



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

SILVIA KANADANI CAMPOS; ADRIANA FERREIRA SILVA; JAQUELINE SEVERINO COSTA; JULCEMAR BRUNO ZILLI;

ESALQ/USP

PIRACICABA - SP - BRASIL

silkanadani@yahoo.com.br

APRESENTAÇÃO ORAL

Comercialização, Mercados e Preços

Análise da Cointegração e Causalidade dos preços de Boi Gordo em diferentes praças nas regiões Sudeste e Centro-Oeste do Brasil

1- Comercialização, Mercados e Preços

RESUMO: A necessidade da obtenção de informações para a tomada de decisão tem atribuído papel importante às análises de comportamento dos preços entre as principais regiões produtoras de boi gordo. Assim, os pecuaristas que conseguem acompanhar as cotações nas diferentes praças podem se antecipar ao comportamento do mercado, obtendo resultados mais expressivos em sua atividade. Nesse contexto, buscou-se identificar a relação de causalidade entre preços de boi gordo em diferentes praças na região Sudeste e Centro-Oeste do Brasil. Com este intuito, utilizou-se o teste de cointegração de Johansen e a causalidade no sentido de Granger com a utilização dos preços reais de boi gordo nas seguintes praças: BM&F, Campo Grande/MS, Cuiabá/MT, Goiânia/GO e Triângulo Mineiro/MG. Identificou-se que todas as séries analisadas apresentaram-se não estacionárias e, portanto, foi realizado o teste de cointegração, por meio do qual, concluiu-se que todas as praças demonstraram relação de cointegração. Os resultados do teste de causalidade mostraram que, de maneira geral, houve bicausalidade entre todas as variáveis analisadas. Verificou-se ainda que existe uma relação de causalidade no sentido de Granger entre Campo Grande/MS, BM&F com as demais regiões. Todas as praças apresentaram relação de causalidade com o Triângulo Mineiro e Goiânia.

Palavras-chave: Preço do boi gordo, Cointegração, Causalidade.

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

ABSTRACT: The necessity of information for the decision taking has attributed important paper to the analyses of prices behavior between the main producing regions of cattle. Thus, the producers that obtain to follow the quotations in the different places can be anticipated to the behavior of the market, getting resulted more expressive in its activity. In this context, the main objective was to identify the relation of causality between fat cattle prices in different regions of Brazil. With this purpose, has been used the Johansen cointegration test and the Granger causality test with the use of the actual values of fat cattle in the following places: BM&F, Campo Grande/MS, Cuiabá/MT, Goiânia/GO and Triângulo Mineiro/MG. It was identified that all the analyzed series had presented not stationary and, therefore, was carried through the cointegration test, about concluded that all the regions had demonstrated relation of cointegration. The results of the causality test had shown that, in a generalized manner, it had bi-causality between all the analyzed variable. It was verified exist a relation of Granger causality between Campo Grande/MS and BM&F with the too much regions. So this, all the places had presented relation of causality with the Triângulo Mineiro and Goiânia.

Key-Words: Fat cattle prices, Cointegration, Causality.

1. Introdução

A produção pecuária brasileira tem demonstrado significativo crescimento nos últimos nove anos. Prova disso, está no aumento de 32,72% no abate de bovinos no país entre 1998 e 2007 (FNP Consultoria, 2007) ocasionado, principalmente, pelo aumento na demanda per capita mundial por carne.

Neste contexto, a determinação interna dos preços de boi gordo de cada região depende, principalmente, das condições relacionadas à oferta e demanda de animais para abate. A evolução da oferta é determinada, sobretudo, pelas condições da produção de alimentos para os animais, manejo realizado e estrutura adequada de processamento e comercialização dos animais e da carne bovina. A demanda por animais para abate, por sua vez, deriva-se, da demanda por carne pelo consumidor.

De certo modo, os preços sinalizam os custos envolvidos no processo produtivo e a lucratividade obtida com a venda dos animais para abate, fazendo com que os produtores busquem informações, principalmente, a respeito dos preços de venda dos seus próprios produtos e dos insumos que utilizam na produção. Em síntese, os preços de comercialização dos animais são de grande importância nas negociações que envolvem o processo produtivo (CEPEA, 2008).

Como forma de gerenciar a evolução dos preços e dos custos de produção, os produtores necessitam ter acesso cada vez maior 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.

Já as informações dos preços dos animais para abate, denominado “boi gordo”, são levantadas diretamente junto aos agentes de comercialização e em informativos especializados. Os frigoríficos fazem levantamentos dos preços médios de venda dos cortes pelos concorrentes e ponderam pelo peso médio de cada um destes na carcaça, chegando ao preço médio da mesma (CEPEA, 2008).



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



Assim, o mercado de boi (a jusante e a montante) e seus insumos e produtos caracteriza-se pelo fato que todos os agentes acreditam ter as informações, mas trata-se de um mercado que apresenta muitas formas de assimetria de informação (CAMPOS, 2004), atraindo, assim um grande número de investidores e especuladores, tanto no mercado físico quanto no mercado futuro (CEPEA, 2008).

As operações no mercado futuro funcionam como um mecanismo de compensação da variação de preços no mercado físico, ou seja, funciona como um seguro, garantindo ao participante o preço inicialmente planejado. Desta maneira, sinaliza as expectativas dos agentes do mercado quanto aos preços futuros, o que facilita o planejamento dos negócios (HULL, 1996). Pode-se dizer ainda, que a bolsa de mercadorias futuros tem uma função maior em dar transparência na formação dos preços, do que na movimentação dos animais em si.

Nesse caso, o maior acesso ao mercado futuro proporciona um aumento no grau de proteção dos pecuaristas perante as oscilações apresentadas pelo mercado de fatores de produção e, com isso, maximizando os lucros obtidos na produção pecuária. Os números do mercado futuro atestam para isso, pois se trata, atualmente, da principal *commodity* agropecuária em volume financeiro negociada na Bolsa de Mercadorias e Futuros- BM&F, com cerca de R\$ 90 milhões/dia, referentes à, aproximadamente, 93.000 contratos negociados em dezembro de 2007.

A bolsa apresenta grande importância na formação do preço do boi gordo¹, entretanto, sua produção e comercialização devem seguir os canais normais da comercialização física (BM&F, 1997). Como o mercado opera de forma muito integrada, os produtores têm necessidades de preços regionalizados, assim como de preços específicos por categorias 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.

Neste contexto, o objetivo do presente trabalho analisou a 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 vencimento. Especificamente, objetivou-se captar as relações de equilíbrio de longo prazo entre as diferentes praças analisadas.

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

2. A evolução da pecuária de corte no Brasil

A bovinocultura de corte apresenta relevância incontestável, tanto sob a perspectiva econômica, no que se refere aos aspectos produtivos, geração de renda e emprego nos

¹ O produto negociado é o bovino macho, castrado, bem acabado em pasto ou confinamento, com peso vivo entre 450 ou 550 Kg e idade máxima de 42 meses. A unidade de negociação é 330@ líquidas de boi gordo e a cotação é feita em R\$/@ líquida.

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

diversos segmentos e relevante contribuição para o PIB nacional, quanto pela produção de alimentos. A Tabela 1 sistematiza algumas estatísticas relevantes relacionadas, sobretudo, à produção e mercado deste setor no Brasil.

Tabela 1- Estatísticas do boi gordo (rebanho, abate e produção, exportações, importação de carne bovina e preço ao produtor), no período de 2000 a 2007.

	2002	2003	2004	2005	2006	2007*
Rebanho (milhões de cabeças)	169.2	171.8	172.9	171.4	165	159.3
Abate (milhões de cabeças)	37.1	38.8	40.8	44	47	43.8
Produção (carne bovina)**	7240	7385	7975	8592	9020	9470
Taxa de abate (cabeças abatidas/total rebanho)	21.9	22.6	23.6	25.7	28.66	27.5
Exportações (mil toneladas eq. Carcaça)**	881	1162	1610	1845	2084	2400
Importações (mil toneladas eq. Carcaça)	66	58	48	43	25	30
Preço ao Produtor (US\$/@) - São Paulo)	16.7	18.8	20.7	23	24.7	N/A

*Os valores para 2007 são projeções

Fonte: FNP Consultoria (2007) e **USDA (2008).

O rebanho brasileiro vinha crescendo, na última década, em torno de 1% ao ano, atingindo em 2006, cerca de 163.9 milhões de cabeças. Contudo, em 2007, as projeções de 159.3 milhões de cabeças indicaram que houve uma queda do rebanho.

Ainda assim, o país continua sendo o principal produtor e exportador mundial, com expectativa que a produção atinja, em 2008, 9.850 toneladas equivalente de carcaça e as exportações sejam de 2650 toneladas. O segundo maior produtor mundial é a China, com produção de 7.850 toneladas equivalente de carcaça em 2007, seguida pela União Européia, com 8.000 toneladas (USDA, 2008). Em relação às exportações a Austrália é o segundo país no ranking mundial, com 1450 e Índia com 725 toneladas (USDA, 2008).

Em termos nacionais, a produção de carne está dispersa por todo território nacional, 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. A Figura 2 apresenta a relação dos principais estados brasileiros no abate de bovinos machos.



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

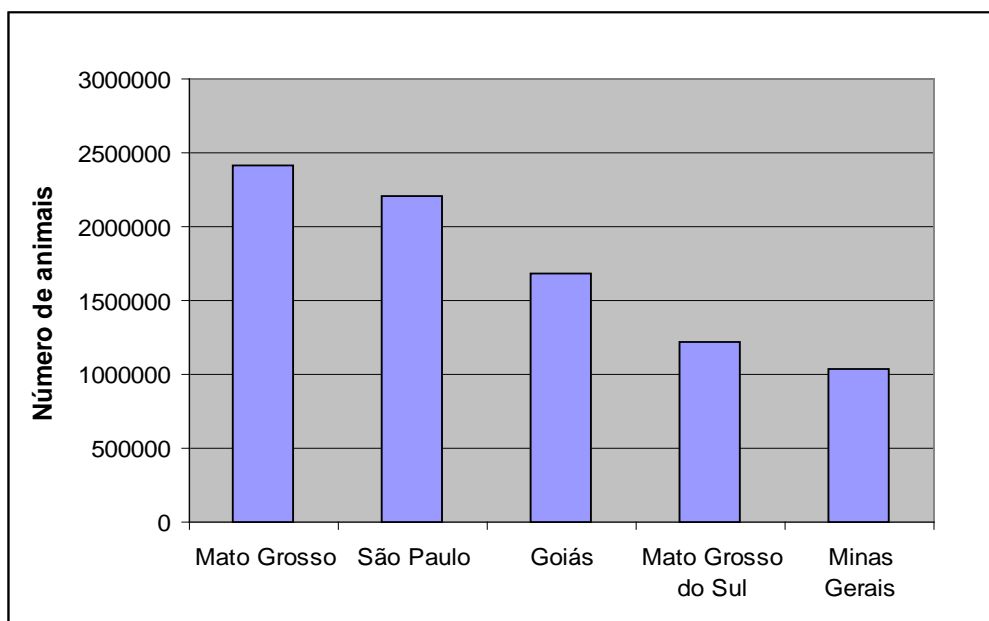


Figura 2- Número de animais abatidos (boi gordo), nas regiões de Mato Grosso, São Paulo, Goiás, Mato Grosso do Sul e Minas Gerais, no ano de 2006.

Fonte: IBGE (2008).

De fato, essas regiões, juntamente com Mato Grosso do Sul e Minas Gerais, que correspondem às praças selecionadas para a pesquisa, detém, aproximadamente 60% do abates de bovinos machos do Brasil.

2.1 Transmissão de preços no mercado de boi gordo

Estudos sobre causalidade de preços têm sido aplicados a diversas áreas, sobretudo relacionando preços nacionais e internacionais. Barbosa *et al.* (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 Giombinsky (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 os mesmos 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, entretanto, o pesquisador não identificou uma região líder no mercado.



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



Gonçalves *et alli.* (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 a vista baseados no mercado futuro, e a determinação do preço no mercado futuro, considera o que está acontecendo no mercado à vista.

Perante as discussões acima e a carência de estudos que busquem extrair a direção de causalidade entre as diferentes praças do boi gordo no Brasil, é que se propôs o presente trabalho. É importante ressaltar que se optou pela não inclusão de outras praças do Estado de São Paulo além da BM&F, devido ao melhor ajustamento dos modelos e minimização dos problemas estatísticos, como multicolinearidade dos dados.

3. Fonte dos dados e procedimentos metodológicos

3.1 Análise descritiva dos dados

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

Trabalhos econométricos baseados em séries temporais supõem que as séries envolvidas sejam estacionárias. Assim sendo, para identificar a existência, ou não, desta propriedade nas séries, cabe fazer uma análise gráfica preliminar dos preços das praças estudadas, expressos na Figura 1. Fica evidenciado um claro movimento conjunto e oscilatório em torno de um mesmo intervalo de valores, que varia entre, aproximadamente, R\$50,00/@ até R\$80,00/@, em termos reais.

Pode-se observar que os picos de preço iniciam-se, em geral, no 3º trimestre de cada ano, refletindo o período de menor produção, que ocorre durante a época da seca. Além disso, cabe ressaltar que, embora em termos nominais os preços tenham subido, nota-se uma tendência de queda dos preços reais ao longo dos anos analisados.



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

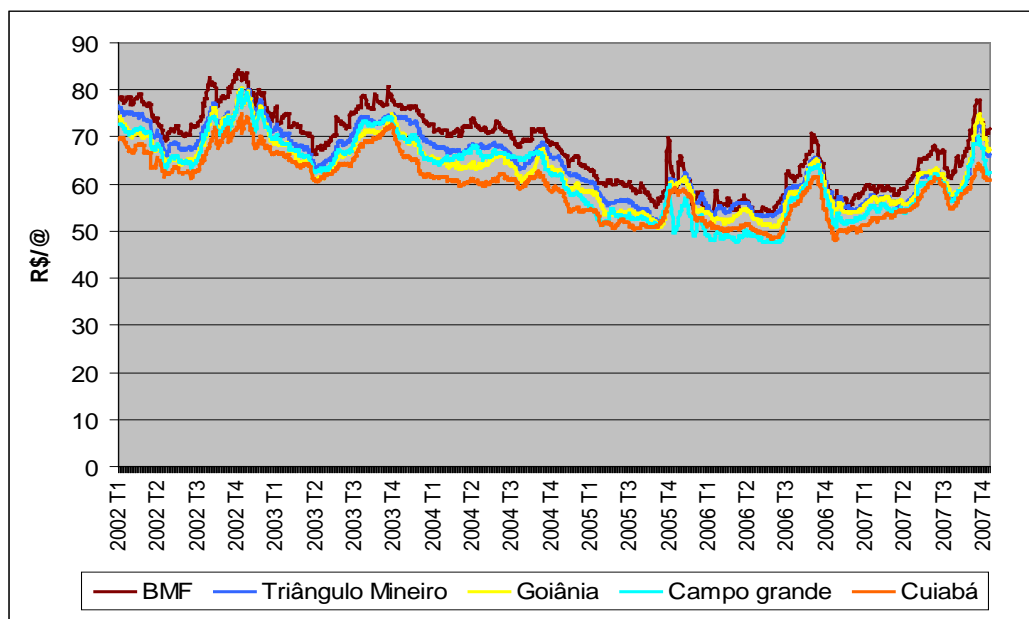


Figura 2- Comportamento das séries de preços reais diários de boi gordo das praças BM&F, Triângulo Mineiro/MG, Goiânia/GO, Campo Grande/MS e Cuiabá/MT, em R\$/@, no período de Janeiro de 2002 a dezembro de 2007.

Fonte: CEPEA/Esalq/USP (2008).

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 2). Como a distância de Campo Grande/MS e Cuiabá/MT, em relação à Araçatuba² é maior, o preço nestas regiões é menor como forma de compensar os custos de transação, sobretudo aqueles relacionados ao transporte.

Tabela 2- Estatística básica dos preços de boi gordo das praças BM&F, Cuiabá/MT, Campo Grande/MS, Goiânia/GO e Triângulo Mineiro/MG, em R\$/@, no período de Janeiro de 2002 a dezembro de 2007.

	BM&F	CB	CG	GO	TM
Observações	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 (0,000)	65,266 (0,000)	79,500 (0,000)	50,868 (0,000)	90,206 (0,000)

Fonte: elaborada pelos autores, com base nos dados do CEPEA/Esalq/USP (2008).

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

² O curral de entrega quando se efetivam as negociações na BM&F localiza-se em Araçatuba.



Foi feita ainda, a análise dos coeficientes de correlação entre os diferentes preços, cujos resultados estão apresentados na tabela 3. Observa-se que o coeficiente de correlação entre os preços de boi gordo em todas as praças é bastante alto, ultrapassando os 90%. Justifica-se ainda a utilização dos preços praticados nestas praças, pela importância que estas regiões apresentam para a o setor produtivo da bovinocultura, no cenário nacional.

Tabela 3- Coeficiente de correlação entre preços de boi gordo entre diversas praças brasileiras.

	LNBM&F	LNCB	LNCG	LNGO	LNTM
LNBM&F	1				
LNCB	0.962419	1			
LNCG	0.981406	0.962677	1		
LNGO	0.966657	0.973097	0.964421	1	
LNTM	0.975696	0.967377	0.967651	0.982087	1

Fonte: elaborada pelos autores, com base nos dados do CEPEA/Esalq/USP (2008).

3.2 Fonte de 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 foram obtidos diretamente 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/ praça analisada, totalizando 1486 observações. Todos os preços foram deflacionados pelo índice IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas- FGV, base dezembro 2007, com intuito de excluir os efeitos da inflação.

3.3 Procedimentos Econométricos

O 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 heterocedasticia.

Os procedimentos econométricos 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. Descartada a possibilidade de duas raízes unitárias foram utilizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), cujos valores críticos são apresentados em Fuller (1976) e Dickey e Fuller (1981). Ademais, foram utilizados os testes Elliot- Rothenberg- Stock (DF- GLS) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), no sentido de corroborar os resultados encontrados no teste ADF.

A definição correta do modelo a ser empregado no teste ADF (incluindo ou não termos deterministas) foi feita adotando-se o procedimento sequencial 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.



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



As estatísticas utilizadas são $\tau_{\beta\tau}$, $\tau_{\alpha\tau}$ e $\tau_{\alpha\mu}$ que avaliam, respectivamente, a significância dos coeficientes da variável tendência (β) do modelo que inclui essa variável e da constante (α) no modelo em que a tendência é excluída. Adicionalmente o teste considera as estatísticas τ_{τ} , τ_{μ} e τ , as quais correspondem, respectivamente, aos coeficientes da variável defasada (h) dos modelos (STADUTO, 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 apresentar-se não-significativo. Na realidade, assim como realizado por Bacchi e Crôppo (2005), foi utilizada a significância estatística do último *lag* em conjugação com os menores valores dos critérios de informação Akaike e Schawrtz, associados a análise dos correlogramas dos resíduos foram, em conjunto os fatores determinantes do número ideal de defasagens a ser considerado.

Identificada a integração de primeira ordem nas variáveis, 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, 2003).

Quando as variáveis são co-integradas existe um modelo de correção de erro que mostra a velocidade em que as variáveis convergem 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, a saber: a) a previsibilidade é um conceito análogo ao de causalidade e b) a relação entre causa e efeito é temporária no sentido que este não pode surgir antes daquela. 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 reinterpretação de Hoover (2001), citado em 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 precede 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).



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



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 autocorrelação, podendo assim, transportar autocorrelação residual de uma variável à outra. Por outro lado, de acordo com Hatemi e Irandoust (2000), citado em 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 se dar início a análise de causalidade, é de suma importância averiguar a exogeneidade fraca em relação aos parâmetros de interesse das variáveis envolvidas, sendo tal resultado indicado pela não significância do coeficiente de ajustamento associado a cada uma das variáveis.

Após a determinação do número de defasagens a serem inseridas no modelo e a verificação das variáveis fracamente exógenas, procede-se à realização do teste de causalidade de Granger entre variáveis cointegradas.

As hipóteses do teste de causalidade são:

H_0 : X não “Granger causa” Y

H_a : X “Granger causa” Y

O método assume matematicamente a seguinte configuração:

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

$$\Delta Y_t = \sum \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t \quad (2)$$

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

A variável Z 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 Z é menor que o erro quadrático médio da previsão de Y baseado no mesmo conjunto de informações mencionado, porém excluindo valores passados de Z, portanto a tomada de decisão baseia-se em um teste do tipo F para a significância conjunta dos coeficientes defasados.

Com base na soma dos quadrados dos resíduos destas 2 equações, calcula-se o valor de F, sendo que a tomada de decisão baseia-se em um teste do tipo F para a significância conjunta dos coeficientes defasados.

Comparando-se os valores obtidos com os valores críticos da Tabela F de Snedcor tem-se: caso o valor calculado de F excede 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



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



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 dependente.

Os resultados do teste 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 d) Independência: quando os conjuntos de coeficientes defasados de X e Y não forem estatisticamente diferentes de zero nas 2 regressões.

A Figura 3 apresenta de forma resumida o processo de decisão adotado na realização do presente trabalho:

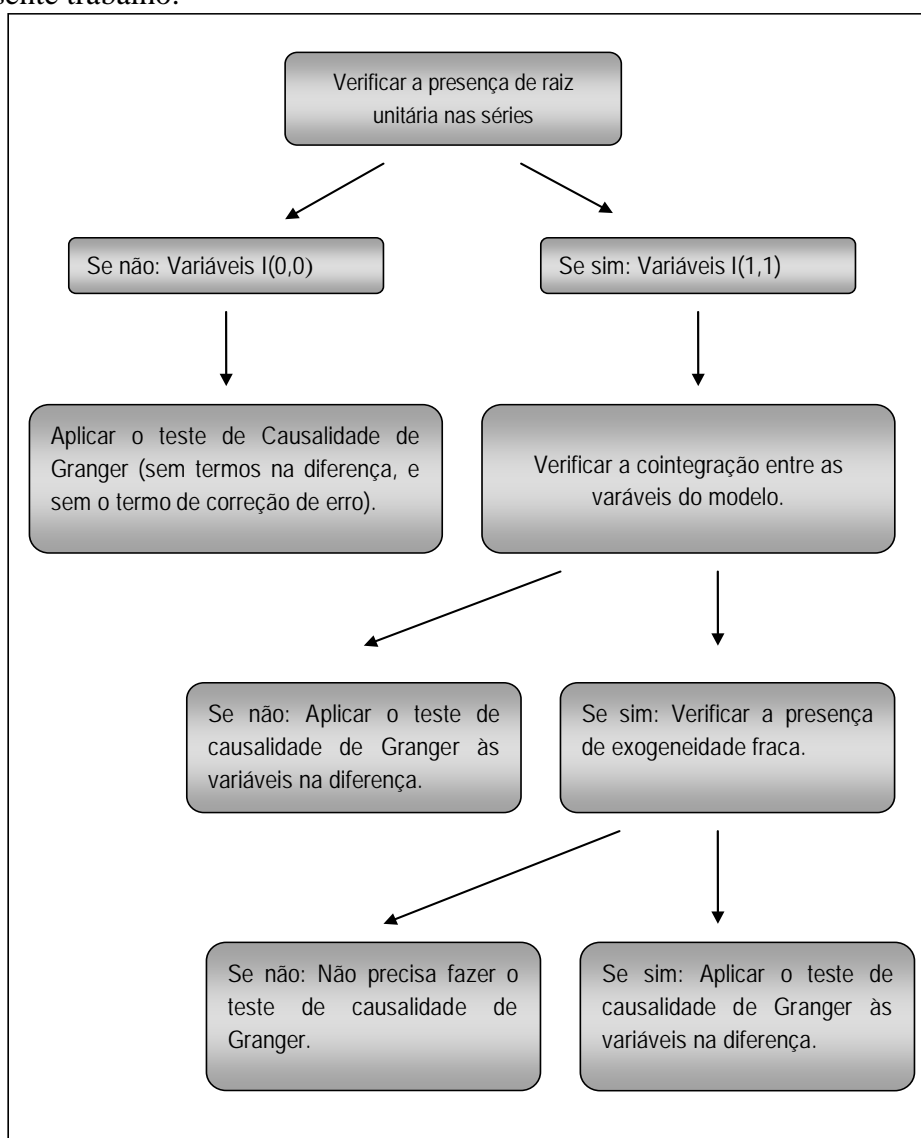


Figura 3- Esquema dos procedimentos econométricos adotados no trabalho.

Fonte: elaborado pelos autores com base em Enders (2004).

4. Avaliação empírica

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

4.1 Resultados dos testes de raiz unitária

Os resultados do teste de Dickey-Pantula são apresentados na Tabela 4. De acordo com análise dos correlogramas dos resíduos, bem como os menores valores dos critérios de informação (AIC, BIC e HQ) e o teste “K” Máximo, foram inseridas 6 defasagens para todas as variáveis, com exceção da variável *LNGO*, que corresponde à praça de Goiânia/GO, que precisou de 13 defasagens para gerar resíduos do tipo ruído branco.

Tabela 4 - Resultados dos testes de raiz unitária de Dickey-Pantula para os preços a vista do Boi Gordo nas diferentes praças

Variável	K	1º Etapa:			2º Etapa			
		$\tau_{\beta\tau}$	$\tau_{\alpha\mu}$	τ_1	$\tau_{\beta\tau}$	$\tau_{\alpha\mu}$	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

Fonte: Resultados da pesquisa.

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), desta forma não rejeitou-se H_0 , assim e o termo de tendência e constante foram estatisticamente iguais a zero. Já os valores encontrados para τ_1 , indica rejeição da hipótese nula, 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 (ADF), DF-GLS e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) que consideram a presença de apenas uma raiz unitária. Adicionalmente, as defasagens foram definidas pelos critérios de Schwartz (BIC), Akaike (AIC), Hannan Quinn (HQ) e pela análise do correlograma dos resíduos.

Uma 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 necessários para tornar os resíduos ruídos branco foram pequenas em relação ao tamanho total da amostra .

Os testes de 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 τ ($\tau_t = -2,58$) (não entendi) não rejeitando a hipótese nula de presença de raiz unitária, o que confirma a não estacionariedade da série. (Tabela 5).

Tabela 5 - Resultados dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado para os preços a vista do Boi Gordo nas diferentes praças

Variáveis	K	T $\beta\tau$	T τ	T $\alpha\mu$	T μ	T
<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

Fonte: Resultados da pesquisa.

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 e o modelo com constante e tendência, a estatística do teste (Φ_3), indicou a não rejeição da hipótese nula de que a tendência é igual a zero e que a série possui uma raiz unitária.

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), conformando 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. Visando uma análise mais parcimoniosa dos testes, a tabela com resultados dos mesmos, encontra-se no Anexo A.

Portanto a análise dos testes de raiz unitária, para todas as séries, indicaram a presença de 1 raiz, sendo, desta forma, consideradas integradas de ordem um, em virtude da necessidade da aplicação de uma diferença para torná-las estacionárias.

4. 2 Resultados dos testes de cointegração

Os resultados do testes de co-integração de Johansen (1988) são apresentados na Tabela 6. A presença de pelo menos r vetores de co-integração 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 com 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, todas as relações de curto prazo se confirmaram no longo prazo. Além disso os resultados da estatística *traço* (λ *traço*) permitiu concluir, para todos os pares de séries, a existência de um vetor de co-integração ao nível de significância de 5%. (ordem de defasagem do método)

Tabela 6 – Resultados do Teste de co-integração de Johansen para os preços linearizados de boi gordo para as praças BM&F, Campo Grande/MS, Cuiabá/MT, Goiânia/GO e Triângulo Mineiro/MG

Variáveis	Ho: r vetores de co-integração	máx. autovalor	λ <i>traço</i> *
<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

Fonte: Resultados da pesquisa.

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

Dado que o teste de co-integração indicou a existência de vetores de co-integração em um número inferior ao número de variáveis, existe um modelo vetorial de correção de erro, que expressa a velocidade em que o comportamento das variáveis converge para uma situação de equilíbrio de longo prazo.

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

4.3 Resultados dos testes de exogeneidade

A análise da presença de variáveis fracamente exógenas quando considerado os pares de variáveis resultou em diferentes resultados (Tabela 7). Cabendo novamente ressaltar que o teste foi conduzido com todas as variáveis em log.

O teste para os preços entre BM&F e Cuiabá/MT foi o único que indicou que ambas não são fracamente exógenas, o que permite 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 7 - Resultados dos Testes de Exogeneidade Fraca para os preços linearizados das diferentes praças de Boi Gordo

Praças	GL	X ² *	Conclusão
<i>BM&F</i>	1	11,67	Não é Fracamente Exógena
<i>Cuiabá/MT</i>		10,23	Não é Fracamente Exógena
<i>BM&F</i>	1	3,15	Fracamente Exógena
<i>Campo Grande/MS</i>		13,40	Não é Fracamente Exógena
<i>BM&F</i>	1	3,49	Fracamente Exógena
<i>Triângulo Mineiro/MG</i>		40,97	Não é Fracamente Exógena
<i>BM&F</i>	1	1,61	Fracamente Exógena
<i>Goiânia/GO</i>		31,39	Não é Fracamente Exógena
<i>Cuiabá/MT</i>	1	0,12	Fracamente Exógena
<i>Triângulo Mineiro/MG</i>		16,63	Não é Fracamente Exógena
<i>Cuiabá/MT</i>	1	0,0007	Fracamente Exógena
<i>Goiânia/GO</i>		14,96	Não é Fracamente Exógena
<i>Cuiabá/MT</i>	1	2,15	Fracamente Exógena
<i>Campo Grande/MS</i>		8,47	Não é Fracamente Exógena
<i>Campo Grande/MS</i>	1	2,82	Fracamente Exógena
<i>Triângulo Mineiro/MG</i>		6,88	Fracamente Exógena
<i>Triângulo Mineiro/MG</i>	1	3,25	Fracamente Exógena
<i>Goiânia/GO</i>		2,95	Fracamente Exógena
<i>Campo Grande/MS</i>	1	4,26	Fracamente Exógena
<i>Goiânia/GO</i>		6,31	Fracamente Exógena

*Nível de significância de 0,5%

Fonte: Resultados 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 BM&F como variável fracamente exógena em relação a todas estas, o que poderia ser um indício de que esta variável 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.



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



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. Neste 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 Resultados da 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 causação. A Tabela 8 apresenta o resultado resumido do teste de causalidade de Granger. Optou-se por não incluir o resultado das variáveis que não são fracamente exógenas, uma vez que, por definição, estas já são causadas no sentido de Granger. O número de defasagens inseridas no modelo foi resultado da análise do correlograma dos resíduos e dos menores valores dos critérios de informação (AIC, BIC, HQ).

De acordo com os resultados obtidos, nota-se que, considerando a relação entre $DLNBM\&F$ com $DLNGO$ (Goiânia/GO) e $DLNCG$ (Campo Grande/MS), rejeitam-se as hipóteses nulas de não causalidade nos dois sentidos. Portanto, os preços da praça $BM\&F^3$ apresentam causalidade em ambos os sentidos com essas praças, além de apresentar com a de Cuiabá/MT, resultado, já constatado a partir do teste de exogeneidade.

Estes resultados podem ser justificados pela grande integração que as praças estudadas apresentam, sobretudo após o uso de tecnologias, como a *internet*, que propiciam uma rápida e ampla distribuição das informações.

Comparando se os preços da $BM\&F$ com Triângulo Mineiro/MG, pode-se verificar que, como o F calculado foi menor que o seu valor crítico a 1% de significância, não rejeitou-se a hipótese nula que $DLNTM$ não Granger causa $DLNBM\&F$, ou seja, os preços do Triângulo Mineiro/MG na diferença, não precedem, temporalmente, os preços (também na diferença) 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 o F calculado foi menor que o F crítico a 1% de significância, e, portanto não se rejeitou a hipótese nula. Cabe ressaltar que este resultado contradiz aquele obtido no teste de exogeneidade.

³ Cabe ressaltar que os resultados da causalidade de granger referem-se todos às variáveis na diferença.



Tabela 8- Resultados do teste de causalidade de Granger entre os preços de boi gordo das praças BM&F, Campo Grande/MS, Triângulo Mineiro, Goiânia/GO, Cuiabá/MT e Campo Grande/MS

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

Fonte: Resultados da pesquisa.

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 causalidade em ambos os sentidos.

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.

Um esquema do resultado geral do teste de causalidade pode ser observado na Figura 3.



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

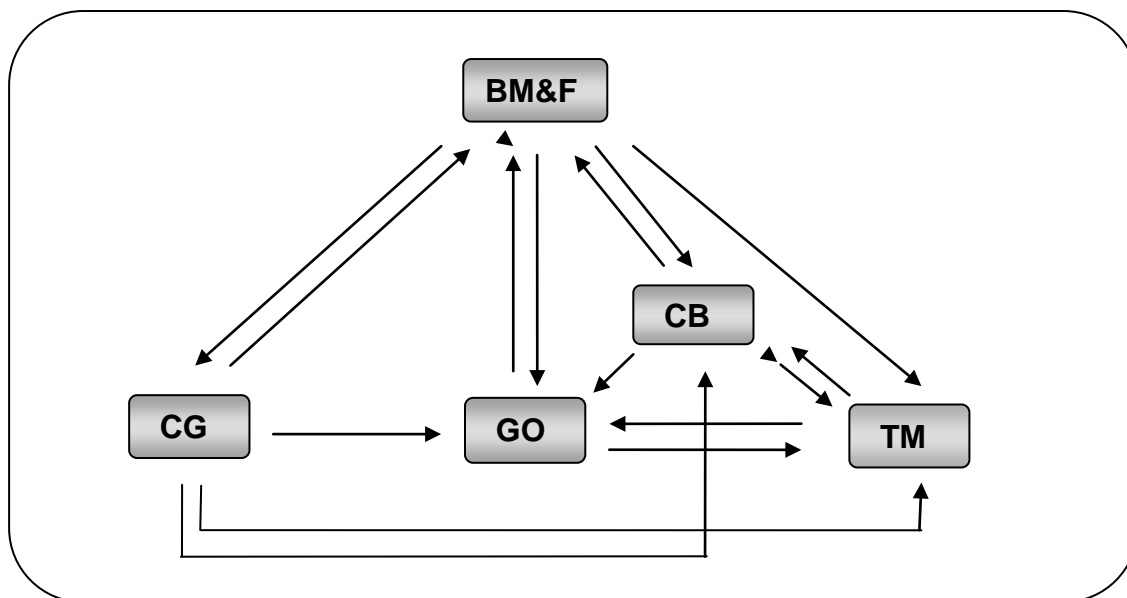


Figura 3- Resultado da causalidade entre preços a vista de boi gordo, para as praças BM&F, Campo Grande/MS CG, Goiânia/GO GO, Cuiabá/MT CB e Triângulo Mineiro/MG TM.

Fonte: Resultados da pesquisa

De maneira geral, constatou-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. Ou seja, o preço defasado de um período de Campo Grande/MS precede o preço defasado das outras praças.

Os preços (na diferença) 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 comportamento 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 está 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.



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



5. Conclusões

As evidências obtidas neste trabalho, conduzidas com base em dados de preços de boi gordo das praças BM&F, Campo Grande/MS, Cuiabá/MT, Goiânia/GO e Triângulo Mineiro/MG indicaram que, de maneira geral, há relação de causalidade em ambos os sentidos entre a maioria das praças de preços de boi gordo no Brasil.

De fato, 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 a Granger causada por todas as praças e, da mesma forma, a que menos precedeu os preços de outras praças. Este resultado coincide com a produção nesta região, uma vez que Minas Gerais é a última, dentre as regiões analisadas, no 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.

Referências

Barbosa, M. Z., *Margarido, M. A. e Nogueira Junior, S.* Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. **Nova Economia**, Belo Horizonte, 12 (2), 79-108. julho-dezembro 2002.

BM&F. Bolsa de Mercadorias e Futuros. Agropecuários: açúcar, algodão, boi gordo, café, milho e soja. Viçosa: [s. l.], 1997. (Curso de Introdução aos Mercados Futuros Agropecuários).

BM&F (a). Bolsa de Mercadorias e Futuros. BM&F encerra julho com aumento de 81% no volume negociado. Disponível em: <http://www.BM&F.com.br/portal/pages/imprensa1/destaques/2007/agosto/Destaque_volume_julho.asp> acesso em 01 jun.2007.

BM&F (b). Bolsa de Mercadorias e Futuros. Sistema de recuperação de informações. Disponível em: <<http://www3.BM&F.com.br/Datastore1/Indexseries1.asp>> Acesso em: 03 de janeiro de 2008.

CAMPOS, S. K. **Estrutura, Conduta e Desempenho das Indústrias de Abate e Processamento de Carne e Couro Bovinos em Minas Gerais.** Dissertação de mestrado, UFV/ 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).

CEPEA. Centro de Estudos Avançados em Econômica Aplicada. Disponível em: <www.cepea.esalq.usp.br> Acesso em: 03 de janeiro de 2008.

Crôppo, G. S.; Bacchi, M. R. P. **Causalidade entre Mercados acionários: estudos sobre Ibovespa, Dow Jones e Merval**. Resenha BM&F, São Paulo, p. 70-79, 2005.

Dickey, D. A.; Fuller, W. A. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with a unit root. **Econometrica**, v.49, n.4, p.1057-1072, Jul. 1981.

Dickey, d.a.; pantula, s.g. Determining the order of differencing in autoregressive processes. **Journal of Business and Economic Statistics**, 5(4), October 1987.

Enders, W. **Applied Econometric Time Series**. John Wiley & Sons, Inc. 2nd ed., 1995, USA.

Engle, R.F. e Granger, C.W.J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing, **Econometrica** 55, 251-76, 1987.

Fava, V. L. et al. Relação entre Inflação, Variabilidade e Assimetria dos Preços Relativos em Diferentes Ambientes Inflacionários. **Estudos Econômicos (IPE/USP)**, São Paulo, n. 33, n. jan-mar, p. 43-69, 2003.

Fuller, W. A. **Introduction to statistical time series**. New York: John Wiley, 1976. 352p.

Gonçalves, D. F., Francischini, A. A. Alves, A.F. e Parré, 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: XLV Congresso da Sober, 2007, Vol. 01. Londrina: Anais do XL Congresso Brasileiro de Sociologia e Economia Rural, 2007.

Granger, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, v.37, n.3, p.424-438, 1969.

Gujarati, D.N. (1995) **Basic Econometrics**, 3rd edition, McGraw-Hill, Londres.

Holland, M.; Giembinsky, R. C. Comportamento do Preço no Complexo Soja: uma Estudo de Cointegração e Causalidade. In: **VIII Encontro Regional de Economia & Forum Banco do Nordeste de Desenvolvimento**, 2003, Fortaleza. Anais do Encontro Regional de Economia, 2003.

HULL, J. Introdução aos mercados futuros e de opções. 2. ed. São Paulo: BM&F/Cultura, 1996.



IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: <http://www.sidra.ibge.gov.br> Acesso em 12 de janeiro de 2008.

Johansen, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamic and Control**, (12):231-254, 1988.

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.

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

Zen, S. **Integração entre os mercados de boi gordo e de carne bovina nas regiões Centro-Oeste e Sudeste do Brasil**. Dissertação de mestrado. Esalq/USP, 1997.

Anexo A

Tabela 9 - Resultados dos testes de raiz unitárias – DF-GLS e KPSS

Variáveis	k	DF-GLS (<i>ers</i>)	KPSS (η_μ)
<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

Fonte: Resultados da pesquisa