



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*



INTEGRAÇÃO ESPACIAL E CAUSALIDADE DE PREÇOS NO MERCADO BRASILEIRO DE BOI GORDO: RESULTADOS PRELIMINARES

**JOSÉ FREDERICO BARBATO SALOMOM; MARCELO LACERDA REZENDE;
ANDRÉ LUIZ MEDEIROS;**

UNIVERSIDADE FEDERAL DE ITAJUBÁ

ITAJUBÁ - MG - BRASIL

mrezende@unifei.edu.br

APRESENTAÇÃO SEM PRESENÇA DE DEBATEDOR

COMERCIALIZAÇÃO, MERCADOS E PREÇOS AGRÍCOLAS

Integração Espacial e Causalidade de Preços no Mercado Brasileiro de Boi Gordo: Resultados Preliminares

Grupo de Pesquisa: Comercialização, Mercados e Preços Agrícolas

Resumo - Este trabalho tem o objetivo de analisar os dados de séries de preços nos mercados de boi gordo nos estados de Minas Gerais, São Paulo, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás, e desta forma verificar se os mesmos são estacionários ou não estacionários. Para isso, utilizou-se o Teste de Dickey-Fuller Aumentado que tem como objetivo verificar a presença de raiz unitária. Através de análises de séries de preços do período de janeiro de 1994 a dezembro de 2004, verificou-se, que o teste aplicado com equações com tendência, apresenta todas as séries de dados como não estacionárias. O mesmo resultado foi obtido nas equações sem intercepto e sem tendência. Já nas equações com intercepto e com tendência, apenas a série de preços de Mato Grosso do Sul apresentou-se não estacionária. Todas as análises foram feitas a 1% e em nível. Estes resultados são importantes, pois com eles é possível através do Teste de Johansen e Teste de Causalidade de Granger, verificar se existe co-integração entre os mercados estudados, e aferir a transmissão de preços, e assim, podem-se criar mecanismos que ajudem o comprador de commodities agropecuário a analisar o mercado com maior segurança, auxiliando na tomada de decisões.

Palavras-chave: boi gordo, raiz unitária, integração espacial.

1. INTRODUÇÃO

O risco na produção de commodities agropecuárias pode se manifestar sob várias formas, como, por exemplo, na possibilidade da ocorrência de geadas e secas, que serão prejudiciais à produtividade da atividade; na ocorrência de supersafras; nas intervenções governamentais não antecipadas pelos agentes econômicos; na possibilidade da criação de barreiras à entrada dos produtos nacionais nos mercados importadores, etc. Esses fenômenos possivelmente implicarão impactos diretos sobre o nível dos preços das commodities (DUARTE JÚNIOR, 1996).

De acordo com Debertain *apud* Lamounier (2002), alguns destes mercados operam em sistemas próximos ao modelo teórico de concorrência pura. Isso significa que choques exógenos nos preços de seus produtos e insumos produtivos terão efeitos diretos na rentabilidade dessas atividades, visto que os agentes econômicos aí envolvidos são tomadores de preços. Nesse sentido, tem-se o chamado risco de mercado, que para esses agentes, irá depender diretamente do comportamento do preço da *commodity*, diante das condições adversas do mercado, e de como esses produtores irão atuar e formar suas expectativas.

Dessa forma, sendo a produção agropecuária passiva de distúrbios irregulares, a utilização de instrumentos que diminuam os riscos desta atividade e auxiliem o processo de tomada de decisões se faz necessário (BRESSAN & LIMA, 2002). O controle do risco, via conhecimento das especificidades dos mercados em que atuam, tem se configurado, cada vez mais, como um dos principais aspectos na elevação da eficiência das diversas atividades econômicas.

Todavia, o que se pode observar é que essas possibilidades de ganho, advindas de uma gestão mais eficiente dos riscos, ainda não são plenamente aproveitadas por grande parte dos agentes econômicos envolvidos nesses mercados, em razão da imperfeita compreensão acerca da natureza das flutuações dos preços, que, se não podem ser evitadas, ao menos deveriam ser mais bem compreendidas pelos agentes econômicos (LAMOUNIER, 2002). O conhecimento dos principais determinantes do preço, em um mercado de produtos agrícolas, é também de grande importância para o estabelecimento de políticas econômicas, bem como para o delineamento de programas especiais de nutrição, abastecimento, etc.

No Brasil, o mercado do boi gordo apresenta números expressivos, o que demonstra a sua grande importância sócio-econômica e justifica o desenvolvimento de ações que contribuam para seu melhor funcionamento. O rebanho brasileiro possui cerca de 169 milhões de cabeças, sendo o maior rebanho bovino comercial do mundo. Os empregos diretos somam R\$ 7,2 milhões. Sua movimentação anual em relação ao corte, couro e outros subprodutos somam R\$ 20 bilhões (CASTRO *et al*, 2003). De acordo com dados da Pesquisa Pecuária Municipal de 2003, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (2005), o estado de Minas Gerais possui mais de 20 milhões de bovinos em seu território, sendo o terceiro maior estado em rebanhos bovinos no Brasil.

O objetivo do presente trabalho é analisar as séries de preços dos mercados de boi gordo nos estados de Minas Gerais, São Paulo, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás, e desta forma verificar, através do teste de raiz unitária, se elas são estacionárias ou não. Com base nos resultados desta análise será possível, em trabalhos futuros, investigar o grau

de integração do mercado mineiro de boi gordo com os mercados de São Paulo, Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul.

Estes estados foram escolhidos com base na Pesquisa da Pecuária Municipal. Segundo esta pesquisa os maiores detentores de rebanho bovino no Brasil são:

- Mato Grosso do Sul, com 24.983.821 cabeças de gado;
- Mato Grosso, com 24.613.718 cabeças de gado;
- Minas Gerais, com 20.852.227 cabeças de gado;
- Goiás, com 20.178.516 cabeças de gado.

2. FORMAÇÃO DE PREÇOS NO MERCADO DO BOI GORDO

O preço de um produto em um mercado competitivo é reflexo do nível de equilíbrio coincidente entre o máximo que os consumidores estão dispostos a pagar com o mínimo que os produtores aceitam receber por este produto (MARQUES & MELLO, 1999). Pode-se afirmar então, que o preço de mercado flutua ao longo tempo, e no caso de muitos produtos tais flutuações podem ser rápidas. Isso é particularmente verdadeiro no caso de produtos vendidos em mercados competitivos, como é o caso dos produtos agrícolas (PINDYCK & RUBINFELD, 2002). Na maioria dos mercados de produtos agrícolas, incluindo o mercado do boi gordo, a existência de muitos compradores e vendedores para seus produtos pode alterar substancialmente seus preços em um único dia. Em seu estudo sobre causalidade e formação de preços, Marques e Mello (1999) afirmam que o produto agropecuário é matéria-prima até que chegue ao consumidor final e que a sua demanda é uma demanda derivada, ou seja, que depende da demanda do produto no varejo. Desta forma, torna-se interessante definir o sentido de causalidade, ou seja, a direção que caminham os movimentos de preços de origem, e também a elasticidade de transmissão de preços, que se traduz como sendo a forma como os movimentos de preços se transmitem de um nível de mercado para outro. Estes autores ainda ressaltam que respectivos aumentos de preço pelo produtor irão se refletir no varejo e que aumentos de preço pelo varejo, da mesma forma, irão refletir no produtor.

Nota-se também, que as variações cíclicas e as variações estacionais de preços são de grande importância para se caracterizar o sistema de comercialização da pecuária de corte. As variações cíclicas de preços têm ocorrido a cada seis anos, e isso deve principalmente pelo abate indiscriminado de matrizes no período de baixo ciclo (MARQUES & AGUIAR, 1993).

Ainda, segundo Marques e Aguiar (1993), no período de preços declinantes, devido a uma expectativa de que haja uma queda mais acentuada e a uma necessidade de recursos pelos pecuaristas, os produtores incrementam o abate, vendendo, inclusive grande parte das matrizes do rebanho. Com isso, há um aumento da oferta de carne, o que faz acentuar a queda dos preços. Devido ao abate destas matrizes, ocorrerá uma redução da oferta futura de animais gordos, o que fará a dar início a um novo ciclo de aumento de preços, dois ou três anos depois do início da safra descendente.

Quando a fase ascendente começa, ocorre uma retenção das matrizes, por parte dos produtores, para que eles possam aumentar a oferta futura de animais. Isso provoca uma redução maior da oferta, causando um aumento de preços ainda maior. Eles ressaltam ainda que após isso, “quando a oferta aumenta, depois de uns três anos, os preços caem, e se retorna à fase de baixa de ciclo” (MARQUES & AGUIAR, 1993).

A variação sazonal ou estacional, também é outra variação que ocorre nos preços da pecuária de corte. Essa sazonalidade é resultado de efeitos climáticos que fazem variar a

capacidade de suporte de pastagens, que faz originar dois períodos: um período no qual ocorre oferta abundante de animais e preços baixos, chamado de safra; e outro período no qual ocorre oferta reduzida e preços altos, chamado de entressafra (MARQUES & AGUIAR, 1993). Estes efeitos de sazonalidade climática alteram os preços da comercialização do setor, pois os reflexos sobre o ciclo produtivo são enormes: pode ocorrer o atraso de um ano e meio no abate do boi gordo, na idade da primeira aparição, na primeira cobertura, e também ocorrer baixos índices de fertilidade e de natalidade, além de aumentar a taxa de mortalidade, ocasionando o comprometimento da própria taxa de desfrute do rebanho (MARGARIDO *et al.*, 1996).

O preço ainda é influenciado pela política cambial, pelos preços internacionais e por políticas governamentais. Os preços internacionais juntamente com a política cambial se mostram elementos importantes quando se trata de exportação (GOMES *et al.*, 2003). Segundo Schuh *apud* Oliveira (2002) o entendimento do setor agropecuário não pode existir sem a análise da taxa de câmbio. Ainda de acordo com Gomes *et al.* (2003) as políticas governamentais, quando adequadas, oferecem suporte tanto à produção, quanto à comercialização de produtos e insumos, garantindo a competitividade em qualidade e em custos (subsídios).

3. MERCADOS INTEGRADOS ESPACIALMENTE E CAUSALIDADE DE PREÇOS

3.1. Mercados integrados espacialmente

Um sistema de mercados se encontra integrado espacialmente quando os preços praticados em cada um desses mercados são influenciados não só pela oferta e demanda locais, mas também pelas ofertas e demandas de todos eles. O mercado primário é aquele que influencia de forma dominante a formação dos preços e o secundário é o que responde, geralmente, às condições determinadas nos mercados primários (SANTANA & MEYER, 2003).

Para avaliar a integração de mercados em longo prazo utiliza-se a teoria de co-integração. Esta teoria é empregada para avaliar as relações lineares entre séries de preços de vários mercados. Quando tais relações ocorrem, as séries de preços são ditas co-integradas, havendo indicativo de que os mercados também estejam integrados. A aplicação da teoria de co-integração às séries de preços do boi gordo é realizada em dois passos, descritos a seguir (SANTANA & MEYER, 2003).

Primeiro, emprega-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) para testar a presença de uma raiz unitária nas séries, depois o método de estimação em duas etapas de Engler e Granger, para co-integração. Os procedimentos para realização destes métodos são apresentados por Stock e Watson (2004) e Gujarati (1995).

No primeiro passo, cada série de preços de boi gordo é testada para determinar a sua ordem de integração (número de diferenças necessárias para tornar a série estacionária), e a segunda etapa é aplicada apenas para as séries de mesma ordem de integração. No caso, o teste DFA é aplicado à seguinte regressão:

$$\Delta P_t^i = a_0 + a_1 P_{t-1}^i + \sum_j \beta_j \Delta P_{t-j}^i + \varepsilon_t \quad (1)$$

sendo: Δ é o operador de diferença ($DP_t = P_t - P_{t-1}$) para cada série de preços, i representa Minas Gerais (M), Goiás (G), Mato Grosso (MT) e São Paulo (SP) e ε é uma série ruído branco. As seguintes hipóteses foram testadas:

Hipótese nula: $H_0: a_1 = 0$

Hipótese alternativa: $H_0: a_1 < 0$

Segundo Nogueira (2002), a análise do teste de Dickey-Fuller é realizada da seguinte forma:

se $|\tau|_{\text{calculado}} > |\tau|_{\text{crítico}}$: rejeita-se $H_0: a_1 = 0$ e a série é estacionária;

se $|\tau|_{\text{calculado}} < |\tau|_{\text{crítico}}$: não rejeita-se $H_0: a_1 = 0$ e a série é não-estacionária.

Desta forma, não ocorrendo a rejeição da hipótese nula, a série então possui raiz unitária, devendo a equação ser reparametrizada e submetido a novo teste, com a série especificada nas segundas diferenças:

$$\Delta^2 P_t^i = a_0 + a_1 \Delta P_{t-1}^i + \sum_j \beta_j \Delta^2 P_{t-j}^i + \varepsilon_t \quad (2)$$

Se a hipótese alternativa é aceita, a série em nível é estacionária de segunda ordem, ou integrada de ordem um, P_t^p . Caso contrário o processo continua, fazendo a reparametrização da equação e testando as hipóteses, até encontrar a ordem correta de integração da série. A representação para uma série integrada de ordem d , $I(d)$, é :

$$\Delta^{d+1} P_t^i = a_0 + a_1 \Delta^d P_{t-1}^i + \sum_j \beta_j \Delta^{d+1} P_{t-j}^i + \varepsilon_t \quad (3)$$

Sendo as séries integradas de mesma ordem, pode-se testar a hipótese de co-integração entre os preços de boi gordo nos mercados estudados. Para isto, o teste estatístico (Q_r) de Johansen (Stock e Watson, 2004) é empregado para verificar a presença de uma raiz unitária nos resíduos da regressão de co-integração, especificadas entre pares de variáveis, como na equação seguinte:

$$P_t^i = a_0 + a_1 P_t^j + \varepsilon_t, (i \neq j) \quad (4)$$

em que: $i, j = G, MT$ e SP e ε é uma série ruído branco. As estatísticas propostas por Johansen para co-integração são dadas por:

$$Q_r = - \sum_{l=1+r}^k \log(1 - \lambda_l) \quad e, \quad (5)$$

$$Q_m = -T \cdot \log(1 + \lambda_{r+1}) \quad (6)$$

em que: r é o *rank* de co-integração, k é o número de variáveis endógenas, λ é o i -ésimo maior autovalor e T é o número de observações.

3.2 Causalidade e integração de mercado

O teste de causalidade de Granger é utilizado para aferir o sentido da transmissão dos preços entre tais mercados. O procedimento para a utilização deste teste é descrito por Stock e Watson (2004). A causalidade proposta por Granger ocorre de X para Y se os valores de Y são mais bem explicados pelos valores passados de X e de Y . De uma maneira mais formal, a variável Y é causada por X , no sentido de Granger, se os coeficientes das variáveis defasadas de X forem diferentes de zero. A causalidade pode ocorrer nas duas direções, de Y para X e de X para Y . Porém, quando a causalidade ocorre numa direção, por exemplo, de X para Y , não implica que Y é o efeito ou o resultado de X . O teste de causalidade de Granger é especificado por meio das seguintes equações irrestritas:

$$PB_t^p = \sum_{i=1}^n \alpha_i PB_{t-i}^p + \sum_{j=1}^n \beta_j PB_{t-j}^k + \mu_{1t} \quad (7)$$

$$PB_t^k = \sum_{i=1}^m \lambda_i PB_{t-i}^k + \sum_{j=1}^m \delta_j PB_{t-j}^p + \mu_{2t} \quad (8)$$

em que: PB^p é o preço do boi gordo em Minas Gerais e PB^k o preço do boi gordo nos demais estados, sendo $k =$ Goiás, Mato Grosso e São Paulo, μ_{1t} e μ_{2t} os termos de erro não-autocorrelacionados.

A estatística F testa a hipótese nula de que os parâmetros:

$$\sum_{j=1}^n \beta_j = 0 \quad e, \quad (9)$$

$$\sum_{j=1}^m \delta_j = 0 \quad (10)$$

A hipótese nula é de que PB^k não causa PB^p , na primeira regressão, ou que PB^p não causa PB^k , na segunda regressão.

4. METODOLOGIA

Para atingir o objetivo proposto pelo presente trabalho, qual seja, investigar a estacionariedade das séries de preços do boi gordo nos mercados de São Paulo, Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, foi utilizado o teste de Dickey-Fuller aumentado.

O estado de São Paulo foi incluído na pesquisa não por ser o quinto maior detentor de rebanho bovino no Brasil, mas, por possuir o maior rebanho bovino na Região Sudeste, com 14.046.426, depois de Minas Gerais.

Os dados utilizados corresponderão aos preços mensais, pagos ao produtor, nos estados analisados. O período de análise será de 1994 a 2004. A análise destes dados será feita com o auxílio do software *E-views*, frequentemente utilizado em trabalhos que envolvem modelos econométricos e séries temporais. As séries de preços foram coletadas no ANUALPEC (1999), ANUALPEC (2000) e ANUALPEC (2005).

5. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Para verificar se as séries de preços das regiões estudadas são estacionárias, foi realizado o teste para os casos das séries com intercepto; com intercepto e com tendência; e sem intercepto e sem tendência, e utilizou-se de defasagem (*lag*) de 0 (zero) a 5 (cinco). Utilizou-se o menor valor do critério de Akaike para aferir a defasagem ideal para a realização dos testes.

Pode-se dizer que um processo estocástico (série temporal) é estacionário se sua média, e bem como a sua variância, são constantes ao longo do tempo, e a covariância entre dois valores da série depende apenas da distância no tempo que separa os dois valores, e não dos tempos reais em que as variáveis são observadas. (HILL, GRIFFITHS & JUDGE, 2003).

A tabela 1 apresenta o resultado do teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries mensais do preço do boi gordo no estado de Minas Gerais, em nível, de 01/01/1994 a 31/12/2004, com intercepto; com intercepto e com tendência; sem intercepto e sem tendência.

Com um nível de significância de 1% é possível verificar que a série de preços do boi gordo em Minas Gerais, em equações com intercepto, apresenta um resultado do teste em módulo menor do que o módulo do valor crítico, desta a forma a série é não estacionária em nível.

Com a mesma série, mas com equação com intercepto e com tendência, o módulo do teste de Dickey-Fuller Aumentado é maior que o módulo do valor crítico. Assim, a série é estacionária em nível na equação com intercepto e com tendência.

Finalmente, na análise da série de preços do boi gordo em Minas Gerais, para equação sem intercepto e sem tendência, obteve-se um resultado de não estacionariedade da série em nível, pelos mesmos motivos exemplificados na série de preços com equação com intercepto.

Tabela 1 - Resultado do teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries mensais do preço do boi gordo no estado de Minas Gerais

Série	Defasagem (lag)	Tipo de equação estimada	Resultado do teste de ADF	Valor Crítico 1%
Minas Gerais	1	Com intercepto	-2.952851	-3.481217
Minas Gerais	4	Com intercepto e com tendência	-5.314074	-4.031899

Minas Gerais	5	Sem intercepto e sem tendência	-0.454819	-2.583444
--------------	---	--------------------------------	-----------	-----------

Fonte: Dados da pesquisa.

A tabela 2 apresenta o resultado do teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries mensais do preço do boi gordo no estado de São Paulo, em nível, de 01/01/1994 a 31/12/2004, com intercepto; com intercepto e com tendência; sem intercepto e sem tendência.

A análise dos resultados novamente foi feita a um nível de significância de 1%. Na série de preços do boi gordo de São Paulo, com equação com intercepto, é possível verificar que o módulo do resultado do teste apresenta-se menor do que o módulo do valor crítico. Desta forma, tem-se então, um caso de não estacionaridade em nível. Já na série de preço, com equação com intercepto e com tendência, verifica-se a estacionariedade da série uma vez que o módulo do resultado do teste é maior que o módulo do valor crítico.

Por último, na série de preços do boi gordo em São Paulo com equação sem intercepto e sem tendência, o resultado do teste, em módulo, apresenta-se inferior ao módulo do valor crítico, ocorrendo novamente a não estacionaridade em nível.

Tabela 2 - Resultado do teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries mensais do preço do boi gordo no estado de São Paulo

Série	Defasagem (lag)	Tipo de equação estimada	Resultado do teste de ADF	Valor Crítico 1%
São Paulo	1	Com intercepto	-2.821342	-3.481217
São Paulo	4	Com intercepto e com tendência	-5.132882	-4.031899
São Paulo	1	Sem intercepto e sem tendência	-0.334457	-2.582872

Fonte: Dados da pesquisa.

A tabela 3 apresenta o resultado do teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries mensais do preço do boi gordo no estado do Mato Grosso, em nível, de 01/01/1994 a 31/12/2004, com intercepto; com intercepto e com tendência; sem intercepto e sem tendência.

A análise dos resultados foi feita a um nível de significância de 1%. Na série de preços do boi gordo em Mato Grosso evidencia-se que o módulo do resultado do teste de Dickey-Fuller Aumentado é inferior ao módulo do valor crítico. Concretiza-se assim um caso de não estacionaridade da série de preços.

Na equação com intercepto e com tendência, utilizando a mesma série de preços, obteve-se um resultado oposto, ou seja, estacionaridade, pois o módulo do resultado do teste é superior ao módulo do valor crítico. A série de preços com equação sem intercepto e sem tendência é não estacionária em nível, devido ao módulo do resultado do teste ser inferior ao módulo do valor crítico.

Tabela 3 - Resultado do teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries mensais do preço do boi gordo no estado do Mato Grosso.

Série	Defasagem (lag)	Tipo de equação estimada	Resultado do teste de ADF	Valor Crítico 1%
Mato Grosso	1	Com intercepto	-2.853426	-3.481217
Mato Grosso	4	Com intercepto e com tendência	-5.266893	-4.031899
Mato Grosso	5	Sem intercepto e sem tendência	-0.530022	-2.583444

Fonte: Dados da pesquisa.

A tabela 4 apresenta o resultado do teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries mensais do preço do boi gordo no estado do Mato Grosso do Sul, em nível, de 01/01/1994 a 31/12/2004, com intercepto; com intercepto e com tendência; sem intercepto e sem tendência.

A análise novamente feita a um nível de significância de 1% resultou que as séries de preços do boi gordo em Mato Grosso do Sul, com equação com intercepto, é não estacionária, pois o módulo do resultado do teste é inferior ao módulo do valor crítico.

Resultado semelhante ocorre nas séries de preços com equação com intercepto e com tendência; e sem intercepto e sem tendência. Em ambos os casos a série de preços é não estacionária, pois o módulo do teste de Dickey-Fuller é inferior ao módulo do valor crítico.

Tabela 4- Resultado do teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries mensais do preço do boi gordo no estado do Mato Grosso do Sul.

Série	Defasagem (lag)	Tipo de equação estimada	Resultado do teste de ADF	Valor Crítico 1%
Mato G. do Sul	1	Com intercepto	-2.781368	-3.481217
Mato G. do Sul	5	Com intercepto e com tendência	-3.541061	-4.032498
Mato G. do Sul	5	Sem intercepto e sem tendência	-0.454104	-2.583444

Fonte: dados da pesquisa.

A tabela 5 apresenta o resultado do teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries mensais do preço do boi gordo no estado de Goiás, em nível, de 01/01/1994 a 31/12/2004, com intercepto; com intercepto e com tendência; sem intercepto e sem tendência.

Com uma análise feita ao nível de significância de 1% conclui-se que a série de preços do boi gordo em Goiás, na equação com intercepto, é não estacionária, pois o módulo do resultado do teste é inferior ao módulo do valor crítico.

Já com a série de preços na equação com intercepto e com tendência, o resultado, em módulo, do teste é superior ao módulo do resultado do valor crítico, configurando assim uma série estacionária em nível.

Na série de preços com equação sem intercepto e sem tendência, o módulo do resultado do teste é inferior ao módulo do resultado do valor crítico. Sendo assim, tem-se uma série não estacionária.

Tabela 5 - Resultado do teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries mensais do preço do boi gordo no estado de Goiás.

Série	Defasagem (lag)	Tipo de equação estimada	Resultado do teste de ADF	Valor Crítico 1%
Goiás	1	Com intercepto	-3.086931	-3.481217
Goiás	4	Com intercepto e com tendência	-5.285177	-4.031899
Goiás	5	Sem intercepto e sem tendência	-0.467327	-2.583444

Fonte: dados da pesquisa.

A análise do teste de Dickey-Fuller Aumentado comprovou que em nível e com equação com intercepto tem-se o seguinte resultado:

- Minas Gerais: não estacionária;
- São Paulo: não estacionária;
- Mato Grosso: não estacionária;
- Mato Grosso do Sul: não estacionária;
- Goiás: não estacionária.

Já o resultado do teste da série de preços com equação com intercepto e com tendência, apresentou-se da seguinte forma:

- Minas Gerais: estacionária,
- São Paulo: estacionária,
- Mato Grosso: estacionária,
- Mato Grosso do Sul: não estacionária,
- Goiás: estacionária.

Finalmente, a análise do teste de Dickey-Fuller Aumentado das séries de preços do boi gordo com equação sem intercepto e sem tendência apresentou o seguinte resultado:

- Minas Gerais: não estacionária,
- São Paulo: não estacionária,
- Mato Grosso: não estacionária,
- Mato Grosso do Sul: não estacionária,
- Goiás: não estacionária.

Os resultados obtidos com o teste de raiz unitária foram analisados com os valores críticos a 1%. Desta forma, verificou-se que parte das séries de preços analisadas não se mostraram estacionárias em nível.

Sendo assim, o teste foi realizado em primeira diferença com as séries de preços de todos os estados estudados, e utilizando o três tipos de equações: com intercepto; com intercepto e com tendência; sem intercepto e sem tendência. Novamente utilizou-se de defasagem (lag) de 0 (zero) a 5 (cinco), e através do critério de Akaike selecionou-se a defasagem ideal.



O teste realizado em primeira diferença verificou que todas as séries de preço do boi gordo são estacionárias a 1%.

6. CONCLUSÕES

O objetivo do presente trabalho foi analisar as séries de preços dos mercados de boi gordo nos estados de Minas Gerais, São Paulo, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás, e desta forma verificar, através do teste de raiz unitária, se elas são estacionárias ou não estacionárias.

Para verificar a presença de raiz unitária, utilizou-se o Teste de Dickey-Fuller Aumentado nas equações com intercepto, com intercepto e com tendência, e sem intercepto e sem tendência.

Verificou-se que nas equações com intercepto, e nas equações sem intercepto e sem tendência, que todas as séries são não estacionárias em nível e a 1%. Em relação às equações com intercepto e com tendência, apenas a série de preços de Mato Grosso do Sul apresentou-se não estacionária seguindo o mesmo critério de análise. Já em primeira diferença e a 1%, todas as séries de preços apresentam-se estacionárias com o três tipos de equações.

Com posse de dados, o passo seguinte será dado com o objetivo de verificar a co-integração entre os mercados estudados, desta forma, a continuidade do estudo é a aplicação do Teste de Johansen e do Teste de Causalidade de Granger.

7. BIBLIOGRAFIA

- ANUALPEC. Anuário da pecuária brasileira. São Paulo: FNP, 1999. 447 p.
- ANUALPEC. Anuário da pecuária brasileira. São Paulo: FNP, 2000. 392 p.
- ANUALPEC. Anuário da pecuária brasileira. São Paulo: FNP, 2005. 340 p.
- BRESSAN, A. A. & LIMA, J. E. de. “Modelos de Previsão de Preços Aplicados Aos Contratos Futuros de Boi Gordo Na BM&F”. *Nova Economia* Belo Horizonte 12 (1)117-140 janeiro-junho, 2002.
- CASTRO, L. B. de. & BOTELHO FILHO, F. B. & FRANCO, G. L. “Análise do Mercado Futuro de Boi Gordo E Suas Ferramentas Para Tomada de Decisão No Confinamento Bovino”. *XLI Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Juiz de Fora. Anais...2003.*
- DUARTE JÚNIOR, A. M. *Risco: Definições, Tipos, Medição e Recomendações Para o Seu Gerenciamento. Resenha BM&F*, São Paulo: BM&F, 114, 1996.
- GOMES, M. T. & GOMES, M. F. M. & LIRIO, V. S. & SANTOS, V. E. DOS. “Decomposição dos Preços de Frango, Suíno E Bovino Nos Anos 80 E 90 No Brasil”. *XLI Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Juiz de Fora. Anais... 2003.*
- GUJARATI, D. N. “Basic Econometrics”. 3ª Ed. New York: McGraw-Hill Book Co. 1995. 838 p.



- HILL R. C. & GRIFFITHS W. E. & JUDGE G. G. “Econometria”. São Paulo: Editora Saraiva, 2003. 471p.
- IBGE, “Pesquisa Pecuária Municipal de 2003”, 2005. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/ppm/2003/ppm2003.pdf>>. Acesso em: 07 jun. 2005, 16:30:30.
- LAMOUNIER, W. M. Comportamento dos Preços no Mercado Spot de Café do Brasil: Análise Nos Domínios do Tempo e da Frequência. Viçosa: UFV. Tese (Doutorado em Economia Rural) – Universidade Federal de Viçosa, 2002.
- MARGARIDO, M. A. & KATO, H. T. & BUENO, C. R. F. & JUNIOR, E. C. “Análise dos Impactos das Cotações de Dólar Paralelo e do Índice Pluviométrico Sobre os Preços do Boi Gordo no Estado de São Paulo”. RBE, Rio de Janeiro, 50(2): 255-78, 1996.
- MARQUES, P. V. & AGUIAR, D. R. DE. “Comercialização de Produtos Agrícolas”. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1993. 295 p.
- MARQUES, P. V. & MELLO, P. C. “Mercados Futuros de Commodities Agropecuários”. São Paulo: Bolsa de Mercadorias e Futuros, 1999. 208 p.
- NOGUEIRA, F. T. P. “Integração Espacial e Efetividade do Hedge no Mercado Brasileiro de Café Arábica”. São Paulo: Bolsa de Mercadorias e Futuros, 2002. 92 p.
- OLIVEIRA, J. C. V. DE. “Sobrevalorização da Taxa de Câmbio e o Agronegócio: Uma Análise de Equilíbrio Geral Com Base Na Estrutura Produtiva Brasileira de 1995”. Piracicaba: Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2002.
- PINDYCK, R.S , RUBINFELD, D.L. “Microeconomia.”. 5ª Ed. São Paulo: Prentice Hall, 2002. 740 p.
- SANTANA, A. C. & MEYER, L. F. F. “Integração Espacial e Causalidade de Preços no Mercado de Boi Gordo no Pará”. XXXIX Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Juiz de Fora. Anais... 2003.
- STOCK, J. H. & WATSON, M. W. “Econometria”. São Paulo: Addison Wesley, 2004. 485 p.