

Relação de Cointegração entre os Preços de Boi Gordo nos Estados do Rio Grande do Sul e de São Paulo

Relation of Co-integration between the Prices of Feeder Cattle in the Rio Grande do Sul State and São Paulo State

Wesley Vieira da Silva¹
Fernando Sérgio Mazon²
Jansen Maia Del Corso³

RESUMO

Este estudo avalia a existência de relações de cointegração entre os preços de boi gordo nos estados do Rio Grande do Sul - um dos maiores produtores brasileiros - e de São Paulo, que é o maior estado consumidor do Brasil. Os dados históricos utilizados referem-se aos preços médios do período de agosto de 2002 a dezembro de 2005 e faz-se uso do método proposto por Engle e Granger (1987). Este estudo caracteriza-se como uma pesquisa quantitativa de natureza descritiva. A realização de testes de raiz unitária confirmou que as variáveis em análise são não estacionárias. Os testes de hipóteses, relativos à análise de cointegração, não evidenciaram a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre os preços da arroba de boi gordo nos Estados de São Paulo e do Rio Grande do Sul, ou seja, os preços não têm a tendência de caminharem para situações de equilíbrio.

Palavras-chave: Cointegração. Boi gordo. Longo prazo.

ABSTRACT

This paper aims to evaluate the existence of cointegration relation between prices of feeder cattle of São Paulo and Rio Grande do Sul states. This one is one of the largest producers of such product and that one is the largest consumer in Brazil. Historical data are related to the period of August 2002 to December 2005 and the analysis is based on the method proposed by Engle and Granger (1987). This is a quantitative descriptive research. The unit root tests confirmed that those variables are non stationary. Hypothesis tests related to the cointegration do not confirmed the existence of long term balance relationships between feeder cattle prices of São Paulo and Rio Grande do Sul states, which means that it was not found a trend of those prices to behave in a balance situation.

Keywords: Cointegration. Live cattle. Long term.

INTRODUÇÃO

O Estado do Rio Grande do Sul é, historicamente, um grande produtor de bovinos e esta atividade faz parte, inclusive, de sua herança cultural: a figura do gaúcho, o peão destemido, hábil na montaria e na lida com cavalos e bovinos, confunde-se com a própria imagem do habitante do Rio Grande do Sul.

Dado o fato de que a produção de gado é de grande importância para o Estado, inclusive exercendo influência sobre sua cultura, busca-se aqui estudar a atividade pecuária, com foco na análise do comportamento dos preços do boi gordo do estado do Rio Grande do Sul em relação ao mercado paulista, o maior consumidor de carne bovina do país. Busca-se, também, de maneira particular, analisar se há existência de cointegração entre os preços médios de boi gordo dos estados do Rio Grande do Sul e de São Paulo, com base em dados cedidos pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA).

Segundo Fontes et al. (2004), trata-se de um mercado que evolui, paulatinamente, das formas tradicionais de comercialização para uma atividade poderosa, pois movimentava bilhões de dólares anualmente, empregando milhares de pessoas e cujo volume de negócios, muitas vezes, iguala-se aos mercados acionários de alguns países desenvolvidos.

A justificativa para realizar o estudo da relação de cointegração entre os Estados paulista e gaúcho se dá com base no fato de que o processo de integração espacial tende a promover, de alguma forma, a equidade, a eficiência e a competitividade entre os mercados.

Ao estudar o grau de integração entre os estados do Rio Grande do Sul e de São Paulo, a pesquisa busca averiguar se os preços do boi gordo são determinados de maneira independente, ou seja, se alterações nos preços ocorridas num mercado são transmitidas, de

¹Professor doutor do Programa de Pós-Graduação *stricto sensu* em Administração Estratégica (PUCPR). E-mail: wesley.vieira@pucpr.br.

²Mestre do Programa de Pós-Graduação *stricto sensu* em Administração (PUCPR). E-mail: secofsm@yahoo.com.br.

³Professor Doutor do Programa de Pós-Graduação *stricto sensu* em Administração (PUCPR). E-mail: del.corso@pucpr.br.

alguma forma, aos preços praticados no outro mercado.

A identificação de mercados integrados, onde se conheça, concomitantemente, a extensão da transmissão de preços entre as diferentes localidades, pode auxiliar as autoridades governamentais no delineamento de políticas de liberalização de tais mercados. Isso evita a duplicação de intervenções e conseqüente duplicação de gastos públicos, além de auxiliar no delineamento de políticas agrícolas gerais e específicas.

Assim, esses mercados serão espacialmente integrados caso os preços da arroba do boi gordo praticados em cada um dos mercados respondam, direta ou indiretamente, não somente às ofertas e demandas locais, mas também às ofertas e demandas dos demais mercados.

Este trabalho está estruturado em cinco seções, sendo: a primeira refere-se à introdução; a segunda trata da atividade pecuária no Rio Grande do Sul; a terceira refere-se aos aspectos metodológicos; a quarta mostra a apresentação e análise dos dados e a quinta seção traz a síntese, conclusão e recomendações para a elaboração de trabalhos futuros.

1. A ATIVIDADE PECUÁRIA NO RIO GRANDE DO SUL

A produção de carne bovina confunde-se com a história do Rio Grande do Sul e sempre desempenhou importante papel no desenvolvimento econômico e social do Estado. Pimentel (1947) aponta que a entrada da primeira tropa de bovinos no atual território riograndense data de 1634 e, já no século seguinte, surgiam as primeiras estâncias, que hoje são propriedades rurais dedicadas à pecuária.

Segundo Pimentel (1947) e Mielitz (1994), em 1730, com a abertura do Caminho do Sul, fazendo a ligação entre os Estados do Rio Grande do Sul e São Paulo, intensificou-se o comércio de carnes e subprodutos, até que, em 1780, foi fundada a primeira charqueada no município de Pelotas, marco da indústria gaúcha de carnes.

O Rio Grande do Sul é um dos principais Estados produtores de bovinos de corte no Brasil e foi o principal berço desta atividade com a criação das primeiras estâncias e charqueadas do país no século XVIII. Foi também durante muito tempo o maior produtor do país. Mas, com a expansão da fronteira agrícola para o Centro Oeste, esta região experimentou acelerado crescimento, vindo a tornar-se o principal centro produtor de bovinos de corte do país.

Segundo Tellechea (2001), embora o Rio Grande do Sul não seja mais o principal produtor do país, continua ocupando uma importante posição no cenário pecuário nacional, destacando-se como o maior banco genético das raças européias, exportando reprodutores para a formação de novos rebanhos em todo o país e,

alguma forma, aos preços praticados no outro mercado.

A identificação de mercados integrados, onde se conheça, concomitantemente, a extensão da transmissão de preços entre as diferentes localidades, pode auxiliar as autoridades governamentais no delineamento de políticas de liberalização de tais mercados. Isso evita a duplicação de intervenções e conseqüente duplicação de gastos públicos, além de auxiliar no delineamento de políticas agrícolas gerais e específicas.

Assim, esses mercados serão espacialmente integrados caso os preços da arroba do boi gordo praticados em cada um dos mercados respondam, direta ou indiretamente, não somente às ofertas e demandas locais, mas também às ofertas e demandas dos demais mercados.

Este trabalho está estruturado em cinco seções, sendo: a primeira refere-se à introdução; a segunda trata da atividade pecuária no Rio Grande do Sul; a terceira refere-se aos aspectos metodológicos; a quarta mostra a apresentação e análise dos dados e a quinta seção traz a síntese, conclusão e recomendações para a elaboração de trabalhos futuros.

1. A ATIVIDADE PECUÁRIA NO RIO GRANDE DO SUL

A produção de carne bovina confunde-se com a história do Rio Grande do Sul e sempre desempenhou importante papel no desenvolvimento econômico e social do Estado. Pimentel (1947) aponta que a entrada da primeira tropa de bovinos no atual território riograndense data de 1634 e, já no século seguinte, surgiam as primeiras estâncias, que hoje são propriedades rurais dedicadas à pecuária.

Segundo Pimentel (1947) e Mielitz (1994), em 1730, com a abertura do Caminho do Sul, fazendo a ligação entre os Estados do Rio Grande do Sul e São Paulo, intensificou-se o comércio de carnes e subprodutos, até que, em 1780, foi fundada a primeira charqueada no município de Pelotas, marco da indústria gaúcha de carnes.

O Rio Grande do Sul é um dos principais Estados produtores de bovinos de corte no Brasil e foi o principal berço desta atividade com a criação das primeiras estâncias e charqueadas do país no século XVIII. Foi também durante muito tempo o maior produtor do país. Mas, com a expansão da fronteira agrícola para o Centro Oeste, esta região experimentou acelerado crescimento, vindo a tornar-se o principal centro produtor de bovinos de corte do país.

Segundo Tellechea (2001), embora o Rio Grande do Sul não seja mais o principal produtor do país, continua ocupando uma importante posição no cenário pecuário nacional, destacando-se como o maior banco genético das raças européias, exportando reprodutores para a formação de novos rebanhos em todo o país e, também, destacando-se como formador de mão-de-obra qualificada, pois profissionais gaúchos atuam em todo o

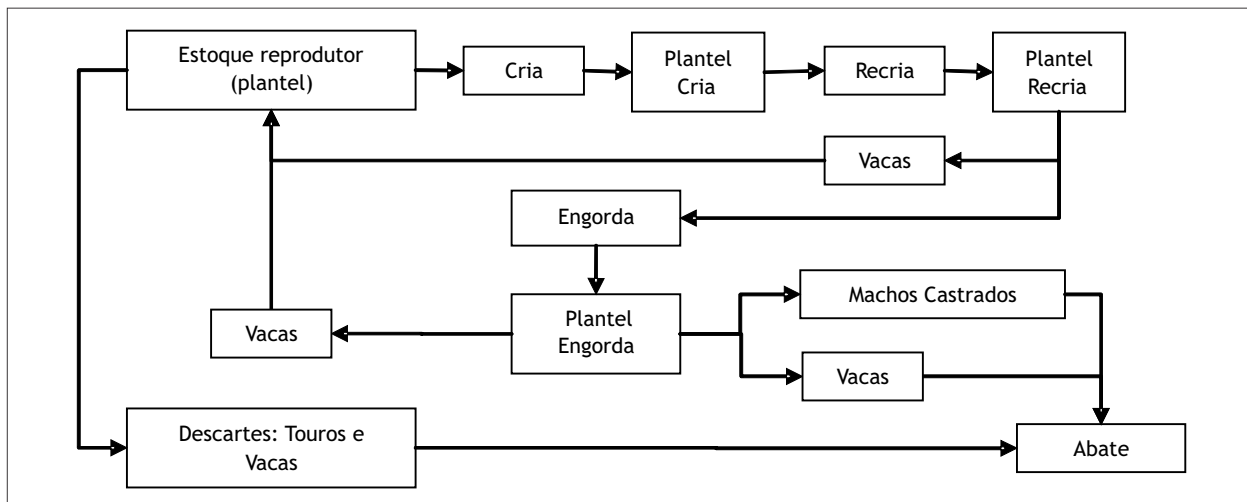


Figura 1: Processo de Produção do Boi Gordo.
 Fonte: Adaptada de Mascolo (1980).

Severo e Miguel (2005) apontam para o início de uma diferenciação entre os bovinocultores do Rio Grande do Sul. Nesse sentido, Fontoura (2000) distingue dois tipos de pecuária: a pecuária tradicional (baseada na pecuária de ciclo longo) e a pecuária empresarial (baseada na pecuária de ciclo curto), distintas, conforme o autor, pela diferença nos tempos de produção e a racionalidade dos negócios. O mesmo autor caracteriza a pecuária tradicional pela pouca capacidade de intervenção do homem sobre os agentes naturais que atuam no processo de produção.

De uma maneira geral, esta atividade é desenvolvida em grandes áreas (invernadas), com poucas divisões nos campos e, conseqüentemente, pouca rotatividade, o que baixa o índice de nutrientes e o volume da pastagem, além de causar problemas pelo excesso de pisoteio do gado e dificultar a profilaxia de doenças.

A produção de bovinos de corte em tais condições mostra-se com baixa sustentabilidade econômica, sobretudo pelo tempo de produção. A este obstáculo somam-se a distância dos centros consumidores e os fatores naturais como aspectos climáticos, hidrográficos, morfológicos, características do solo, entre outros. Entretanto, o tempo passa a ser um fator determinante, pois existe a possibilidade de que parte dos pecuaristas produzam em menos tempo que outros.

O período de produção na atividade pecuária, ou seja, o tempo necessário para que os animais alcancem condições para abate foi reduzido de 8 anos, nos tempos das charqueadas, para 4,5 a 5 anos, nos tempos da frigorificação, e estabilizou-se em 3 anos com o pastoreio rotacionado.

Miguel et al. (2006), em pesquisa em 540 propriedades de 117 municípios do Rio Grande do Sul, identificaram 16 tipos de produção de bovinocultura de corte no Estado, na combinação de criação exclusiva, presença de criação de outros animais, atividades de

produção vegetal própria e significativa, com os seguintes ciclos de criação: ciclo completo, cria, cria e recria, recria e terminação. Os autores constataram que os sistemas de criação com maior representatividade são os de ciclo completo, seguidos da cria e da recria/terminação. Com relação à presença de criações de outros animais, a maioria dos produtores realiza unicamente a criação de bovinos de corte.

A representatividade dos produtores com atividades de produção vegetal teve uma ocorrência levemente superior à ocorrência de produtores que realizavam unicamente a bovinocultura de corte. O sistema de produção com bovinocultura de corte sem outras criações animais, com produção vegetal e ciclo completo, teve maior ocorrência, seguido dos sistemas com bovinocultura de corte sem outras criações, sem produção vegetal e ciclo completo e com bovinocultura de corte com outros animais, sem produção vegetal e ciclo completo.

Miguel et al. (2006) lembram que as ações dentro da porteira dependem da vontade do produtor e, sobretudo, do seu grau de informação e cultura. Qualquer estratégia que vise à capacitação do produtor como forma de alavancar o negócio de produção de carne bovina deve levar em conta que a maioria dos produtores (52%) tem como principal motivação para desenvolver o seu negócio a tradição e a satisfação pessoal, e apenas 9% colocam o lucro como objetivo básico.

Segundo a Secretaria da Agricultura e Abastecimento (SAA) do Rio Grande do Sul, com base em dados do ano de 2002, o Estado tem 45% de seu Produto Interno Bruto (PIB) vinculado ao agronegócio, área agricultável de 20,68 milhões de hectares e rebanhos com projeção econômica nacional e internacional, como o de bovinos (13,8 milhões de cabeças), de ovinos (4,3 milhões) e de suínos (4 milhões).

Conforme Neumann, Zuchonelli e Prieb (2006), a cadeia produtiva da bovinocultura gaúcha compreende entre 200 mil e 220 mil propriedades rurais, 24 frigoríficos sob inspeção federal (SIF), que são aqueles autorizados para exportação, e 184 unidades frigoríficas sob inspeção estadual, com grande concentração nas regiões da Campanha, Fronteira Oeste e Fronteira Sul. Cerca de 90% da produção é feita em pastos e há baixa produção de novilho precoce. O índice de natalidade é considerado baixo e há grande número de animais com idade acima da ideal para abate, fator que onera os custos do produtor.

2. METODOLOGIA DA PESQUISA

Nesta seção é apresentado o processo metodológico usado no trabalho, sendo subdividida da seguinte forma: a subseção 3.1 trata da caracterização da pesquisa; a subseção 3.2 diz respeito à coleta dos dados utilizados na pesquisa e a seção 3.2 refere-se ao método de análise.

2.1 Caracterização da Pesquisa

Este trabalho caracteriza-se como uma pesquisa quantitativa causal de natureza descritiva cujos dados amostrados descrevem eventos longitudinais. Nas visões de Hair Jr. et al. (2005), os estudos descritivos longitudinais buscam descrever fenômenos influenciados pelo correr do tempo, sendo adequados quando as questões de pesquisa e as hipóteses em estudo são afetadas pela variação dos dados devido ao decorrer do tempo.

2.2 Coleta de Dados

Os dados utilizados neste estudo foram cedidos pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA). As séries históricas de periodicidade mensal abrangem o período compreendido entre agosto de 2002 até dezembro de 2005. Os valores coletados referem-se à média mensal dos preços da arroba do boi gordo cotados em 4 praças de comercialização no Estado de São Paulo: Araçatuba, São José do Rio Preto, Bauru/Marília e Presidente Prudente, e à média mensal de preços do Estado do Rio Grande do Sul.

2.3 Método de Análise

Todas as variáveis encontram-se expressas em termos de logaritmos neperianos (Ln), objetivando-se conhecer e interpretar as elasticidades-preço da arroba do boi gordo entre as duas praças de comercialização.

Os testes de hipóteses para avaliar as possíveis relações de cointegração entre as praças de comercialização foram o Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Ampliado (ADF). As estimações econométricas foram realizadas a partir do *software PcGive versão 10.0*.

A teoria econômica concentra sua atenção ao avaliar possíveis relações de cointegração no artigo de Granger e Newbold (1974) sobre regressões espúrias, onde assinala os defeitos de se fazer regressões com variáveis não-estacionárias, dado o fato do estimador do desvio padrão do parâmetro possuir viés devido à correlação residual.

Engle e Granger (1987) disseminaram a idéia de equilíbrio de longo prazo entre variáveis econômicas, identificando-o com a noção de cointegração. Assim, afirmavam que a condição necessária para a existência de cointegração entre um par de variáveis é de que estas sejam integradas de mesma ordem.

Nesse sentido, o conceito de raiz unitária tornou-se importante em econometria, pois, quando uma série possui tal tipo de raiz, torna-se incorreto utilizar a distribuição *t-student* nas regressões que a incluem. Visando a compreender melhor esse conceito de raiz unitária, considere um processo auto-regressivo de primeira ordem ou AR(1) tal como encontra-se descrito em (1).

$$Z_t = \alpha_1 Z_{t-1} + e_t \quad (1)$$

onde o parâmetro " α_1 " é um número real e $e_t \sim N(0, \sigma^2)$. Ao avaliar a questão da raiz unitária, deve-se observar o comportamento do parâmetro " α_1 ". Quando $|\alpha_1| > 1$, a série temporal apresenta um comportamento explosivo, algo considerado irrealista pela maioria dos economistas. Porém, se o parâmetro $|\alpha_1| < 1$, a série temporal " Z_t " seguirá um processo do tipo estacionário. Por outro lado, se $|\alpha_1| = 1$, diz-se que o processo avaliado possui raiz unitária. Neste caso, a série temporal " Z_t " não é caracterizada como estacionária.

O teste de hipóteses indicado para detectar raiz unitária foi proposto por Dickey e Fuller (1979), chamado de "DF", e pode ser facilmente demonstrado a partir da expressão descrita em (1), desde que seja reparametrizado em primeiras diferenças, conforme encontra-se exposto em (2).

$$\Delta Z_t = \gamma Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde " ΔZ_t " é chamada de primeira diferença da série temporal " Z_t " enquanto o parâmetro " γ " é igual a " $\alpha_1 - 1$ ". Neste caso, procura-se testar a hipótese de que $\alpha_1 = 1$, pautando-se na expressão (1), que equivale a testar a hipótese de que $\gamma = 0$, na expressão descrita em (2). Este teste de hipóteses ainda considera duas outras formas adicionais para verificar a presença ou não de raízes unitárias: modelo com a presença do intercepto e a modelagem com a inclusão da tendência linear, ambos considerados como parâmetros determinísticos.

O parâmetro a ser testado nos modelos descritos em (2) é sempre o " γ ". O teste de hipóteses "DF" consiste na estimação de um dos modelos anteriores, valendo-se do método dos mínimos quadrados

ordinários (OLS), comparando-se a estatística *t-ADF* referente ao parâmetro “ γ ” com os valores críticos tabelados por Dickey-Fuller. Assim, as hipóteses a serem testadas são:

- ◆ Hipótese Nula (H_0): $\gamma = 0$;
- ◆ Hipótese Alternativa (H_1): $\gamma \neq 0$.

A regra de decisão que indica a aceitação ou rejeição da hipótese nula pode ser descrita como segue:

◆ se a estatística *t-ADF* (calculado) < *t-ADF* (crítico), deve-se aceitar a hipótese nula. Isso se traduz pela presença de raiz unitária na série temporal investigada; isto é, a série temporal é não-estacionária;

◆ se a estatística *t-ADF* (calculado) > *t-ADF* (crítico), deve-se rejeitar a hipótese nula. Isso se traduz pela ausência de raiz unitária na série temporal investigada; isto é, a série temporal é dita estacionária.

No caso do teste de hipóteses Dickey-Fuller Ampliado (ADF), basta generalizar o modelo denotado por (2), incluindo-se ainda defasagens na série temporal “ ΔZ_t ” no lado direito da equação, onde o número ótimo de defasagens é determinado empiricamente para cada variável dos modelos a serem determinados. Os procedimentos, bem como os valores críticos para o teste de hipóteses “DF” são análogos ao teste de hipóteses “ADF”, testando-se da mesma forma a hipótese nula de que o parâmetro “ γ ” seja igual a zero.

Vale salientar que os testes de hipóteses de raízes unitárias ainda possuem baixo poder, com uma elevada probabilidade da não-ocorrência de erro do tipo II, ou seja, a aceitação da hipótese nula, quando ela deve ser rejeitada, sendo recomendada a inspeção visual por meio do gráfico chamado de correlograma.

Seguindo a concepção de Engle e Granger (1987), duas séries temporais denotadas por “ Z_{1t} ” e “ Z_{2t} ” são ditas $I(d)$, isto é, são integradas de ordem d (onde d é o número de diferenças requeridas para transformá-las em séries estacionárias), caso exista um vetor “ δ ” tal como pode ser visualizado em (3).

$$e_t = \delta_1 Z_{1t} + \delta_2 Z_{2t} \quad (3)$$

Assim, “ Z_{1t} ” e “ Z_{2t} ” são ditas cointegradas de ordem (d, b) , caso os resíduos “ e_t ” sejam estacionários, isto é, se $d-b = 0$. Então, existirá cointegração entre as séries, que pode ser descrita como uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas.

O teorema de representação de Engle e Granger (1987) sugere a utilização do método de dois estágios ao testar a existência de relações de longo prazo entre as séries temporais que compõem o modelo. No primeiro estágio, o modelo de cointegração, contendo os coeficientes de longo prazo, é estimado por meio de uma equação de regressão linear nos níveis das variáveis.

No segundo estágio, os resíduos obtidos a partir da equação de regressão estimada anteriormente, no primeiro estágio, são defasados em um período e novamente devem ser avaliados pautando-se no teste de hipóteses Dickey-Fuller Ampliado. Caso os resíduos sejam caracterizados como estacionários, então as séries temporais avaliadas serão cointegradas.

3. APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS DADOS

Esta seção tece algumas considerações acerca da apresentação e análise dos dados coletados, sendo subdivididas da seguinte forma: a sub seção 4.1 refere-se à avaliação do processo de estacionaridade das séries de preços do boi gordo nas diversas praças de comercialização e a subseção 4.2 trata da análise de cointegração entre as respectivas séries de tempo.

3.1 Análise da Estacionariedade

Os trabalhos econométricos baseados em séries temporais supõem que as séries envolvidas sejam estacionárias. O primeiro procedimento adotado para identificar a existência ou não desta propriedade é a avaliação do comportamento desses dados históricos por meio de gráficos, tal como podem ser avaliados na Figura 2.

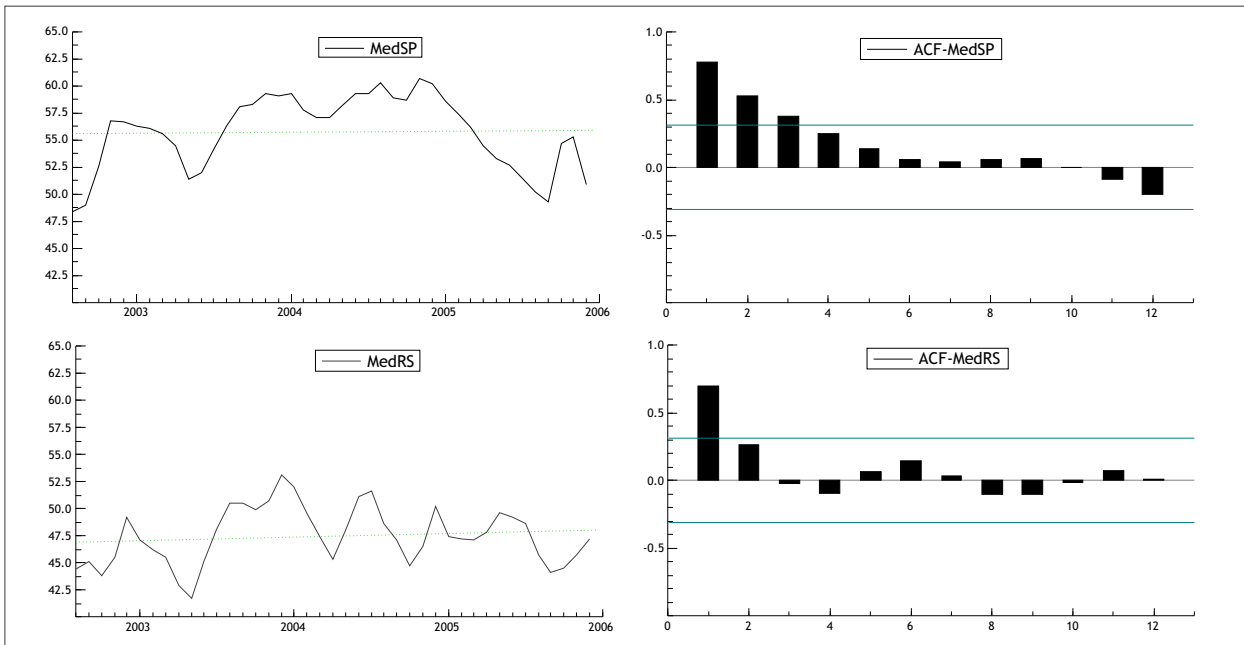


Figura 2: Comportamento dos Preços da Arroba de Boi Gordo e Correlogramas.
Fonte: Elaborada pelos autores.

A Figura 2 retrata o comportamento dos preços de boi gordo em cada um dos Estados analisados e observa-se, em todas elas, a existência de uma tendência ligeiramente crescente nos preços, representada pela reta de regressão. Não parece haver movimento conjunto e, dessa forma, há um prenúncio de que as séries sejam integradas de primeira ordem ou I(1).

A não-estacionariedade dos preços da arroba do boi gordo pode ser observada por meio da Função de Autocorrelação Amostral (ACF), representada pelos correlogramas. Percebe-se que as funções ACF são decrescentes tanto no Estado de São Paulo como no Rio Grande do Sul, não apresentando tendência temporal, mas aparentando uma ciclotimia a partir da terceira defasagem.

Tabela 1: Ordem de Integração das Séries Temporais em Logaritmos (Ln).

Variável	Sem Tendência		Com Tendência		ADF Crítico		Decisão (H0)	Ordem de Integração	Classificação
	DF	ADF	DF	ADF	s/ Tend.	c/ Tend.			
LnSP	0,14	-0,11	-1,45	-3,29	-2,97	-3,58	Aceita-se	I (1)	Não estacionária
LnRS	-4,68	-3,63	-4,70	-3,69	-2,97	-3,58	Rejeita-se	I (0)	Estacionária

Nota: ADF Crítico Considerando-se um Nível de Significância de 5%.
Fonte: Elaborada pelos autores.

A Tabela 1 evidencia que, sob a hipótese nula de presença de raízes unitárias, com distribuição baseada em Fuller (1976), para valores críticos da estatística ADF,

deve-se aceitar tal hipótese de não-estacionariedade para a variável LnSP e rejeitar a hipótese nula de não-estacionariedade para a variável LnRS.

Tabela 2: Ordem de Integração das Séries Temporais em Primeiras Diferenças (DLn).

Variável	Sem Tendência		Com Tendência		ADF Crítico		Decisão (H0)	Ordem de Integração	Classificação
	DF	ADF	DF	ADF	s/ Tend.	c/ Tend.			
DLnSP	-3,95	-4,75	-3,98	-4,97	-2,97	-3,59	Rejeita-se	I (0)	Estacionária
DLnRS	-3,89	-4,76	-3,81	-4,66	-2,97	-3,59	Rejeita-se	I (0)	Estacionária

Nota: ADF Crítico Considerando-se um Nível de Significância de 5%.
Fonte: Elaborada pelos autores.

De acordo com os dados da Tabela 2, sob a hipótese nula de presença de raiz unitária, para valores críticos da estatística ADF, deve-se rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade, o que é pré-condição para a existência de relações de cointegração (longo prazo) entre os preços das praças de comercialização de boi gordo.

O teste de hipóteses ADF foi realizado usando-se 12 defasagens temporais, tal como sugerido por Doornick e Hendry (1994), onde se testa a situação mais geral, que inclui a tendência determinística e a constante para cada uma das variáveis.

A aceitação da hipótese nula foi dada em função das estatísticas DF e ADF, tal como encontra-se na Tabela 2, em termos absolutos, por serem inferiores aos valores críticos do mesmo teste de hipóteses antes da sua diferenciação. Destaca-se que séries temporais caracterizadas como não-estacionárias invalidam a aplicação dos testes padrões de significância, bem como eventuais inferências neles baseados.

3.2 Análise da Cointegração

A definição de cointegração, por si só, requer, em primeiro lugar, que todas as variáveis do modelo sejam integradas de mesma ordem. A segunda condição é que a combinação linear das variáveis modeladas resulte

em uma nova série temporal (resíduos), cuja ordem de integração seja menor do que as séries originais, conforme Hendry e Juselius (2000; 2001).

Contudo, os aspectos mencionados anteriormente muitas vezes não são suficientes para garantir o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis estudadas. É necessário que o par de séries temporais mantenha, ao longo do tempo, uma distância aproximadamente constante. Elas devem se mover de modo sincronizado de forma que surja um vetor de resíduos ϵ_t , que deve ser de ordem zero ou estacionário, isto é, $\epsilon_t \sim I(0)$.

No caso do teste de cointegração, primeiro estima-se a equação de equilíbrio de longo prazo, conhecida também como regressão estática ou sem defasagem temporal, por meio do método dos mínimos quadrados ordinários. A notação da equação é expressa em (4):

$$\text{Variável Dependente} = \alpha_0 + \beta_1 \text{ Variável Independente} \quad (4)$$

Onde: α_0 é o intercepto e

β_1 é o coeficiente angular ou a elasticidade-preço da oferta de longo prazo.

Os resultados obtidos para a regressão estática, de cada um dos Estados, encontram-se evidenciados na Tabela 3.

Tabela 3: Regressões Estáticas ou de Longo Prazo.

Variável Independente	Parâmetros		Equação de Regressão	t-Student		R ²	F (1;39)	DW
	α_0	β_1		α_0	β_1			
LnSP	2,549	0,312	LnRS = 2,549 + 0,312 LnSP	4,430	2,1	0,105	4,6	1,500
LnRS	2,670	0,338	LnSP = 2,670 + 0,338 LnRS	4,470	2,1	0,105	4,6	1,050

Notas: F crítico (1,40)= 4,08; DW crítico limite inferior = 1,44, ambos a 5% de significância.

Fonte: Elaborada pelos autores.

As equações estáticas ou de longo prazo apresentadas na Tabela 3 evidenciam uma baixa significância estatística dos parâmetros utilizados. O ajustamento do modelo, dado pelo coeficiente de explicação (R^2), é igual a 10,5%, indicando que 89,5% da variação do preço é explicada por fatores aleatórios ou por outras variáveis não contempladas no modelo formulado.

A estatística F-Fischer para as equações, utilizando-se 1 grau de liberdade no numerador e 39 graus de liberdade no denominador, apresenta resultado igual a 4,6, indicando que os parâmetros, *avaliados conjuntamente*, são estatisticamente relevantes ao nível de 5% de significância.

As hipóteses a serem testadas, para avaliar a existência de cointegração, são formuladas tal como segue:

◆ H_0 : as séries temporais de preços da arroba do boi gordo *não são cointegradas*; isto é, os resíduos *não são estacionários*;

◆ H_1 : as séries temporais de preços da arroba do boi gordo *são co-integradas*; isto é, os resíduos *são estacionários*.

A rejeição da H_0 implica, necessariamente, a existência de uma combinação linear entre as variáveis não-estacionárias.

Os resultados da estatística Durbin-Watson (DW) situam-se acima de 1,44, evidenciando a influência dos preços do estado de São Paulo nos preços do estado do Rio Grande do Sul, o que não indica a presença de autocorrelação serial de primeira ordem. Portanto, isso indica que não há prenúncio de que as séries temporais dos preços da arroba de boi gordo sejam cointegradas entre os Estados analisados. Além disso, os coeficientes angulares nas equações apresentadas não se encontram próximos da unidade, não se sugere a presença de raízes unitárias.

Os dados da Tabela 3 evidenciam que não existem relações de equilíbrio de longo prazo entre os preços da arroba do boi gordo entre os estados de São Paulo e do Rio Grande do Sul. Nesse contexto, possíveis estratégias de arbitragem intertemporal, por meio da aquisição de boi gordo em uma praça para revenda em outra praça, poderão encontrar probabilidades de o mercado conduzir a alocações eficientes, no sentido de Pareto.

A utilização de contratos futuros de boi gordo na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) pode ser utilizada pelo produtor gaúcho como forma de assegurar o preço futuro de entrega (*hedge*), caso a tendência de preços do Rio Grande do Sul mantenha-se abaixo da tendência de preços de São Paulo, este considerado como variável *proxy* dos preços de contrato da BM&F, fenômeno observado durante todo o período analisado, conforme a Figura 3.

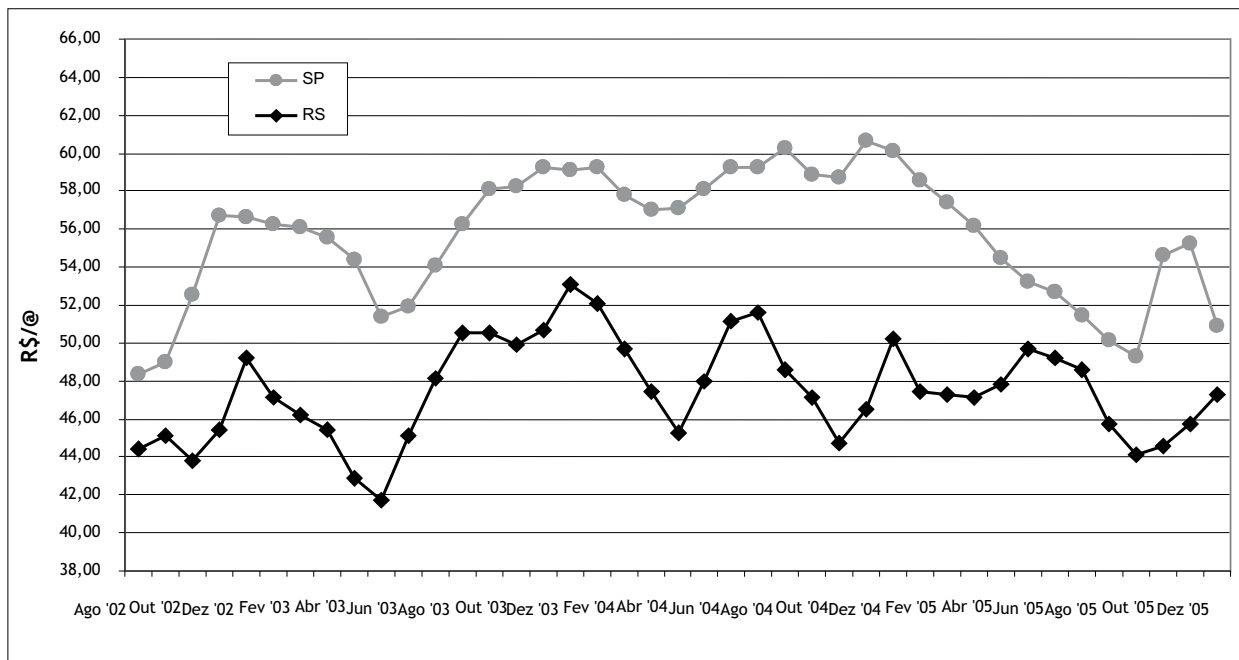


Figura 3: Preços Médios da Arroba do Boi Gordo de São Paulo e do Rio Grande do Sul.
Fonte: CEPEA.

Entretanto, é necessário analisar os custos de tal operação, bem como a diferença entre os preços praticados. Em caso de inversão de tendências de mercado, como, por exemplo, queda do preço em São Paulo e aumento de preço, ou mesmo queda de preço não proporcional, no Rio Grande do Sul, o produtor pode realizar prejuízos com tal operação.

4. SÍNTESE, CONCLUSÃO E RECOMENDAÇÕES

O objetivo deste trabalho, quantitativo, causal e de natureza descritiva, foi avaliar a existência de relações de cointegração entre os preços da arroba do boi gordo dos estados do Rio Grande do Sul e de São Paulo. Foi baseado em dados relativos ao período de agosto de 2002 até dezembro de 2005 e pautou-se pelo método desenvolvido por Engle e Granger (1987).

Para a avaliação de possíveis relações de cointegração entre os preços da arroba do boi gordo nas diversas praças, foram utilizados os testes de hipóteses Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Ampliado (ADF).

Foi observada a existência de uma tendência crescente, embora não acentuada, nos preços em nível

com as séries temporais, apresentando movimentos díspares, com oscilações desencontradas dentro de um mesmo intervalo de tempo.

Após a realização de testes de raiz unitária, confirmou-se que as séries temporais eram não-estacionárias. Para induzi-las à estacionariedade, o procedimento utilizado foi a transformação em primeiras diferenças. Com tal procedimento, a hipótese nula de presença de raiz unitária foi aceita, considerando-se um nível de significância de 5%.

Com a utilização de 12 defasagens temporais, foram realizados os testes de hipóteses ADF, como sugerido por Doornick e Hendry (1994), pela qual é testada a situação mais geral, que inclui a tendência determinística, e a constante para cada uma das variáveis.

Para os testes de cointegração, foram realizadas a estimação, a análise e a verificação de integração das equações de equilíbrio de longo prazo. A estimação das equações de equilíbrio de longo prazo, também conhecidas como regressões estáticas ou sem defasagem temporal, foi feita utilizando-se o método

dos mínimos quadrados ordinários. A análise dessas equações indicou um fraco ajustamento do modelo, uma vez que o coeficiente de explicação (R^2) foi de 10,5%, com um percentual de 89,5%, explicado por fatores aleatórios ou por outras variáveis não contempladas no modelo formulado.

Não foi evidenciada a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços da arroba do boi gordo nos estados de São Paulo e do Rio Grande do Sul por meio de teste de hipóteses. Assim, não foi possível afirmar que os preços possuam uma tendência de caminhar para uma situação de equilíbrio de longo prazo.

Tal fato pode ser explicado, possivelmente, pela diferença entre os mercados compradores de São Paulo e do Rio Grande do Sul. Em São Paulo, há uma forte presença de frigoríficos exportadores que, dado seu porte, podem influenciar o preço oferecido para a compra de boi gordo. Nota-se uma tendência, nos mercados que possuem forte presença de frigoríficos exportadores, de cointegração de preços. Já o estado do Rio Grande do Sul, segundo Neumann, Zuchonelli e Prieb (2006), caracteriza-se por alta concentração de vendas de produtos finais cárneos para o mercado interno, exportando somente 3% de seu volume produzido, fato que indicaria uma tendência à não-cointegração de preços com os mercados exportadores, caso do estado de São Paulo.

Dado tal contexto, a realização de operações de arbitragem poderá encontrar pouca probabilidade de o mercado conduzir a alocações eficientes, no sentido de Pareto. A utilização de contratos futuros na BM&F pode ser utilizada pelo produtor gaúcho, desde que (1) os custos da operação sejam avaliados, (2) a tendência de preços da arroba de boi gordo do estado do Rio Grande do Sul mantenha-se abaixo da tendência de preços do mesmo produto no Estado de São Paulo e (3) a tendência de preços da arroba de boi gordo do estado de São Paulo mantenha-se como variável *proxy* de preços nos contratos futuros. Em caso de inversões de tendências de preços entre os mercados, o pecuarista gaúcho poderá enfrentar prejuízos na operação de *hedge*.

Estudos futuros poderiam analisar a cointegração de preços nas praças locais do Rio Grande do Sul, bem como a análise de relações de equilíbrio de longo prazo entre o mercado do Rio Grande do Sul e de Liniers, na Argentina. Outra possibilidade de estudo seria a inclusão de outras praças na formação de preços de contratos futuros de boi gordo na BM&F, pois a representatividade do estado de São Paulo como produtor e consumidor de boi gordo será minorada conforme ocorra o crescimento de outros mercados, tais como do Rio Grande do Sul e de outras praças na região Centro Oeste do país.

REFERÊNCIAS

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA. *Cadeia agroindustrial do boi*, 2006.

Disponível em:

<http://cepea.esalq.usp.br/indicador/boi/cadeia_boi.pdf>. Acesso em: 1. jun. 2006.

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

DOORNICK, Jurgen; HENDRY, David F. **PC Give 10.0: An interactive econometric modeling system**. London: International Thomson Publishing, 1994.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251-76, 1987.

FONTES, R. E. et al. Elasticidade e Causalidade na Transmissão de Preços de Milho entre Regiões do Brasil e a Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F). In: Congresso da Associação Nacional dos Programas de Pós-Graduação em Administração, 28, 2004, Curitiba-PR, *Anais do Enanpad*, Curitiba: 2004. (CD-ROM).

GRANGER, C. W. J. e NEWBOLD, Paul. Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*. V. 2, p. 11-20, 1974.

FULLER, Wayne A. *Introduction to Statistical Time Series*. New York: John Willer & Sons, 1976.

HAIR, J.F.; BABIN, B.; ARTHUR, H. M.; SAMOUEL, P. **Fundamentos de Pesquisa em Administração**. Porto Alegre: Bookman, 2005.

HENDRY, David F.; JUSELIUS, Katarina. Explaining cointegration analysis: part I. *Energy Journal*, v. 21, p. 1-42, 2000.

_____. Explaining cointegration analysis: part II. *Energy Journal*, v. 22, p. 75-120, 2001.

MASCOLO, João L. **Um estudo econométrico da pecuária de corte no Brasil**. Rio de Janeiro: Editora da Fundação Getúlio Vargas, 1980.

MIELITZ NETTO, C. G. A. **Modernização e diferenciação na bovinocultura de corte brasileira**. Campinas: Unicamp, 1994. (Tese de Doutorado em Economia na área de Política Econômica).

MIGUEL et al. **Caracterização socioeconômica e produtiva da bovinocultura de corte no estado do Rio Grande do Sul**, 2006. Disponível em: <<http://www.pucrs.br/eventos/3eeg/artigos.php>>. Acesso em: 17 out. 2006.

NEUMANN, Mikael; ZUCHONELLI, Cedinéia; PRIEB, Rita I. P. A cadeia produtiva de carne bovina: análise de formação de preços da carne bovina no Rio Grande do Sul. In: Jornada Técnica em Sistemas de Produção de Bovinos de Corte e Cadeia Produtiva: Tecnologia, Gestão e Mercado, 1, Porto Alegre, 2006. *Anais ...* Porto Alegre: UFRGS - DZ - NESPRO, 2006. 1 CD ROM.

PIMENTEL, F. **Charqueadas e frigoríficos: aspectos**

gerais da indústria pastoril do Rio Grande do Sul. Porto Alegre, 1947.

SEVERO, C. M. e MIGUEL, L. A. **A sustentabilidade dos sistemas de produção de bovinocultura de corte do Estado do Rio Grande do Sul, 2005.**

Disponível em:

<<http://www.pucrs.br/eventos/3eeg/Artigos>> Acesso em 21.out. 2006.

TELLECHEA, Fernando. **Análise dos custos de transação no setor industrial da cadeia produtiva de carne bovina no Rio Grande do Sul.** Porto Alegre, UFRGS, 2001. (Dissertação de Mestrado em Economia Rural).