

ANÁLISE DA COINTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE DOS PREÇOS DE BOI GORDO EM DIFERENTES PRAÇAS NAS REGIÕES SUDESTE E CENTRO-OESTE DO BRASIL¹

Julcemar Bruno Zilli²
Adriana Ferreira Silva³
Silvia Kanadani Campos⁴
Jaqueline Severino Costa⁵

RESUMO: A necessidade da obtenção de informações para a tomada de decisão tem atribuído papel importante às análises de comportamento dos preços. Nesse sentido, os pecuaristas que conseguem acompanhar as cotações podem se antecipar ao comportamento do mercado, obtendo resultados mais expressivos em sua atividade. Assim, buscou-se identificar a relação de causalidade entre preços de boi gordo em praças nas Regiões Sudeste e Centro-Oeste do Brasil utilizando o teste de cointegração de Johansen e a causalidade de Granger. Identificou-se que todas as séries analisadas apresentaram-se não estacionárias exigindo a realização do teste de cointegração, a partir do qual se conclui a existência de relação de equilíbrio de longo prazo entre todas as praças. Os resultados do teste de causalidade mostraram que, de maneira geral, houve bi-causalidade entre todas as variáveis analisadas. Verificou-se a existência de relação de causalidade no sentido de Granger entre Campo Grande, Estado do Mato Grosso do Sul, BM&F com as demais regiões; enquanto todas as praças apresentaram relação de causalidade com o Triângulo Mineiro, Estado de Minas Gerais, e Goiânia, Estado de Goiás.

Palavras-chave: preço do boi gordo, cointegração, causalidade, pecuária de corte.

COINTEGRATION AND CAUSALITY ANALYSIS OF LIVE CATTLE IN DIFFERENT SELLING SPOTS OF SOUTHEASTERN AND WESTCENTER BRAZIL

ABSTRACT: Decision-support information is strongly connected with price behavior analysis. Farmers able to estimate expected sale or purchase prices and predict market behavior can achieve more significant results from their activity. This article aimed at identifying the causality relation among live cattle prices in the southeastern and center-western regions of Brazil using the Johansen co-integration and the Granger causality tests. Because all of the series analyzed were non-stationary, the co-integration test was required, having shown long-term balance relationship among all the selling spots analyzed. The results of the causality test detected the presence of bi-causality among all the variables analyzed. Also, a relationship of causality, in the Granger sense, was found between Campo Grande /MS, Brazilian Mercantile & Futures Exchange (BM&F) and most regions, whereas all selling spots showed a causality relationship with Triangulo Mineiro/MG and Goiania/GO.

Key-words: live cattle prices, cointegration, causality, beef cattle.

JEL Classification: Q1, Q13, Q18, R1, R15.

¹Registrado no CCTC, REA-15/2008.

²Economista, Mestre, Professor da Universidade de Passo Fundo, Bolsista do CNPq, RS, Brasil (e-mail: julcemar@esalq.usp.br, jbzilli@upf.br).

³Economista, Mestre, Professora da ESALQ, Piracicaba, SP, Brasil (e-mail: adrianaufv@hotmail.com).

⁴Economista, Mestre, Professora da ESALQ, Bolsista do CNPq, Piracicaba, SP, Brasil (e-mail: silkanadani@yahoo.com.br).

⁵Médica Veterinária, Mestre, Professora da ESALQ, Piracicaba, SP, Brasil (e-mail: jaquelinecosta@usp.br).

1-INTRODUÇÃO

A bovinocultura de corte apresenta relevância incontestável à economia brasileira, tanto sob a perspectiva econômica, no que se refere aos aspectos produtivos, geração de renda e emprego nos diversos segmentos e relevante contribuição para o PIB nacional, quanto pela produção de alimentos.

A prova disso está no fato de o Brasil ser um dos principais produtores e o principal exportador de carne bovina. Entre os anos de 2000 e 2004, o rebanho brasileiro cresceu em torno de 8% no período. Entretanto, após 2004, o rebanho sofreu significativas retrações devido, principalmente, ao abate de fêmeas e a não reposição do plantel, atingindo em 2007, cerca de 167,5 milhões de cabeças (ANUALPEC, 2008). Já em 2008 há projeções que indicam um ligeiro aumento no rebanho para 169,8 milhões de cabeças. Ainda, assim, existem expectativas que a produção brasileira atinja, em 2008, 9.850 toneladas equivalente carcaça (Teqc) e as exportações sejam de 2.650 (Teqc) (USDA, 2008). O segundo país maior produtor mundial é a China, com produção de 7.850 (Teqc) em 2007, seguida pela União Européia, com 8.000 (Teqc) (USDA, 2008). Em relação às exportações a Austrália é o segundo país no *ranking* mundial, com 1450 e Índia com 725 (Teqc) (USDA, 2008).

Em termos nacionais, a produção de carne está dispersa por todo território, mas a maior concentração está situada na Região Centro-Sul do País. Os maiores rebanhos estão concentrados nos Estados do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Minas Gerais, que em conjunto detêm 36% do rebanho nacional (ANUALPEC, 2007). Entretanto, em relação ao número de bovinos machos ("boi gordo") abatidos, os Estados de Mato Grosso, São Paulo e Goiás concentram 44% do abate nacional.

Essas regiões, juntamente com Mato Grosso do Sul e Minas Gerais, que correspondem às praças selecionadas para a pesquisa, detêm aproximadamente 60% do abate de bovinos machos do Brasil.

A determinação regional do preço de boi gordo depende das condições relacionadas à oferta de animais para abate, da demanda de carne bovina

pelo consumidor final e da distância entre os elos da cadeia bovinocultura (fazenda → frigorífico → consumidor final). A evolução da oferta é determinada, sobretudo, pelas condições edafoclimáticas para produção de alimentos (principalmente pastagens) para os animais, manejo realizado e estrutura adequada de processamento e comercialização dos animais. A demanda, por sua vez, depende da renda da população, das inter-relações de preços das carnes correlatas, além dos aspectos qualitativos (gostos, qualidade, religião, etc.) inerente ao mercado.

Como forma de gerenciar a evolução dos preços e dos custos de produção, os produtores necessitam ter melhor acesso a informações relacionadas à atividade, envolvendo, principalmente, o acompanhamento de leilões e mesmo as posições de oferta de animais para reposição. Essa importância está no fato de que o preço de compra dos animais para recria é um dos principais itens do custo de produção dos produtores que trabalham em um sistema produtivo voltado para a engorda dos animais.

Assim, a cadeia produtiva da bovinocultura caracteriza-se pelo fato de que todos os agentes acreditam ter as informações, mas trata-se de um mercado que apresenta muitas formas de assimetria (CAMPOS, 2004), atraindo um grande número de investidores e especuladores, tanto no mercado físico quanto no mercado futuro⁶ (CEPEA, 2008).

Contudo, como os agentes do mercado operam de forma muito integrada, há necessidades de preços regionalizados, assim como de preços específicos por categorias de animais. As informações do comportamento dos preços nas diferentes regiões do Brasil podem fornecer subsídios para os pecuaristas tomarem a decisão de produzir e vender seus animais nos melhores momentos da produção, principalmente, se existir alguma relação de precedência temporal entre as praças.

A relevância na utilização de dados diários de preços deve-se, sobretudo, à sua importância aos

⁶Acredita-se, desta forma, que a bolsa desempenha um importante papel na formação dos preços no mercado do boi gordo sendo que a produção e a comercialização devem seguir os canis normais da comercialização física (BM&F, 1997).

participantes do mercado futuro. Esses agentes tomam decisões continuamente, sendo que a posse dessas informações amplia o universo de subsídios para a tomada de decisão.

Nesse contexto, o objetivo deste trabalho é analisar se há relação de causalidade entre os preços diários nas regiões de Campo Grande (MS), Cuiabá (MT), Goiânia (GO), Triângulo Mineiro (MG) e a cotação futura do boi gordo na BM&F para o primeiro vencimento⁷. Especificamente, busca-se captar as relações de equilíbrio de longo prazo entre as diferentes praças analisadas.

2 - TRANSMISSÃO DE PREÇOS NO MERCADO DE BOI GORDO

O preço do boi gordo nas diferentes regiões pode estar inter-relacionado. Dessa forma, eventos ocorridos em uma região podem ser transmitidos às demais, principalmente via preços. A relação de causalidade é uma das formas de captar tais comportamentos, trazendo consigo informações importantes sobre a evolução dos preços, dando respaldo à tomada de decisão dos agentes do setor.

Estudos sobre causalidade de preços têm sido aplicados a diversas áreas, sobretudo relacionado a preços nacionais e internacionais. Barbosa; Margarido; Nogueira Junior (2002), analisando a relação de elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão, mostraram o relacionamento de longo prazo entre os preços do algodão no mercado doméstico brasileiro e internacional para o período estudado.

Holland e Giambinsky (2003) estudaram o comportamento dos preços de segmentos do complexo soja, em particular, a transmissão entre preços domésticos e estrangeiros. Concluíram que os preços da soja apresentam movimentos muito similares entre as diversas praças, mas que os preços externos, representados pelos preços em Chicago, parecem

preceder os preços domésticos, representados pela praça São Paulo, mais do que o inverso.

Especificamente sobre a causalidade entre preços de boi gordo, foi realizado um estudo por Zen (1997), considerando diversas regiões do Centro-Sul do Brasil. Além da relação entre os preços do boi gordo, Zen (1997) buscou mostrar a relação entre eles e o preço da carne bovina na Região da Grande São Paulo. Foram ajustados modelos para detectar a existência de causalidade entre as séries de preços diários de boi gordo das regiões de Araçatuba, Presidente Prudente, São José do Rio Preto, Bauru, Triângulo Mineiro (MG), Campo Grande (MS) e Goiás. Os resultados mostraram que o mercado é altamente integrado, porém sem região líder.

Gonçalves et al. (2007) propuseram identificar a cointegração, causalidade e efetividade de *hedge* para preços à vista e futuro dos contratos de boi gordo, especificamente para a região noroeste do Paraná. Foi observada uma relação de bicausalidade entre preços futuro e à vista, apontando que os agentes tomam suas decisões à vista baseados no mercado futuro, e a determinação do preço no mercado futuro considera o que está acontecendo no mercado à vista.

Sachs e Pinatti (2007), analisando a relação entre os preços do boi gordo e do boi magro no Estado de São Paulo, encontraram resultados que mostram a existência de relação unidirecional entre os preços das suas categorias de animais, porém, não encontraram relação de equilíbrio de longo prazo.

Abitante (2003), estudando a existência de ligação estatística entre o mercado *spot* e o futuro de boi gordo negociado na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) e entre o mercado *spot* e o futuro de soja negociados na BM&F e na Chicago Board of Trade (CBOT) concluiu que no caso do mercado de boi gordo, há evidências de cointegração entre os preços *spot* e os contratos com vencimento em março, abril, setembro, outubro e novembro de 2005. No caso do contrato de soja da BM&F, a cointegração foi detectada nos vencimentos de abril, maio e novembro de 2005. O contrato de soja da CBOT apresentou cointegração nos vencimentos de janeiro, março, setembro e novembro de 2005.

⁷Refere-se ao contrato do boi gordo com vencimento mais próximo da data corrente.

Perante as discussões, este trabalho busca identificar as relações de causalidade entre as diferentes praças selecionadas do boi gordo no Brasil, bem como analisar os efeitos de tais interações.

3 - MATERIAL E MÉTODOS

3.1 - Dados

Os 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, foram obtidos junto ao Centro de Estudos Avançados de Economia Aplicada (CEPEA/ESALQ/USP). Os dados relacionados à BM&F (contrato futuro do boi gordo com vencimento mais próximo da data corrente) foram obtidos do banco de dados *on-line* da Bolsa de Mercadorias & Futuros. Cabe ressaltar que da amostra foram excluídos os feriados nacionais e feriados específicos para cada região/prança analisada, totalizando 1.486 observações. Todos os preços foram deflacionados pelo IGP-DI⁸; da Fundação Getúlio Vargas (FGV), base dezembro 2007, com intuito de excluir os efeitos da inflação. Segundo Pino e Rocha (1994) quando não existem variações bruscas no nível geral de preços, os resultados do modelo com a série deflacionada são, aproximadamente, equivalentes ao modelo com a série sem deflação. Nesse sentido, os resultados obtidos com as séries não deflacionadas levariam a conclusões semelhantes em termos de causalidade.

Além disso, todas as séries foram linearizadas, ou seja, foram usados os logaritmos das séries originais com o objetivo de reduzir variância e, dessa forma, amenizar problemas de heterocedasticidade.

⁸Em períodos de estabilidade inflacionária há uma tendência de os índices, que mensuram o nível geral de preços, seguirem caminhos semelhantes. Dessa forma, para o período em análise optou-se pelo uso do IGP-DI dado que esse indicador afeta diretamente as unidades econômicas situadas no território nacional. Além disso, ressalta-se que todas as séries foram deflacionadas pelo mesmo indicador não comprometendo, assim, a relação entre elas.

3.2 - Análise Descritiva dos Dados

A análise descritiva dos dados busca investigar de forma mais profunda as especificidades contidas nos dados e, dessa forma, observar características estatísticas das séries que possam direcionar os resultados do trabalho.

Foram utilizados dados diários de preços reais de boi gordo para os contratos com primeiro vencimento (BM&F) e para as praças de Cuiabá (MT), Campo Grande (MS), Goiânia (GO) e Triângulo Mineiro (MG). A utilização de dados com frequência diária se deve à vantagem de incorporação de informações de curtíssimo e curto prazo às análises. Além disso, esses dados podem refletir informações do mercado ao longo do mês, como, por exemplo, variações da demanda.

Em média, a BM&F apresenta preços mais elevados que as demais praças, de R\$67,43/@, seguido pelas praças do Triângulo Mineiro (MG) e Goiânia (GO), com preços médios de R\$64,24/@ e R\$62,48/@, respectivamente (Tabela 1).

O contrato futuro do boi gordo especifica a região de Araçatuba (SP) como local de formação dos preços futuros e entrega física (quando existir). Assim, quanto maior a distância das praças em relação à Araçatuba (BM&F) menor será o preço nestas praças. Esta diferença, também conhecida pelos agentes como "base⁹", é explicada pelos custos de transação, sobretudo aqueles relacionados ao transporte e armazenamento. Tal cenário pode ser observado nas regiões de Campo Grande (MS) e Cuiabá (MT) em relação à cotação do primeiro vencimento dos contratos futuros negociados na BM&F.

As maiores oscilações ocorrem na praça de preços de Campo Grande (MS), cujo desvio-padrão dos preços alcança aproximadamente R\$8,00/@.

⁹A base pode ser calculada pela diferença entre o preço físico em determinada região menos a cotação futura do contrato com vencimento mais próximo para a *commodity* estudada.

Tabela 1 - Estatística Básica dos Preços Reais de Boi Gordo BM&F e das Praças de Cuiabá (MT), Campo Grande (MS), Goiânia (GO) e Triângulo Mineiro (MG), no Período de Janeiro de 2002 a Dezembro de 2007 (em R\$/@)

Item	BM&F	Cuiabá	Campo Grande	Goiânia	Triângulo Mineiro
Observação	1486	1486	1486	1486	1486
Média	67,43	59,43	61,63	62,48	64,24
Desvio-padrão	7,95	6,56	8,04	6,87	7,21
Mediana	68,84	60,30	63,30	62,99	65,01
Assimetria	-0,059	0,122	-0,076	0,184	0,081
Curtose	1,837	2,002	1,877	2,172	1,804
Jarque-Bera	84,679	65,266	79,500	50,868	90,206

Fonte: Elaborada pelos autores, com base nos dados do CEPEA (2008).

3.3 - Procedimentos Econométricos

Os procedimentos econométricos¹⁰ utilizados na análise da relação empírica de causalidade entre os preços do Boi Gordo para as diferentes praças estudadas tiveram como ponto de partida a verificação de presença de raiz unitária nas séries. Para tanto, o procedimento inicialmente adotado foi a realização do teste de Dickey e Pantula (1987), o qual testa a existência de raízes unitárias múltiplas. Caso seja descartada a possibilidade de mais de uma raiz utilizam-se os testes de: a) Dickey-Fuller Aumentado (ADF), cujos valores críticos são apresentados em Fuller (1976) e Dickey e Fuller (1981); b) Elliot-Rothenberg-Stock (DF-GLS); e c) Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), no sentido de corroborar os resultados encontrados no teste ADF. Todos os testes de raiz unitária foram avaliados com base em 5% de significância.

A definição correta do modelo a ser empregado no teste ADF (incluindo ou não termos deterministas) foi feita adotando-se o procedimento proposto por Enders (1995), no qual, três tipos de modelos são estimados sequencialmente: o primeiro com constante e tendência, um apenas com constante, e o último, sem constante e sem tendência.

As estatísticas τ_{β} , τ_{α} avaliam a significância dos coeficientes da variável tendência (β) e constante

(α) no modelo completo (constante + tendência). Já a estatística $\tau_{\alpha\mu}$ avalia a constante (α) no modelo sem tendência. Adicionalmente, o teste considera as estatísticas τ_{ν} , τ_{μ} e τ , as quais correspondem, respectivamente, aos coeficientes da variável defasada dos modelos (STADUTO; BACCHI; BACHA, 2004).

Quanto ao número ótimo de defasagens adotou-se a modelagem do tipo geral para o específico, em que a regressão estimada inclui certo número de defasagens, que vão sendo eliminadas continuamente até o coeficiente da última defasagem se apresentar não significativo. Paralelamente, foi utilizada a significância estatística do último lag em conjugação com os menores valores dos critérios de informação Akaike e Schwarz. Além disso, considerou-se a análise dos correlogramas dos resíduos no sentido de corroborar os resultados dos testes acima.

Identificada a integração de primeira ordem nas variáveis $I(1)$, partiu-se para a análise da relação de equilíbrio de longo prazo entre os modelos. Segundo Carneiro (1997), tanto o método de cointegração proposto por Engle e Granger (1987), quanto o método proposto por Johansen (1988) são válidos para esta etapa do processo. Destaca-se que, a partir desta análise de cointegração, pode-se também inferir sobre a relação de causalidade (precedência temporal) entre as variáveis, detectando, estatisticamente, a direção de causalidade, quando houver temporalmente uma relação entre as duas variáveis (HOLLAND; GIEMBINSKY, 2003).

Quando as variáveis são cointegradas existe um modelo de correção de erro que mostra a veloci-

¹⁰O pacote econométrico utilizado para manipulação e análise dos dados foi o EViews 5.0. As variáveis foram utilizadas na forma logarítmica como forma de corrigir a heterocedasticidade e todos os testes foram analisados ao nível de 5% de significância.

dade em que há convergência para uma situação de equilíbrio de longo prazo. Assim, conforme Carneiro (1997), os resíduos da equação de longo prazo são tidos como um mecanismo de correção de erros, na equação de curto prazo a ser usada no teste de causalidade.

Para a realização do teste de causalidade, Granger (1969) baseou-se em duas premissas: 1) a previsibilidade é um conceito análogo ao de causalidade e 2) a relação entre causa e efeito é temporária no sentido de que o efeito não pode surgir antes da causa. Desse modo, uma variável qualquer X causa ou procede outra variável Y , se a incorporação dos valores passados de X , em um conjunto de informações que contempla essas duas variáveis, contribui para melhorar a previsão de Y .

Na re-interpretação de Hoover (2001) apud Matos (2003), uma variável X causa Y no "sentido de Granger", se a história passada de Y não oculta inteiramente o efeito de X sobre Y . Isso, na prática, significa que X causa ou procede Y , se a variância do erro da regressão de Y , sobre seus próprios valores passados e os valores passados de X , for estatisticamente mais significativa do que a variância do erro da regressão de Y sobre seus valores passados somente.

Um ponto importante na análise da relação de causalidade entre duas variáveis diz respeito à escolha do número apropriado de defasagens a ser utilizado nas regressões. Maddala (1992) sugere que a dimensão das defasagens é, em certo sentido, arbitrária. Isso porque existe uma variedade de métodos alternativos para se determinar o tamanho ótimo de defasagens em um modelo.

Gujarati (1995), por sua vez, alerta para o fato de que a análise de causalidade é bastante sensível ao número de defasagens escolhido. Davidson e MacKinnon (1993) e Mills (1993) sugerem que se procure identificar o número de defasagens em primeiro lugar e só depois, então, efetuar os testes de causalidade (apud CARNEIRO, 1997).

No teste de causalidade de Granger (1969) não se recomenda utilizar diferentes números de defasagens nas variáveis inseridas no modelo, pois, tal medida pode gerar uma diferente estrutura de auto-

correlação, podendo, assim, transportar autocorrelação residual de uma à outra variável. Por outro lado, de acordo com Hatemi e Irandoust (2000) apud Matos (2003), no caso de indicação de ordens de defasagens distintas, podem-se desenvolver testes de causalidade para as duas especificações, aumentando, assim, a robustez dos resultados obtidos.

De acordo com Fava et al. (2003), um outro ponto importante a ser considerado nas análises de causalidade diz respeito à verificação de variáveis fracamente exógenas no modelo, pois a estimação de um modelo de equação única só é válida se as variáveis explicativas forem fracamente exógenas em relação aos parâmetros de interesse. Assim sendo, antes de se dar início à análise de causalidade, é de suma importância averiguar a exogeneidade fraca em relação aos parâmetros de interesse, sendo tal resultado indicado pela não significância do coeficiente de ajustamento associado a cada uma das variáveis.

Após a determinação do número de defasagens e a verificação das variáveis fracamente exógenas, procede-se à realização do teste de causalidade de Granger entre variáveis cointegradas.

A hipótese nula (H_0) do teste de causalidade verifica se X não "Granger causa" Y , contra a hipótese alternativa (H_A) de que X "Granger causa" Y .

O método assume matematicamente a seguinte configuração:

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t \quad (2)$$

em que: ΔY_{t-i} e ΔX_{t-i} representam, respectivamente, as variáveis dependente e explicativa na primeira diferença defasadas em n períodos, ε_t o termo aleatório do modelo irrestrito (1) e μ_t o termo aleatório do modelo restrito (2).

A variável X "Granger causa" a variável Y , se o erro quadrático médio da previsão de Y baseada em um conjunto de informações, que contém os valores passados de X , for menor que o erro quadrá-

tico médio da previsão de Y , baseado no mesmo conjunto de informações mencionado, excluindo valores passados de X . Portanto, a tomada de decisão¹¹ baseia-se em um teste do tipo F para a significância conjunta dos coeficientes defasados.

Os resultados do teste F conduzem a quatro casos distintos (CARNEIRO, 1997): a) Causalidade unilateral de Y para X ; b) Causalidade unilateral de X para Y ; c) Bicausalidade ou simultaneidade - quando os conjuntos de coeficientes defasados de X e Y forem estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões; e d) Independência: quando os conjuntos de coeficientes defasados de X e Y não forem estatisticamente diferentes de zero nas 2 regressões.

4 - RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1 - Testes de Raiz Unitária

Os resultados do teste de Dickey-Pantula são apresentados na tabela 2. De acordo com a análise dos correlogramas dos resíduos, bem como dos menores valores dos critérios de informação (AIC, BIC e HQ) e do teste "K" Máximo, foram inseridas 6 defasagens para as variáveis $LNB\&F$ (BM&F), $LNCB$ (Cuiabá/MT) e $LNTM$ (Triângulo Mineiro/MG). Com exceção da variável $LNGO$ (Goiânia (GO)), a qual precisou de 13 defasagens e $LNCG$ (Campo Grande/MS), com 8 defasagens para gerar resíduos do tipo ruído branco.

Tanto na primeira etapa do teste, quanto na segunda, as estatísticas geradas para as variáveis logaritmizadas das cotações diárias de preços de boi gordo apresentam no máximo uma raiz unitária, sendo o melhor modelo aquele que não apresentou nem tendência nem constante.

Na primeira etapa, os valores encontrados de

$\tau_{\beta\tau}$ e $\tau_{\alpha\mu}$ para todas as variáveis são menores que os valores críticos tabelados (2,79 e 2,54), dessa forma não se rejeitou H_0 , assim o termo de tendência e constante foram estatisticamente iguais a zero. Já os valores encontrados para τ_1 indica rejeição da H_0 , de presença de 2 raízes unitárias.

Descartada a possibilidade de duas raízes unitária, partiu-se para a segunda etapa do teste. Nessa etapa, os resultados obtidos rejeitaram H_0 para todas as variáveis analisadas, indicando que o modelo mais adequado foi novamente aquele sem constante e sem tendência. Além disso, o resultado conjunto de τ_1 e τ_2 indicou a não rejeição de H_0 , mostrando a presença de no máximo uma raiz unitária.

Para confirmar a presença de apenas uma raiz unitária nas séries, foram também realizados os testes de Dickey e Fuller Aumentado (ADF¹²), DF-GLS e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS). Adicionalmente, as defasagens foram definidas pelos critérios de Schwartz (BIC), Akaike (AIC), Hannan Quinn (HQ), K máximo, e pela análise do correlograma dos resíduos.

Os testes ADF para cada série de preços linearizada demonstraram a não existência de qualquer termo determinista. A estatística do teste para o modelo sem constante e sem tendência apresentou um valor para τ maior do que o valor crítico da distribuição, não rejeitando a hipótese nula de presença de raiz unitária, o que confirma a não estacionariedade da série (Tabela 3).

Na análise do teste ADF foram considerados também os resultados dos testes conjuntos, uma vez que tais testes são mais poderosos do que os testes que avaliam os termos individualmente. No teste ADF conjunto, para o modelo com constante ($y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + e_t$) e o modelo com constante e

¹¹Comparando-se os valores obtidos com os valores críticos da tabela F, tem-se: caso o valor calculado de F exceda seu valor crítico com m ; $T-2m$ graus de liberdade (em que: T = tamanho da amostra e m = número de parâmetros do modelo irrestrito) ao nível de significância definido, rejeita-se a hipótese nula de que X não Granger causa Y , ou seja, a variável explicativa causa, no sentido de Granger, a variável explicada.

¹²Uma vez que o teste de ADF é superior ao teste de Phillips-Perron (PP) quando o processo gerador da série necessita de um baixo número de defasagens para tornar o resíduo um ruído branco, optou-se por não considerar os valores deste teste, uma vez que para as séries testadas, o número de defasagens necessárias foram pequenas em relação ao tamanho total da amostra.

Tabela 2 - Resultados dos Testes de Raiz Unitária de Dickey-Pantula para os Preços à Vista do Boi Gordo nas Diferentes Praças

Variável	k	1º Etapa ¹			2º Etapa ¹			
		$\tau_{B\tau}$	$\tau_{\alpha\mu}$	τ_1	$\tau_{B\tau}$	$\tau_{\alpha\mu}$	τ_1	τ_2
<i>LNBM&F</i>	6	1,372	0,075	-14,643	0,162	1,673	-14,637	0,028
<i>LNCB</i>	6	0,7765	-0,301	-10,609	-1,185	2,153	-10,612	-0,359
<i>LNGO</i>	13	0,717	-0,117	-34,108	-1,328	2,412	-34,097	-0,179
<i>LNTM</i>	6	0,690	-0,259	-33,006	-1,644	2,302	-32,998	-0,321
<i>LNCG</i>	8	0,686	-0,270	-31,53	-1,002	1,941	-31,530	-0,332

¹ Nível de significância de 5%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 3 - Resultados dos Testes de Raiz Unitária de Dickey-Fuller Aumentado para os Preços a Vista do Boi Gordo nas Diferentes Praças

Variável	k	$\tau_{B\tau}^1$	τ_{τ}^1	$\tau_{\alpha\mu}^1$	τ_{μ}^1	τ^1
<i>LNBM&F</i>	6	-0,144	-1,256	1,745	-1,746	-0,060
<i>LNCB</i>	8	-1,266	-2,466	2,252	-2,261	-0,381
<i>LNGO</i>	6	-0,936	-2,384	2,365	-2,371	-0,250
<i>LNTM</i>	6	-1,644	-2,751	2,302	-2,310	-0,321
<i>LNCG</i>	8	-1,002	-2,083	1,941	-1,951	-0,332

¹Nível de significância de 5%.

Fonte: Dados da pesquisa.

tendência ($y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + e_t$), a estatística do teste (Φ_3) indicou a não rejeição da hipótese nula de que a tendência é igual a zero.

A análise da inclusão ou não da constante no modelo gerou um valor estatístico para o teste conjunto (Φ_1) que se encontrou na região de não rejeição da hipótese nula, ou seja, a constante é também estatisticamente igual a zero e pode ser omitida do modelo.

A estatística para Φ_2 analisa a hipótese nula de que tendência e constante são iguais a zero com a presença de raiz unitária. A estatística apresentou-se não significativa diante dos valores críticos simulados por Dickey e Fuller (1981), confirmando a não inclusão de termos determinísticos no modelo.

Ademais, no sentido de corroborar tais resultados, foram realizados os testes DF- GLS e KPSS, que, por sua vez, também confirmaram a presença de uma raiz unitária. No KPSS, rejeitou-se a hipótese nula de estacionariedade para todas as séries analisadas. Os resultados estão dispostos na tabela 4.

Portanto, a análise dos testes de raiz unitária, para todas as séries, indicaram a presença de 1 raiz,

sendo, dessa forma, consideradas integradas de ordem um $I(1)$, em virtude da necessidade da aplicação de uma diferença para torná-las estacionárias.

4.2 - Testes de Cointegração

Os resultados dos testes de cointegração de Johansen (1988) são apresentados na tabela 5. A presença de pelo menos r vetores de cointegração foi testada a partir dos resultados da estatística *traço*. De forma breve, esse teste consiste na comparação entre o valor do logaritmo da função de verossimilhança do modelo com restrição e o valor do logaritmo da função de verossimilhança do modelo sem restrição.

A ordem do número de defasagens inseridas nos modelos foi feito com base na análise do correlograma dos resíduos e dos menores valores dos critérios de informação (*AIC*, *BIC*, *HQ*).

Tais resultados permitiram concluir a existência de relações de longo prazo entre os preços de todas as praças do boi gordo estudadas. Assim,

Tabela 4 - Resultados dos Testes de Raiz Unitárias - DF-GLS e KPSS

Variável	K	DF-GLS ¹ (ers)	KPSS ¹ (η)
<i>LNBM&F</i>	6	-1.425	13.744
<i>LNCB</i>	8	-1.000	3.083
<i>LNGO</i>	6	-1.105	2.727
<i>LNTM</i>	6	-1.016	3.239
<i>LNCG</i>	8	-0.988	2.971

¹ Nível de significância de 5%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 5 - Resultados do Teste de Cointegração de Johansen para os Preços Linearizados de Boi Gordo para a BM&F e as Praças de Campo Grande (MS), Cuiabá (MT), Goiânia (GO) e Triângulo Mineiro (MG)

Variável	HO: r vetores de cointegração	Máx. autovalor	λ traço ¹
<i>LNBM&F e LNCB</i>	$r = 0$	0,016	25,072
	$r \leq 1$	0,000	0,115
<i>LNBM&F e LNCG</i>	$r = 0$	0,013	20,097
	$r \leq 1$	0,000	0,045
<i>LNBM&F e LNGO</i>	$r = 0$	0,023	35,635
	$r \leq 1$	0,000	0,057
<i>LNTM e LNBM&F</i>	$r = 0$	0,034	51,249
	$r \leq 1$	0,000	0,048
<i>LNCB e LNTM</i>	$r = 0$	0,015	23,264
	$r \leq 1$	0,000	0,116
<i>LNCG e LNTM</i>	$r = 0$	0,011	16,729
	$r \leq 1$	0,000	0,120
<i>LNCG e LNGO</i>	$r = 0$	0,011	17,018
	$r \leq 1$	0,000	0,080
<i>LNGO e LNCB</i>	$r = 0$	0,012	18,812
	$r \leq 1$	0,000	0,216
<i>LNGO e LNTM</i>	$r = 0$	0,008	12,916
	$r \leq 1$	0,000	0,063

¹O nível de significância foi de 5%. Para $r = 0$, o valor crítico considerado foi 3,84 e para $r = 1$, 3,84.

Fonte: Dados da pesquisa.

todas as relações de curto prazo se confirmaram no longo prazo. Além disso, os resultados da estatística traço (λ traço) permitiram concluir, para todos os pares de séries, a existência de um vetor de cointegração ao nível de significância de 5%.

Dado que o teste de cointegração indicou a existência de vetores de cointegração em um número inferior ao número de variáveis, existe um modelo vetorial de correção de erro (VEC), sendo que este expressa a velocidade em que o comportamento das variáveis converge para uma situação de equilíbrio de longo prazo.

4.3 - Testes de Exogeneidade

A análise da presença de variáveis fracamente exógenas, quando considerado os pares de variáveis, apresentou diferentes resultados (Tabela 6). O teste para os preços entre BM&F e Cuiabá (MT) foi o único a indicar que ambas não são fracamente exógenas, permitindo concluir que estas variáveis já são, por natureza, causadas no sentido de Granger. Ou seja, os preços da BM&F influenciam os preços da praça de Cuiabá (MT) e vice-versa. Portanto, havendo causalidade em ambos os sentidos.

Tabela 6 - Resultados dos Testes de Exogeneidade Fraca para os Preços Linearizados das Diferentes Praças de Boi Gordo

Praça	GL	χ^2 ¹	Conclusão
BM&F Cuiabá (MT)	1	11,67 10,23	Não é fracamente exógena Não é fracamente exógena
BM&F Campo Grande (MS)	1	3,15 13,40	Fracamente exógena Não é fracamente exógena
BM&F Triângulo Mineiro (MG)	1	3,49 40,97	Fracamente exógena Não é fracamente exógena
BM&F Goiânia (GO)	1	1,61 31,39	Fracamente exógena Não é fracamente exógena
Cuiabá (MT) Triângulo Mineiro (MG)	1	0,12 16,63	Fracamente exógena Não é fracamente exógena
Cuiabá (MT) Goiânia (GO)	1	0,0007 14,96	Fracamente exógena Não é fracamente exógena
Cuiabá (MT) Campo Grande (MS)	1	2,15 8,47	Fracamente exógena Não é fracamente exógena
Campo Grande (MS) Triângulo Mineiro (MG)	1	2,82 6,88	Fracamente exógena Fracamente exógena
Triângulo Mineiro (MG) Goiânia (GO)	1	3,25 2,95	Fracamente exógena Fracamente exógena
Campo Grande (MS) Goiânia (GO)	1	4,26 6,31	Fracamente exógena Fracamente exógena

¹Nível de significância de 5%.

Fonte: Dados da pesquisa.

A análise da série de preços da BM&F em relação às demais praças (Campo Grande (MS), Triângulo Mineiro (MG) e Goiânia (GO)) indicou a série como variável fracamente exógena em relação a todas estas, o que poderia ser um indicio de que a série de preços da BM&F é mais exógena, ou seja, líder na formação de preço.

Comparando-se as séries de Cuiabá (MT) com Triângulo Mineiro (MG), Goiânia (GO) e Campo Grande (MS) também se constatou este resultado, sendo que Cuiabá (MT) é fracamente exógena e as demais não, ou seja, estas últimas já são, por natureza, causadas no sentido de Granger. Entretanto, para se obter resultados conclusivos em relação ao sentido da causalidade, deve-se conduzir ao teste de causalidade de Granger.

A análise entre os preços linearizados das praças: Campo Grande (MS) e Triângulo Mineiro (MG);

Triângulo Mineiro (MG) e Goiânia (GO); e Campo Grande (MS) e Goiânia (GO); permitiu concluir que todas as variáveis foram fracamente exógenas. Nesse caso, é preciso realizar o teste de causalidade no sentido de Granger entre estas variáveis na diferença, para que se possa concluir se há causalidade e o sentido da mesma.

4.4 - Causalidade no Sentido de Granger

Vale lembrar que o teste de causalidade foi conduzido com as variáveis na diferença, e a interpretação dos resultados foi feita no sentido de precedência temporal e não no sentido mais forte de causalidade. A tabela 7 apresenta o resultado resumido do teste de causalidade de Granger. O número de defasagens inseridas no modelo foi resultado da

Tabela 7 - Resultados do Teste de Causalidade de Granger entre os Preços de Boi Gordo da BM&F e das Praças de Campo Grande (MS), Triângulo Mineiro (MG), Goiânia (GO), Cuiabá (MT) e Campo Grande (MS)

Hipótese nula	Df	Teste F	Valor crítico ¹	Decisão
BM&F e Campo Grande (MS)				
<i>DLNBM&F</i> não Granger causa <i>DLNCG</i>	8	11,97	2,66	Rejeita <i>H0</i>
<i>DLNCG</i> não Granger causa <i>DLNBM&F</i>	8	7,99	2,66	Rejeita <i>H0</i>
BM&F e Triângulo Mineiro (MG)				
<i>DLNBM&F</i> não Granger causa <i>DLNTM</i>	3	11,69	3,95	Rejeita <i>H0</i>
<i>DLNTM</i> não Granger causa <i>DLNBM&F</i>	3	3,78	3,95	Não rejeita <i>H0</i>
BM&F e Goiânia (GO)				
<i>DLNBM&F</i> não Granger causa <i>DLNGO</i>	4	19,96	3,48	Rejeita <i>H0</i>
<i>DLNGO</i> não Granger causa <i>DLNBM&F</i>	4	7,33	3,48	Rejeita <i>H0</i>
Cuiabá (MT) e Triângulo Mineiro (MG)				
<i>DLNCB</i> não Granger causa <i>DLNTM</i>	4	5,34	3,48	Rejeita <i>H0</i>
<i>DLNTM</i> não Granger causa <i>DLNCB</i>	4	12,56	3,48	Rejeita <i>H0</i>
Cuiabá (MT) e Goiânia (GO)				
<i>DLNCB</i> não Granger causa <i>DLNGO</i>	4	7,69	3,48	Rejeita <i>H0</i>
<i>DLNGO</i> não Granger causa <i>DLNCB</i>	4	13,54	3,48	Rejeita <i>H0</i>
Cuiabá (MT) e Campo Grande (MS)				
<i>DLNCB</i> não Granger causa <i>DLNCG</i>	8	1,38	2,66	Não rejeita <i>H0</i>
<i>DLNCG</i> não Granger causa <i>DLNCB</i>	8	8,46	2,66	Rejeita <i>H0</i>
Triângulo Mineiro (MG) e Campo Grande (MS)				
<i>DLNTM</i> não Granger causa <i>DLNCG</i>	6	1,44	2,96	Não rejeita <i>H0</i>
<i>DLNCG</i> não Granger causa <i>DLNTM</i>	6	12,79	2,96	Rejeita <i>H0</i>
Triângulo Mineiro (MG) e Goiânia (GO)				
<i>DLNTM</i> não Granger causa <i>DLNGO</i>	4	19,68	3,48	Rejeita <i>H0</i>
<i>DLNGO</i> não Granger causa <i>DLNTM</i>	4	13,01	3,48	Rejeita <i>H0</i>
Campo Grande (MS) e Goiânia (GO)				
<i>DLNCG</i> não Granger causa <i>DLNGO</i>	4	14,56	3,48	Rejeita <i>H0</i>
<i>DLNGO</i> não Granger causa <i>DLNCG</i>	4	3,39	3,48	Não rejeita <i>H0</i>

¹Nível de significância de 5%.

Fonte: Dados da pesquisa.

análise do correlograma dos resíduos e dos menores valores dos critérios de informação (AIC, BIC, HQ).

As variáveis que não apresentaram exogeneidade fraca, por definição, já são causadas no sentido de Granger (Tabela 6). Portanto, não é necessária a realização do teste de causalidade.

De acordo com os resultados obtidos, nota-se que, considerando a relação entre *DLNBM&F* (BM&F) com *DLNGO* (Goiânia (GO)) e *DLNBM&F* com *DLNCG* (Campo Grande (MS)), rejeitam-se as hipóteses nulas de não causalidade nos dois senti-

dos. Portanto, os preços da praça BM&F¹³ apresentam causalidade em ambos os sentidos com essas praças, além de apresentar com a de Cuiabá (MT), corroborando os resultados já constatados a partir do teste de exogeneidade.

Esse resultado reflete a importância do indicador da BM&F e dos preços futuros do boi gordo na formação dos preços regionais. Assim, a disponibili-

¹³Cabe ressaltar que os resultados da causalidade de Granger referem-se todos às variáveis na diferença.

dade e a rapidez das informações de mercado possibilitam que os produtores estejam constantemente atualizados em relação ao comportamento dos preços. Além disso, a interação dos mercados com a BM&F pode influenciar o número e, portanto, a liquidez dos contratos futuros negociados na BM&F.

A relação de causalidade entre as regiões também pode ser explicada pela presença de diferentes plantas frigoríficas de um mesmo grupo em diversas praças produtoras, muitas vezes em um mesmo Estado. Diante disso, pode ocorrer a absorção e uso de uma mesma informação na formação do preço.

Destaca-se ainda, a influência do raio de atuação dos frigoríficos na cadeia produtiva da carne bovina. Em geral, os animais são comprados num raio que varia de 250 a 350km e as distâncias existentes do rebanho com relação aos frigoríficos demonstram algumas dificuldades com relação ao suprimento de animais (PECUÁRIA BRASIL, 2008). Entretanto, o aumento no poder de barganha das grandes redes de supermercados e o consumo crescente de outras carnes vêm aumentando ainda mais o raio de atuação dos frigoríficos na compra de boi gordo para abate, interferindo significativamente, na formação dos preços. O mesmo está acontecendo sob a ótica do produtor.

Estes resultados podem ser justificados pela grande integração que as praças estudadas apresentam, sobretudo após o uso de tecnologias, principalmente, através da *internet*, rádio, TV e jornais, que propiciam uma rápida e ampla distribuição das informações.

Além disso, existem outros fatores relevantes, como a presença de diferentes plantas de um mesmo frigorífico em vários estados e, conseqüentemente, o efeito do raio de atuação dessas plantas, no processo de produção e comercialização do boi gordo.

Comparando-se os preços da BM&F com Triângulo Mineiro (MG), pôde-se verificar que, como a estatística *F* calculada foi menor que o seu valor crítico a 5% de significância, não se rejeitou a hipótese nula que *DLNTM* não Granger causa *DLNBM&F*, ou seja, o retorno dos preços do Triângulo Mineiro (MG) não precedem, temporalmente, os retornos da BM&F, embora o contrário seja verdadeiro.

O teste de causalidade de Granger para as variáveis *DLNCB*, referentes à Praça de Cuiabá (MT), em relação à *DLNTM* (Triângulo Mineiro/MG), *DLNGO* (Goiânia/GO) e *DLNCG* (Campo Grande/MS) indicou bicausalidade entre todas elas, com apenas uma exceção. Cuiabá (MT) não Granger causou Campo Grande (MS), uma vez que a estatística *F* calculada foi menor que seu valor crítico a 5% de significância, e não se rejeitou a hipótese nula. Cabe ressaltar que este resultado contradiz aquele obtido no teste de exogeneidade.

O resultado obtido entre as praças do Triângulo Mineiro (MG) e Campo Grande (MS) mostra que embora *DLNCG* cause no sentido de Granger *DLNTM*, o contrário não é verdadeiro, logo, os preços do Triângulo Mineiro (MG) “seguem” os preços de Campo Grande (MS), mas o contrário não ocorre. Já para as regiões do Triângulo Mineiro (MG) e Goiânia (GO) rejeitou-se ambas as hipóteses nulas de não causalidade nos dois sentidos, havendo, portanto bicausalidade.

Por fim, comparando-se Campo Grande (MS) e Goiânia (GO), verifica-se que Campo Grande (MS) “Granger causa” Goiânia (GO), mas não o sentido contrário. Logo, assim como o Triângulo Mineiro (MG), Goiânia (GO) segue os preços de Campo Grande (MS).

Uma síntese dos resultados do teste de causalidade pode ser observada na figura 1. De maneira geral, constataram-se relações de causalidade em ambos os sentidos para as diversas praças estudadas, contudo, algumas análises mais específicas podem ser conduzidas. A série de preços da Praça de Campo Grande (MS) é a mais exógena e causa, no sentido de Granger, todas as outras variáveis, sendo “Granger causada” apenas pela praça da BM&F. Dessa forma, o preço defasado em um período de Campo Grande (MS) precede o preço defasado das outras praças.

O retorno dos preços da praça da BM&F também precedem os preços de todas as outras praças, entretanto, a BM&F apresenta relação bidirecional com Campo Grande (MS), Cuiabá (MT) e Goiânia (GO).

Resultados nesse mesmo sentido foram constatados em Zen (1997) que, estudando o comporta-

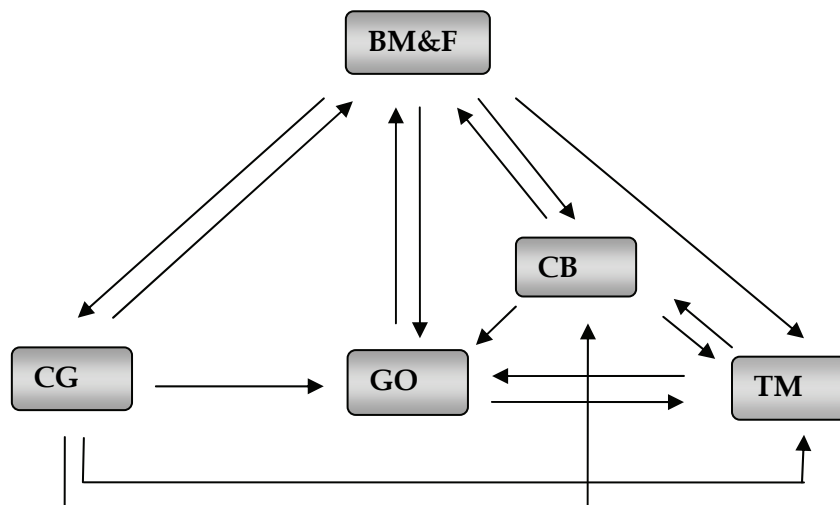


Figura 1 - Resultado da Causalidade entre Preços à Vista de Boi Gordo, para as Praças BM&F, Campo Grande (CG), Goiânia (GO), Cuiabá (CB) e Triângulo Mineiro (TM).

Fonte: Dados da pesquisa.

mento dos preços diários de boi gordo em diferentes praças das Regiões Centro-Oeste e Sudeste, encontrou resultados que apontaram para uma forte integração, tanto entre regiões produtoras de boi quanto entre os níveis de produção e atacado, conclusão decorrente das observações de forte causalidade bidirecional entre a maioria das regiões analisadas. Considerando que os dados são diários, estas influências se dão com bastante agilidade.

A região do Triângulo Mineiro (MG) é causada no sentido de Granger por todas as outras praças, entretanto, os preços desta praça precedem apenas os preços das praças de Cuiabá (MT) e Goiânia (GO), conferindo a esta variável, a característica de mais endógena entre as séries analisadas.

5 - CONCLUSÕES

O trabalho analisou a existência de relações de causalidade entre os preços diários nas regiões de Campo Grande (MS), Cuiabá (MT), Goiânia (GO), Triângulo Mineiro (MG) e a cotação futura do boi gordo na BM&F para o primeiro vencimento. Mais

especificamente, buscou-se captar as relações de equilíbrio de longo prazo entre as diferentes praças analisadas.

As evidências indicaram que, de maneira geral, há relação de causalidade em ambos os sentidos entre a maioria das praças de preços de boi gordo nas Regiões Sudeste e Centro-Oeste.

Os resultados obtidos condizem com o atual mercado de boi gordo brasileiro, cujos preços são rapidamente divulgados, refletindo na formação de preços de todas as praças. Além disso, 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.

Pode-se concluir ainda que a praça de Campo Grande (MS) foi a mais exógena na formação de preços, uma vez que causou, no sentido de Granger, os preços de todas as demais e só foi Granger causada pela praça da BM&F.

Por outro lado, a praça do Triângulo Mineiro (MG) foi a mais endógena, uma vez que foi Granger causada por todas as praças e, da mesma forma, foi a que menos precedeu os preços de outras praças. Este resultado coincide com a produção nesta região,

uma vez que o Estado de Minas Gerais, dentre as regiões analisadas, com menor número de abates.

Assim sendo, conclui-se que há prevalência entre as praças através de um sistema dinâmico e ágil de transferência de informações, e mesmo que duas regiões não comercializem entre si, os seus preços estão interligados por ambas comercializarem com uma terceira região.

LITERATURA CITADA

- ABITANTE, K. G. Co-integração entre os mercados spot e futuro: evidências dos mercados de boi gordo e soja. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 46, n.1, p. 75-96, jan./mar. 2003.
- ANUÁRIO DA PECUÁRIA BRASILEIRA - ANUALPEC. 14. ed. São Paulo: Agra FNP, 2007.
- ANUÁRIO DA PECUÁRIA BRASILEIRA - ANUALPEC. 15. ed. São Paulo: Agra FNP, 2008.
- BARBOSA, M. Z., MARGARIDO, M. A.; NOGUEIRA JUNIOR, S. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 12, n. 2, p. 79-108, jul./dez. 2002.
- BOLSA DE MERCADORIAS E FUTUROS - BM&F. **Agropecuários: açúcar, algodão, boi gordo, café, milho e soja**. Viçosa: [s.n.], 1997. (Curso de Introdução aos Mercados Futuros Agropecuários).
- CAMPOS, S. K. **Estrutura, conduta e desempenho das indústrias de abate e processamento de carne e couro bovinos em Minas Gerais**. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada)-Centro de Ciências Humanas, Letras e Artes, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2004.
- CARNEIRO, F. G. **A metodologia dos testes de causalidade em Economia**. Brasília: UnB/Departamento de Economia, 1997 (Série Textos Didáticos, n. 20).
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONÔMICA APLICADA - CEPEA. Disponível em: <www.cepea.esalq.usp.br> Acesso em: 3 jan. 2008.
- DAVIDSON, J.; MACKINNON, R. G. **Estimation and inference in Econometric**. New York: Oxford University Press, 1993.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with a unit root. **Econometrica**, Philadelphia, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, jul. 1981.
- _____.; PANTULA, S. G. Determining the order of differencing in autoregressive processes. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 5, v. 4, oct. 1987.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 2. ed. Iowa: John Wiley & Sons, 1995.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Philadelphia, v. 55, n. 2, p. 251-276, mar. 1987.
- FAVA, V. L. et al. Relação entre inflação, variabilidade e assimetria dos preços relativos em diferentes ambientes inflacionários. **Estudos Econômicos**, revista do I-PE/USP, São Paulo, n. 33, p. 43-69, jan./mar. 2003.
- FULLER, W. A. **Introduction to statistical time series**. New York: John Wiley, 1976. 352 p.
- GONÇALVES, D. F., FRANCISCHINI, A. A.; ALVES, A. F.; PARÉ, J. L. **Análise de co-integração, causalidade e efetividade do hedge para os preços à vista e futuro do contrato de boi gordo para a região noroeste do Paraná**. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 45., 2007, Londrina. **Anais...** Londrina: SOBER, 2007. v. 1.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 424-438, jul. 1969.
- GUJARATI, D. N. **Basic Econometrics**, 3. ed., Londres: McGraw-Hill, 1995.
- HOLLAND, M.; GIEMBINSKY, R. C. Comportamento do preço no complexo soja: um estudo de cointegração e causalidade. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA & FORUM BANCO DO NORDESTE DE DESENVOLVIMENTO, 8., 2003, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: Associação Nacional de Pós-graduação em Economia, 2003.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamic and Control**, Amsterdam, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, jun./set.1988.
- MADDALA, G. S. **Introduction of Econometrics**, 2. ed. New York: Macmillan Publishing Company, 1992.
- MATOS, O. C. **Inter-relações entre desenvolvimento financeiro, exportações e crescimento econômico: análise da experiência brasileira**. Notas Técnicas do Banco Central do Brasil, n. 40, out. 2003.
- MILLS, T. **The Econometric modelling of financial time series**. Cambridge University Press: Cambridge, 1993.
- PECUÁRIA BRASIL. **Estudos sobre frigoríficos: a cadeia produtiva dos frigoríficos**. Disponível em: <http://www.nelorewiki.com/index.php?title=Estudo_sobre_Frigor%C3%ADficos> Consultado em: 11 nov. 2008.
- PINO, F. A.; ROCHA, M. B. Transmissão de preços de soja no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**,

Brasília, DF, v. 32, n. 4, p. 345-361, 1994.

SACHS, R. C. C.; PINATTI, E. Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do boi magro na pecuária de corte paulista, no período entre 1995 a 2007. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa/MG, v. 5, n. 3, p. 329-352, set.2007.

STADUTO, J. A. R.; BACCHI, M. R. P.; BACHA, C. J. C. Avaliação do diferencial de salários na agropecuária brasileira: período de 1966 a 2002. **Revista Brasileira de Eco-**

nomia, Rio de Janeiro, v. 58, n. 2, p. 267-295, 2004.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE - USDA. Disponível em: <<http://www.usda.gov/wps/portal/usdahome>> Acesso em: 3 jan. 2008.

ZEN, S. **Integração entre os mercados de boi gordo e de carne bovina nas regiões centro-oeste e sudeste do Brasil**. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada)-Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1997.

Recebido em 04/07/2008. Liberado para publicação em 21/11/2008.