeia produtiva da carne bovina não se explicam por si só, o que reforça a conclusão do estudo de Zilli et.al (2008), que identificou que há relação de causalidade entre preços do boi gordo nas praças nas Regiões Sudeste e Centro-Oeste do Brasil. Ou seja, há indícios de que as alterações no preço em cada um dos níveis da cadeia produtiva seja mais influenciado pelo preço médio praticado nos mercados (no caso, as diferentes praças), do que alterações independentes, em níveis diferentes, da própria cadeia produtiva.

Sendo assim, é importante que outros trabalhos sejam feitos visando testar a hipótese de que há relação de longo prazo entre os preços, nos diferentes momentos da cadeia produtiva, em outras praças e, também, entre elas, o que possibilitaria análises comparativas, encontrando regularidades e diferenças que expliquem as alterações e as causalidades relacionadas a elas, no decorrer do tempo.

Outras pesquisas podem ser conduzidas no sentido de conhecer as características de toda a cadeia produtiva da carne bovina em Goiás, quais fatores econômicos mais a influenciam, quais são os principais gargalos, quais são e quais os efeitos das políticas setoriais e, ainda, quais são os custos e a margem relacionados a cada etapa da cadeia produtiva da carne e qual é a relação destes valores com os preços médios praticados e suas respectivas alterações.

Referências

- ALENCAR, Leonardo S, de. **Raízes unitárias e cointegração:** uma introdução. Boletim do Banco Central do Brasil, Brasília, p. 171-210, abr. 1998.
- ARAÚJO, Massilon J. **Fundamentos de Agronegócios.** 2ª Edição São Paulo: Atlas, 2007.
- BARBOSA, Z. B; MARGARIDO, M. A. ; JÚNIOR, S. N. **Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão.** *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 12(2) p. 79 -108, julho/dezembro, 2002.

- BERNANKE, B.S. **Alternative explanations of money-income correlation**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Rochester, v. 25, p. 49 – 100, 1986.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. 2ª ed. São Paulo: Cengage, 2008.
- CALDARELLI, C. E.. **Fatores de influência no preço do milho no Brasil**. 2010. Tese (Doutorado) p. 152. – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2010.
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA, (2012). Disponível em: <www.cepea.esalq.usp.br> acesso em: 15 abril. 2012.
- DICKEY, D. A. and FULLER, W. A. (1979), **Distributions of the Estimators For Autoregressive Time Series with a Unit Root**, *Journal of the American Statistical Association*, 75, 427–431
- DICKEY, D. A. and FULLER, W. A. (1981), **Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root**, *Econometrica*, 49, 1057–1072.
- DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICAS E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS – DIEESE. Disponível em: <<http://www.dieese.org.br/>> Acesso em: 18 abr. 2012.
- ELLIOT, G., ROTHENBERG, T. J. STOCK, J. H. (1996), **'Efficient tests for an autoregressive unit root'**, *Econometrica* 64, 813-836.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York : John Wiley & Sons, 2004.
- FEDERAÇÃO DA AGRICULTURA E PECUARIA DE GOIAS (FAEG). Disponível em: <<http://www.faeg.go.gov.br>> acesso em: 15 de março. 2012.
- FULLER, W. (1976), **Introduction to Statistical Time Series**, John Wiley and Sons, Nova York.
- 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: 15 de março. 2011.
- LOBO, O. A., **Crescimento da pecuária de corte no Brasil: fatores econômicos e políticas setoriais**. 2011. Tese (Doutorado) p. 170. – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2011.
- LOBO, O. A.; NETO, W. A. S. **Transmissão de preços entre o produtor e o varejo: experiências empíricas para o setor da carne bovina em Goiás**. Conjuntura Econômica Goiana, nº 19, p- 56 -63. Dezembro, 2011.
- LOVADINE, D. ; BACCHI, M. R. P. . **Causalidade e transmissão de preços entre mercado interno e internacional para produtos do complexo soja**. In: Congresso

Nacional de Economia e Sociologia Rural, 2005, Ribeirão Preto. Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2005.

MARGARIDO, M. A. ; FERNANDES, J. M. **Análise da formação de preços no mercado internacional de soja: o caso Brasil.** Textos para Discussão 06/01. Programa de Estudos Pós-Graduados em Economia Política/PUCSP, 2001.

MARGARIDO, M. A.. **Análise da Dinâmica de Transmissão de Preços Agrícolas Internacionais para Preços Agrícolas Domésticos no Brasil.** Textos para Discussão 07/2002. Programa de Estudos Pós-Graduados em Economia Política/PUCSP, 2002.

Ministério da Agricultura e Pecuária – MAPA (2012). Disponível em: <http://www.agricultura.gov.br/> acesso em: 15 de março. 2012.

NG, S. PERRON, P. (2001), 'Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power', *Econometrica* 69, 1519-1554.

SEPLAN, Secretaria de Planejamento do Estado de Goiás. Goiás no contexto Nacional. 2011. Disponível em: <<http://www.seplan.go.gov.br/sepin/down/goiascn2011.pdf>> Acesso em abril de 2012.

SILVA, W. V. ; SANTO, E. L. ; SILVA, L. S. C. V. **Co-integração entre os preços da soja cotados nos mercados brasileiro e norte americano: uma análise empírica.** *Caderno de pesquisa em administração*, São Paulo, v. 10, nº 3, p. 69-78, julho/setembro, 2003.

ZILLI, J. B.; SILVA, A. F; CAMPOS, S. K; COSTA, J. S. **Análise da cointegração e causalidade dos preços de boi gordo em diferentes praças nas regiões sudeste e centro-oeste do Brasil.** *Rev. de Economia Agrícola*, São Paulo, v. 55, n. 2, p. 105-119, jul./dez. 2008.

EDITORIAL

**FACE – Faculdade de Administração,
Ciências Contábeis e Ciências
Econômicas**

Curso de Ciências Econômicas

Direção FACE

Prof^ªa. Maria do Amparo Albuquerque
Aguiar

Vice-Direção FACE

Prof. Mauro Caetano de Souza

Coordenação do Curso de Ciências Econômicas

Prof. Sandro Eduardo Monsueto

Endereço

Campus Samambaia, Prédio da FACE –
Rodovia Goiânia/Nova Veneza, km. 0 –
Caixa Postal 131, CEP 74001-970, Goiânia
– GO.

Tel. (62) 3521 – 1390

URL

<http://www.face.ufg.br/eco>

**NEPEC – Núcleo de Estudos e Pesquisas
Econômicas**

Coordenação

Prof. Sérgio Fornazier Meyrelles Filho

TEXTO PARA DISCUSSÃO DO CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS DA UFG

Coordenação e Equipe de Editoração

Prof. Sandro Eduardo Monsueto

Barbara Christina Carrijo

Roberta Teodoro Santos

Colaborador Externo

Prof. Luciano Martins Costa Póvoa – UNB

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos que contam com a participação de pesquisadores do NEPEC. As opiniões contidas nesta publicação são de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não representando necessariamente o ponto de vista do NEPEC ou da FACE/UFG. É permitida a reprodução, desde que citada a fonte.