



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.*



CAUSALIDADE DE PREÇO DO MERCADO DE CARNE DE BOI GORDO PARA SEIS ESTADOS BRASILEIROS, 1994 A 2003.

GISALDA CARVALHO FILGUEIRAS CARVALHO FILGUEIRAS; JOAQUIM CARLOS BARBOSA QUEIROZ; RICARDO BRUNO SANTOS; MARCELO BENTES DINIZ; MARCIA JUCÁ TEIXEIRA DINIZ;

BANCO DA AMAZÔNIA S/A

BELÉM - PA - BRASIL

filgueirasg@click21.com.br

APRESENTAÇÃO SEM PRESENÇA DE DEBATEDOR

COMERCIALIZAÇÃO, MERCADOS E PREÇOS AGRÍCOLAS

Causalidade de preço do mercado de carne de boi gordo para seis Estados brasileiros, 1994 a 2003.

Grupo de Pesquisa 1: Comercialização, Mercados e Preços Agrícolas

Forma de apresentação: Apresentação com presidente da sessão e sem a presença de debatedor

Resumo

O setor agropecuário têm sido um dos mais dinâmicos e contribuído de forma significativa na formação do PIB brasileiro. Dentre as conexões existentes nesse setor, o mercado de boi gordo brasileiro é um dos mais importantes, sendo o segundo maior produtor de carne bovina no mundo, ficando atrás apenas dos EUA. Este trabalho tem por objetivo analisar dentre os principais mercados produtores de carne bovina no Brasil qual deles se comporta como mercado primário, ou seja, quem determina o preço e, neste sentido, averiguar a direção da causalidade entre eles (mercados) e se os mesmos são co-integrados. Para tanto, serão analisados os mercados da Bahia, Goiás, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Paraná e São Paulo, fazendo uso dos modelos para avaliar o grau de integração, testes de co-integração e causalidade.

Palavras-Chave: Mercado de Boi Gordo, Grau de integração, Co-integração, Teste de causalidade, Mercado Brasileiro.



XLIV CONGRESSO DA SOBER
“Questões Agrárias, Educação no Campo e Desenvolvimento”

Causalidade de preço do mercado de carne de boi gordo para seis Estados brasileiros, 1994 a 2003.

1. Introdução

O Brasil é o segundo maior produtor mundial de carne bovina, ficando atrás apenas dos Estados Unidos e desde 2004 ocupa a primeira posição no *ranking* das exportações de carne bovina. Em termos de valor, segundo estimativas feitas pela Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil (CNA), esperava-se faturar até o final de 2005 US\$ 3 bilhões com as exportações de carne bovina, bem acima das estimativas feitas anteriormente de US\$ 2,8 bilhões. Além disso, a taxa de abate do rebanho é de 22,3%, o que corresponde a 43,1 milhões de cabeças.

Dentre os principais mercados internos de criadores/produtores de carne de boi gordo no país, destacam-se: São Paulo, Mato Grosso do Sul (Dourado), Goiás, Paraná, Minas Gerais (Triângulo Mineiro), Rio Grande do Sul e Pará, constituindo os mercados de preços a serem analisados primeiramente, foco principal deste trabalho, embora, tenham sido excluídos os mercados do Rio Grande Sul e Pará, dado que as séries desses dois estados estavam incompletos e/ou com erros.

Este trabalho tem como objetivo averiguar se na análise dos dados temporais, dos preços da arroba de carne de boi gordo, relativo ao período de 1994 e 2003, ocorre a integração entre os mercados “regionais”, e quais são os que assumem a posição de mercado primário e mercado secundário e, por essa via, averiguar a direção da causalidade entre eles (mercados) e se os mesmos são co-integrados. Isto toma relevância, uma vez que podem fornecer subsídios para se entender o mercado e, com isto, propor medidas de políticas públicas que evitem, entre outras coisas, o desabastecimento de gêneros alimentícios e todas as suas demais conseqüências.

O estudo parte da hipótese das próprias especificações do mercado brasileiro de carne de boi gordo desenvolvidos, que dadas suas especificidades, com uma tecnologia mais uniforme, supõe-se que os mesmos são estruturados em mercados primários e secundários, logo integrados, resultando em uma maior eficiência entre eles, uma vez que podem evoluir conjuntamente para um equilíbrio no longo prazo.

A justificativa que respalda esse trabalho baseia-se no fato de a co-integração ser um dos modelos mais utilizados na economia agrícola, a partir da década dos anos 90, para se observar a transmissão de preços entre mercados distintos (elasticidade), a Lei de Preço Único¹, entre outras teorias, que fornecem subsídios para um maior entendimento de mercados de produtos, portanto, fundamental para se pensar em mercados globalizados.

A metodologia utilizada consiste em aplicar empiricamente o teste de causalidade e co-integração de Granger (1988), concomitante a determinação do Índice de Conexão de Mercado (ICM), proposto por Timmer (1987).

Todavia, para corroborar a análise da co-integração, são realizados testes de raiz unitária, que nada mais são que um conjunto de procedimentos econométricos para averiguar se séries econômicas são ou não estacionárias. Por fim, como a co-integração equivale a um modelo de correção de erro, este é utilizado, pois permite verificar a dinâ-

¹ Lei do Preço Único e/ou Paridade do Poder de Compra (PPC) estabelece que a mesma mercadoria deveria custar a mesma coisa em dois países, ou em duas regiões, que mantenham comércio entre si.

mica do processo de ajustamento de curto prazo (variações), quanto de longo prazo (níveis) são modelados simultaneamente”.

Esses modelos são importantes para averiguar em termos espaciais o inter-relacionamento de uma mesma variável econômica, porém num espaço geográfico diferente (outro mercado/localidade) e suas conseqüências na economia como um todo, quando estas descrevem uma relação estável no longo prazo.

As variáveis que compõem este estudo são preços da arroba² de carne de boi gordo de seis importantes estados produtores de carne bovina no Brasil: Bahia (BA), Goiás (GO), Mato Grosso do Sul (MTS), Minas Gerais (MG), Paraná (PR) e São Paulo (SP).

2. O mercado de boi gordo.

Nos últimos 30 anos a pesquisa tecnológica para o rebanho brasileiro tem se desenvolvido bastante, com destaque para a produção de carne, graças aos órgãos de pesquisa ligados a esta atividade, como a Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA), bem como a extensão rural e o sistema de crédito rural que muito têm contribuído em nível de financiamento para que tais pacotes tecnológicos sejam implementados e/ou adotados por uma considerável parcela de produtores que acreditam que o mercado, tanto interno quanto externo, estão a exigir maior qualidade dos produtos, além de que a demanda por proteínas têm crescido devido ao próprio aumento da população e também pela expansão da conquista de novos mercados.

Dado este contexto, a produção de carne de boi gordo brasileira têm sido um produto de considerável importância econômica, de forma crescente. Este registro é observado tanto na Tabela 1 mostra em termos de valor (US\$) e quantidade (toneladas) as exportações desse produto.

Tabela 1: Volume das exportações de carne bovina industrializada e “*in natura*”, em quantidade e valor (equivalente carcaça/US\$), no período de 1990 a 2003.

Anos	Carne industrializada		Carne <i>in natura</i>	
	1.000 ton. equivalente carcaça	(milhões US\$)	1.000 ton. equivalente carcaça	(milhões US\$)
1990	149	141	100	93
1991	252	260	74	138
1992	320	353	124	218
1993	290	291	102	225
1994	270	296	88	226
1995	225	287	44	158
1996	209	233	52	159
1997	204	224	70	196
1998	234	279	109	277
1999	292	304	170	366
2000	245	218	210	405
2001	172	145	460	674
2002	204	160	529	704
2003	235	182	819	1118
TOTAL	3301	3373	2951	4957

Fonte: ABIEC

² Simbolicamente representada por @ que corresponde a 15kg/carne de boi gordo.

Como se observa na Tabela 1, ao longo da década de 1990, a carne industrializada liderou as exportações tanto em quantidade, quanto em valor, com maior pico para o ano de 1992, não registrando mais esse valor ao longo dos anos. A partir de 1999, este comportamento se modifica, passando a carne *in natura* a assumir esta primazia. Este descompasso entre os dois produtos mostra que a carne *in natura* possui maior estabilidade evoluindo de forma crescente ao longo do período analisado, enquanto a carne industrializada registra maiores oscilações ao longo do período e se mostram nos últimos tempos em ritmo ora decrescente e crescente.

A explicação desse comportamento pode ser atribuída, talvez, ao mercado da Rússia que muito tem importado carne *in natura* brasileira e em razão de possuir um considerável parque de processamento de carne ocioso (frigoríficos), então, compra a matéria-prima (carne *in natura*) e procede a agregação de valor deste produto em seu próprio país, dinamizando, de qualquer forma aquela economia. Esta hipótese é corroborada pela declaração da Associação Brasileira de Importadores e Exportadores de Carne (ABIEC), que segundo eles, em maio/2005, a Rússia foi o país que mais comprou carne "in natura" do Brasil e os Estados Unidos foi o principal país comprador de carne industrializada.

Com relação à destinação (mercado) da carne bovina, o Brasil exporta para diversos países, com perspectivas de novos mercados, que atualmente se abre para o consumo deste produto. A Tabela 2 revela os principais compradores e seus respectivos valores na aquisição deste produto.

Tabela 2: Quantidade (toneladas e valores, US\$) dos principais países importadores de carne bovina do Brasil em 2000 e 2003, com suas respectivas variações quantitativas (%).

Países	2000			2003			Variação
	MUS\$	TON	US\$/t	MUS\$	TON	US\$/t	
EUA	80391	37407	2149	148622	49709	2990	32,89
Reino Unido	91434	48358	1891	91755	54349	1688	12,39
Itália	9293	2707	3434	12900	4641	2780	71,44
Países Baixos	6031	2958	2039	11888	6134	1938	107,37
Alemanha	9007	3702	2433	8016	3841	2087	3,75
Canadá	5330	2920	1825	6357	4209	1510	44,14
França	8683	3524	2464	5797	3203	1810	-9,11
Porto Rico	6563	3800	1727	5651	3615	1563	-4,87
Jamaica	4939	2873	1719	5525	3384	1633	17,79
Jordânia	1619	906	1788	4118	2777	1483	206,51
Bélgica	3563	1246	2859	3718	1560	2383	25,2
Outros	25031	13009	1929	33994	23341	1456	79,42
Total Processado	251884	123410	2041	338341	160763	2105	30,27

Fonte: FNP Consultoria e Agroinformativos, 2004.

Na Tabela 2 verifica-se que em termos quantitativos que houve acréscimos na exportação de carne bovina para quase todos os países, exceção para França e Porto Rico, que no período tiveram decréscimo. Em termos de valor em US\$ houve perdas em decorrência da desvalorização do dólar americano.

Quanto ao hábito alimentar, faz-se necessário registrar que a carne bovina é a segunda maior fonte de proteína, de origem animal, consumida no mundo (1ª é carne suína e 3ª é a de frango), entretanto com o problema de sanidade animal (aftosa na Europa, vaca

louca no Reino Unido e mais recentemente nos EUA e a gripe asiática transmitida pelo frango, proveniente de países asiáticos), espera-se que o consumo de carne bovina de boi verde (alimentação com pastos e mineração, como as criações praticadas no Brasil), tenda a crescer. Em linhas gerais, o país cuja população mais consumiu carne em 2003 foi a Argentina, com 60,2kg/pessoa/ano, seguido do Uruguai, com 49,8kg. Os EUA e o Brasil registraram um consumo *per capita* de 42,8 e 36,3kg/pessoa/ano, respectivamente, sendo este último o mesmo consumo da Austrália. Com relação à União Européia, o consumo é considerado baixo se comparado com outros países já citados, principalmente da América do Sul (Argentina, Uruguai e Brasil), pois não chega a 20kg/pessoa/ano (só Portugal registra este consumo), cuja média é acima de 10kg/pessoa/ano.

A Tabela 3 apresenta as três principais Regiões e Estados produtores de carne bovina no Brasil. No que diz respeito a produção de carne bovina brasileira, para a Região Norte, o Pará se destaca como o quarto produtor no país, contudo, com suas vantagens comparativas com relação à terra e mão-de-obra abundante e barata, deve lhe conferir, a médio e longo prazo, superioridade em relação aos demais estados, desde que para isso haja investimentos na infra-estrutura, tecnologia e capacitação na gestão do agronegócio da pecuária, ou seja, fortificar as relações a montante (fornecedores de insumos) e a jusante (etapa de agregação de valor e/ou processamento, até a distribuição junto ao cliente) da cadeia produtiva deste produto.

Tabela 3: Principais regiões e estados produtores de carne bovina no Brasil, com suas respectivas participações (%), base 2003.

Norte	Pará	Rondônia	Tocantins	Total	Participação
1.000 cabeças	9143730	5604963	5937919	20686612	12,35%
Nordeste	Bahia	Maranhão	Ceará		
1.000 cabeças	10471756	4397371	2465489	17334616	10,35%
C. Oeste	M. Grosso	M.G. do Sul	Goiás		
1.000 cabeças	18840150	22072200	16331899	57244249	34,18%
Sudeste	M. Gerais	S. Paulo	R. Janeiro		
1.000 cabeças	20046179	11816490	1675648	33538317	20,03%
Sul	R. G. do Sul	Paraná	S. Catarina		
1.000 cabeças	12990024	9493594	3080345	25563963	15,27%
Brasil	71491839	53384618	29491300	154367757	100%

Fonte: ABIEC, 2004.

Em termos de balança comercial o agronegócio participa com a formação de 40% do PIB, logo, gera emprego, renda e divisa para a economia brasileira como um todo, por isso, é de suma importância estudar o seu mercado interno, pois este é um elemento importante na transação dos agentes econômicos (consumidores e vendedores), incluindo aí os componentes que envolvem a dinâmica do mercado, tais como: preço do produto, preferências e/ou gosto do consumidor, renda, qualidade do produto, substitutibilidade e complementariedade de produto etc.

3. Enfoque Teórico

O enfoque teórico deste estudo é o equilíbrio de mercado, porque se trata de uma análise de interdependência econômica, que é mais bem estudada através de uso da chamada análise de mercados. Assim, na análise do equilíbrio geral, preços e quantidades são determinados simultaneamente em todos os mercados, ou seja, leva-se em conta o efei-

to *feedback*, que nada mais é que o ajuste de preço ou de quantidade em um determinado mercado causado pelos ajustes de preços ou quantidades em mercados correlatos.

Gujarati (2000) explica bem o relacionamento (dependência) de uma variável em relação à outra e mostra que a regressão embora lide com esta inter-dependência (uma variável X explica Y), não implica bem em causalidade. Santana (2003) confirma que as relações estabelecidas entre uma variável dependente e outras explicativas, não necessariamente implicam em causalidade. Por isso, a causalidade proposta por Granger (1996) consiste na aplicação de um teste de causalidade, que parte do princípio de que X causa Y se os valores presentes e passados de Y e de X explicam melhor as variações de Y.

A direção da causalidade, proposta por Granger pode ser definida:

- a) Unidirecional ($X \Rightarrow Y$);
- b) Inversamente ($Y \Leftarrow X$);
- c) Realimentação ou causalidade bilateral ($X \Leftrightarrow Y$); e,
- d) Independência (X e Y, as estatísticas para ambas variáveis não são significativas).

A teoria de co-integração foi desenvolvida por Granger (1981) e mais elaborada por Timmer (1987). No que diz respeito ao modelo de co-integração, tem-se que caso X e Y forem co-integradas, haverá uma relação estável de longo prazo entre as duas variáveis, de modo que as séries são não-estacionárias.

No Brasil, um dos estudos pioneiros sobre co-integração foi feito por Pereira (1988). Além deste autor fazer uma breve discussão teórica sobre o assunto, ele testou o modelo para duas séries brasileiras: uma sobre a curva de *Phillips* (que envolve as variáveis salários e preços) e outra sobre política monetária (que envolve taxas de variação de base monetária e inflação). No primeiro caso, o autor verificou que salários nominais e nível de emprego co-integram, logo existe uma relação de longo prazo que pode descrever os salários reais. No segundo caso, base monetária e preços não se co-integram.

Santana (1999) fez um estudo para testar a hipótese de causalidade de Granger entre as variáveis de série de tempo de plantel de galinha e quantidade de ovos. Para tanto, o autor chega à conclusão de que a causalidade ruma de galinha para ovos e que as séries são co-integradas, e que estabelecem uma relação de equilíbrio no longo prazo. Demais disso, no caso da galinha ter surgido primeiro que ovo, para Brasil, revela a situação deste setor enquanto importador de matrizes-avós para formação do plantel de galinhas no país.

Outro trabalho interessante foi feito por Oliveira e Carneiro (2001), cuja pesquisa se desenvolve sobre a comparação de flutuações do emprego no Brasil (nível estadual e nacional) para averiguar a trajetória no longo prazo, aplicando o método de co-integração mais tradicional (Engle e de Granger) e um modelo alternativo de correção de erro irrestrito de Pesaran et al. (1966). Segundo o autor, os resultados corroboram a hipótese de que as flutuações do emprego na maioria dos estados seguem uma trajetória comum em relação ao emprego nacional, mas com diferenças permanentes no longo prazo.

Gomes e Santana (2002) investigaram a co-integração e causalidade para a série de mercado de produção de gado bovino. O resultado apontou que esses mercados são co-integrados no longo prazo e quanto a causalidade de Granger, existe relação unidirecional (causa) entre preço de bezerro com o abate de bois e vacas; e abate de vacas com abate de bois.

O estudo de Souza e Stülp (2005) se propõe em examinar as relações de troca e a causalidade de Granger entre as variáveis preços recebidos e preços pagos no mercado da agropecuária brasileira. As séries em análise foram relativas ao período de 1986 a 2004. Os resultados apontaram que os preços recebidos não causaram os preços pagos totais, tanto

no período ante como após o Plano Real. Entretanto, os preços recebidos tiveram causa sobre os preços pagos pelos combustíveis, sementes e serviços antes do Plano Real e dos agrotóxicos, sementes e serviços após o Plano Real.

Mais recentemente, a causalidade e transmissão de preços entre o mercado interno e externo dos produtos que compõem o complexo de soja (em grão, farelo e óleo) foram objeto de estudo por Lovadine e Bacchi (2005), cujos dados das séries temporárias compreenderam as médias semanais de preços dos referidos *commodities* entre o período de janeiro de 1999 a janeiro de 2004. As autoras constataram que, para os três pares das variáveis, as mesmas são integradas de mesma ordem, conforme a aplicação do teste de raiz unitária. Quanto ao teste de causalidade, o resultado apontou uma relação de longo prazo entre preço interno e externo do farelo e também para o preço interno e externo do óleo de soja. Para soja em grãos esta relação de causalidade não foi observada. Para os dois primeiros casos, foi utilizado o Modelo de Correção Erro (MCE) para estimar as elasticidades de transmissão de preços, onde se constatou que os preços internos são antecipados pelos preços externos e as variações são transmitidas com grande intensidade e de forma rápida.

4. Metodologia

Neste trabalho foram utilizadas as séries temporais do preço de venda da arroba de carne de boi gordo em mercados regionais, compreendendo a média mensal, originalmente cotados em US\$/arroba e simbolicamente representada por @ (que corresponde a 15 kg/carne), fornecidos pelo ANUALPEC no período de 1993 a 2003, totalizando 11 anos, com 132 dados para cada mercado. Esses preços foram convertidos para reais mediante a utilização de uma série de dados da taxa nominal do dólar fornecida pela Fundação Getúlio Vargas (FGV), através da Revista Conjuntura Econômica. Entretanto, no estudo final, trabalhou-se apenas com uma série de nove anos (Jul/1994 a Jul/2003), dado que, devido ao período de mudança da moeda brasileira, se observou discrepância na utilização dos dados de 1993 e até junho de 1994, que não correspondia à mesma moeda a partir de julho do mesmo ano, o Real. O total do número de amostra (dados), então, ficou 114 para cada variável.

Os dados utilizados versaram sobre os principais criadores/produtores de carne de boi gordo no país: São Paulo, Mato Grosso do Sul, Goiás, Paraná, Minas Gerais, excluindo-se os estados do Rio Grande do Sul e Pará devido a deficiências nas séries utilizadas. Além disso, assume-se que é pela integração dos mercados entres esses estados que se formaria os Mercados Primário e Secundário.

Vale observar que por *Mercado primário* entende-se aquele que influencia de forma dominante à formação de preços, enquanto *mercado secundário* é aquele que responde, geralmente, às condições determinadas nos mercados primários.

Esta investigação é importante tendo em vista que a integração espacial cumpre uma função social. Ou seja, uma escassez e/ou superávit local não castiga tanto os consumidores ou produtores locais em um sistema integrado já que induziria a entrada ou saída de produtos de outros lugares, conseguindo aumentar a oferta ou mesma a demanda e baixar e/ou subir os preços e, conseqüentemente, os preços locais de um sistema integrado seriam mais estáveis que os de um sistema não integrado.

O processo de arbitragem espacial que consegue este resultado requer um mercado livre e eficiente para que funcione a contento. A seguir, se descreve as metodologias empregadas para testar a integração ou não dos diversos preços da arroba de carne de boi

gordo praticados no Brasil. Contudo, vale ressaltar que este estudo abrangeu o período de 1995 a 2003, ficando de fora os anos de 1993 e metade de 1994 porque causava viés, talvez, explicado pela mudança da moeda no Brasil (Cruzeiro para Real), assim, restando 114 dados de cada variável para os Estados de São Paulo (SP), Mato Grosso do Sul (MTS), Goiás (GO), Minas Gerais (MG), Paraná (PR) e Bahia (BA), totalizando seis variáveis de preços praticados nesses mercados. Os demais ficaram de fora deste estudo [Rio Grande do Sul (RS) e Pará (PA)], em razão da ausência da série completa de preços, embora sejam importantes produtores de carne, com destaque para o Pará, que atualmente se coloca como o maior produtor da Região Norte e o quarto no Brasil.

Para saber se os preços são integrados foram utilizados, além do cálculo da correlação simples, os seguintes métodos:

a) **Índice de Conexão de Mercado (ICM)**: este método foi proposto por Timmer (1987) e serve para distinguir a conexão entre os mercados no curto e longo prazo. Para este autor o modelo se sustenta em uma estrutura formal que consiste em um mercado primário onde se incide predominantemente a formação de preços, e vários mercados secundários, que por sua vez respondem principalmente as condições do mercado primário. Então, a mudança de preços no mercado secundário é uma função das mudanças dos preços do mercado primário, como se demonstra na equação abaixo:

$$S_t - S_{t-1} = a + b(S_{t-1} - P_{t-1}) + c(P_t - P_{t-1}) + dP_{t-1} + \varepsilon X_{t-1}$$

Sendo que:

S = logaritmo do preço no mercado secundário;

P = logaritmo do preço no mercado primário;

X = vetor de variáveis locais no mercado secundário

t = tempo

Outra maneira de se re-escrever a equação e facilitar a interpretação dos coeficientes, é dado pela expressão:

$$S_t = a + (1 + b)S_{t-1} + c(P_t - P_{t-1}) + (d - b)P_{t-1} + \varepsilon X_{t-1}$$

De modo que:

(1 + b) é o coeficiente que representa o impacto do preço local durante o período anterior e o preço local do produto durante o presente período;

(d - b) é o coeficiente em mudança e representa o impacto do preço no mercado primário durante o período anterior sobre o preço do mercado secundário durante o período atual;

Quando (d - b) > (1 + b), indica que os mercados são integrados no curto prazo e na realidade existe a estrutura de mercado primário e secundário em processo de formação, então temos o Índice de Conexão de Mercado (Timmer, 1987). Assim, quanto mais baixo

e/ou menor for o $ICM = \frac{(1 + b)}{(d - b)}$, mais integrado é o mercado no curto prazo;

Por outro lado, quando coeficiente c for igual ou próximo de 1 (um) indica a integração de mercado no longo prazo.

b) **Co-integração**: Formalmente, este conceito foi introduzido por Engle e Granger (1987) e, em outras palavras, se duas variáveis co-integram, é possível afirmar que elas possuem um relacionamento estável e constante de longo prazo. Para tanto, existem duas condições básicas para que duas variáveis se co-integrem: - a primeira é que todas variáveis dos modelos sejam integradas de mesma ordem e, a segunda é que as duas séries mantenham uma diferença constante ao longo do tempo.

O procedimento para a avaliação da co-integração entre duas variáveis é descrito passo a passo, como se segue:

1º Passo: verifica-se se a série temporária é não-estacionária e/ou qual a ordem de integração das variáveis. Uma série não-estacionária, através de processos pode-se tornar estacionária a partir de diferenciações e se dizem co-integradas se elas forem integradas de mesma ordem. Johnston e Dinardo (2001) apontam dois processos para verificar se uma série é ou não estacionária:

a) o julgamento subjetivo com base no correlograma, que nada mais é do que a representação gráfica das funções de autocorrelação parciais (FACP) contra o tamanho da amostragem; b) aplica-se testes de raízes unitárias: segundo Gujarati (2000) por razões teóricas e práticas o teste de Dickey-Fuller Aumentado (**DFA**) é geralmente aplicado a regressões apresentadas na seguinte forma, conforme descrito por Santana (2001):

$$(1) \Delta P_t^i = \alpha_0 + \alpha_i P_{t-1}^i + \sum_j \beta_j \Delta P_{t-1}^i + \varepsilon_t, \quad \text{onde } \Delta \text{ é o operador de diferença}$$

($\Delta P_t = (P_t - P_{t-1})$) para cada série de preços; i representa os estados/regiões e ε_t é uma série ruído branco.

Em todas as equações de determinação de raiz unitária a hipótese nula a ser testada é sobre a presença de uma raiz unitária contra a alternativa de que a série é estacionária (DANIEL, 2004).

Outro teste para averiguar a presença de raiz unitária em séries temporárias é o de Phillips-Perron (**PP**), que aparece como uma alternativa do teste de ADF quando a suposição básica dos erros não correlacionados não se concretiza, isto é, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$. A equação do PP é dada por (Santana, 2003):

$$(2) \Delta X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \text{que pode ser estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), em que a hipótese nula a ser testada é que a série } X_t \text{ segue um processo do tipo passeio aleatório (random walk).}$$

2º Passo: testa-se a relação de equilíbrio entre as variáveis através do método de estimação em duas etapas de Engler e Granger para a co-integração:

2.1 Primeira Etapa: consiste em estimar a regressão de longo prazo, após o teste de raiz unitária ter indicado que as séries são integradas de mesma ordem, e verificar a presença de raiz unitária nas séries de resíduos. A regressão da co-integração é dada por:

$$(3) Y_t = \alpha_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t$$

2.2 Segunda Etapa: toma-se os resíduos da regressão de equilíbrio $\hat{\varepsilon}_t$ e aplica-se o teste de raiz unitária (ADF), através da equação:

$$(4) \Delta \hat{\varepsilon}_t = \Pi \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \theta_j \Delta \hat{\varepsilon}_{t-j} + u_t. \quad \text{Caso os resultados deste teste indiquem que os}$$

resíduos são estacionários, i.é., $I(0)$, então Y e X são co-integradas.

A hipótese nula é que $H_0: \Pi = 0$ contra $H_A: \Pi < 0$ (co-integração), sendo que se rejeitando a hipótese nula, conclui-se que os resíduos constituem uma série estacionária e, portanto, Y_t e X_t são co-integradas.

Um outro teste bastante utilizado para testar a integração ou não de preços entre determinado produto em mercados diferenciados é o teste de Johansen, que consiste numa representação auto-regressiva da equação co-integrada e descrita, a seguir, por Santana (2003):

$$(5) Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \beta X_t + \varepsilon_t$$

Fazendo uma reparametrização através da aplicação do teste da raiz unitária, se obtém:

$$(6) \Delta Y_t = \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta Y_{t-i} + bX_t + \varepsilon_t$$

Em que:

$$\alpha = \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1,$$

$$\beta_i = - \sum_{j=i+1}^p \alpha_j$$

Para a determinação da significância dos vetores de co-integração, utiliza-se o modelo de Johansen, conforme descrito por aquele autor.

(7) $Q_r = - \sum_{l=1+r}^k \log(1 - \lambda_l)$ e $Q_m = -T \cdot \log(1 - \lambda_{r+1})$, em que Q_r e Q_m são as estatísticas de traço e de máximo autovalor, r é o *rank*; k é o número de variáveis endógenas, λ é o i -ésimo maior autovalor e T é o número de observações (Santana 1999, 2002 e 2003).

Após de verificar a integração dos preços da arroba de carne de boi gordo em diferentes mercados, aplica-se um outro teste de Granger (1996), bastante conhecido, para saber a causalidade entre as variáveis, isto é, aferir o sentido da transmissão de preços, qual seja, determinar quem é o mercado primário e/ou secundário. Em outros termos, qual o mercado do preço de boi gordo que afeta diretamente o outro mercado ou se é afetado por ele.

c) *Teste de causalidade de Granger*

O teste de causalidade de Granger é representado por meio de duas equações, sendo uma irrestrita e outra restrita (8 e 9, respectivamente), a saber:

$$(8) Y = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_{1t}$$

Teste de causalidade de Granger:

$$(9) Y = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

Em que os termos de erro ε_{1t} e ε_{2t} são não-autocorrelacionados e m representa os mercados de diversas regiões/estados. Finalmente, aplica-se o teste F para saber se a causalidade é estatisticamente diferente de zero.

$$(10) F_{[(q-p), (n-q)]} = \frac{(SQr - SQR)}{SQR} \cdot \frac{(q-r)}{(n-q)}, \text{ sendo que:}$$

SQr = soma dos quadrados dos resíduos das equações restritas;

SQR = soma dos quadrados dos resíduos das equações irrestritas;

Q e p = número de parâmetros das equações restritas e irrestritas, respectivamente;

n = número de observações.

5. Resultados empíricos

No Quadro 1, tem-se o resultado do cálculo da correlação simples. A correlação entre pares de variáveis é muito próxima de um, com nível de significância a 1%, revelando um grau de associação muito forte entre estas. Demais disso, essas variáveis

apresentam também correlação positiva, indicando que as variáveis evoluem numa mesma direção.

Quadro 1: Matriz de correlação das variáveis preço da arroba de carne do boi gordo para os seis principais mercados produtores no Brasil, período de Jul/1994 a Dez/2003.

	SP	MTS	GO	PR	MG
MTS	0,996				
GO	0,997	0,995			
PR	0,999	0,997	0,997		
MG	0,999	0,997	0,998	0,999	
BA	0,987	0,984	0,986	0,988	0,988

Fonte: Elaboração dos autores

Noutros termos, tomando como exemplo os mercados de São Paulo e Paraná, São Paulo e Minas Gerais e Paraná e Minas Gerais, cujo coeficiente de correlação é um ($r = 1$ ou 0,999), mostra uma correlação perfeita, portanto, caso haja variação no preço da arroba de carne de boi gordo nesses mercados, tomando como exemplo São Paulo, muito provavelmente esta variação ocorrerá com igual intensidade no mercado de Minas Gerais e Paraná (100%). Entretanto, não se pode pensar a correlação como um bom índice de conexão de mercado, considerando não se poder determinar a direção de causalidade entre elas, entre outras coisas, o que será complementado com outros métodos de determinação de integração de mercados, dos quais o proposto por Timmer (1987), assim como o teste de co-integração de Johansen. Contudo, se reconhece que coeficiente de correlação fornece uma primeira indicação se as variações caminham numa mesma direção e se são fortemente ou fracamente associadas.

A equação do ICM, proposto por Timmer (1987) foi estimada pelo *software Eviews*, 4.0, através da seguinte equação:

$$\text{LnBa} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{LnBa}_{(t-1)} + \alpha_2 \text{DLnGo} + \alpha_3 \text{LnGo}_{(t-1)} + \varepsilon_t$$

LnBa = logaritmo da série de preços de arroba de carne de boi gordo na Bahia;

LnBa_(t-1) = logaritmo da série de preços de arroba de carne de boi gordo na Bahia defasado em um período;

D = Operador da diferença da série de preços de arroba de carne de boi gordo no mercado de Goiás

LnGo = logaritmo da série de preços de arroba de carne de boi gordo em Goiás;

LnGo_(t-1) = logaritmo da série de preços de arroba de carne de boi gordo em Goiás defasado em um período.

Procedeu, com a mesma nomenclatura para os demais mercados, considerando sempre como mercado secundário o mercado da Bahia e os demais como mercados primários, cujos resultados constam na Tabela 6. A razão de se escolher o mercado secundário de carne de boi gordo é arbitrária, mas se reconhece que é o mercado menos estruturado com relação aos demais em análise e registrava possuía menor número de rebanho por ocasião dos dados da pesquisa.

Como o resultado do ICM ($\mathbf{a}_1/\mathbf{a}_3$) não deu próximo de zero, significa que os mercados não são integrados no curto prazo. No longo prazo, os mercados de Goiás e Bahia, Mato Grosso do Sul e Bahia não se integram, pois para isto acontecer o coeficiente \mathbf{a}_2 teria que resultar num valor próximo da unidade. Em linhas gerais, pelo resultado da Tabela 6 todos os mercados não registram coeficientes \mathbf{a}_2 aproximado de um. Minas Gerais x Bahia, Paraná x Bahia e São Paulo x Bahia registram coeficiente acima de 0,50, e, talvez, num longo prazo, se esses mercados se organizarem, talvez eles possam a vir se integrar no

futuro, mas, para o período em análise, concluí-se que pelo ICM os mercados não se integram tanto no curto como no longo prazo.

Tabela 6: ICM para o produto carne de boi gordo, em seis principais mercados nacionais.

Mercado	ICM = (a ₁ /a ₃)	Coefficiente a ₂	Teste t	Probabilidade	R ² Ajustado
LnBa ↔ LnGo	2,14	0,45	9,15**	0,000	0,99
LnBa ↔ LnMg	2,44	0,53	10,59**	0,000	0,99
LnBa ↔ LnMs	2,73	0,48	9,65**	0,000	0,99
LnBa ↔ LnPr	2,61	0,56	11,00**	0,000	0,99
LnBa ↔ LnSp	2,77	0,55	10,38**	0,000	0,99

Fonte: Elaboração dos autores

** Significativo a 1% de probabilidade de erro

Seguem, na ordem, as Figuras das séries com valores de preços da arroba de carne do boi gordo originais, logaritimizados e logaritimizados com uma diferença. A seqüência dessas Figuras permite acompanhar o comportamento das séries de preços em análise, para, principalmente, registrar o comportamento ao longo dos anos, visualizar presença de tendências, sazonalidade e ciclos, se houver.

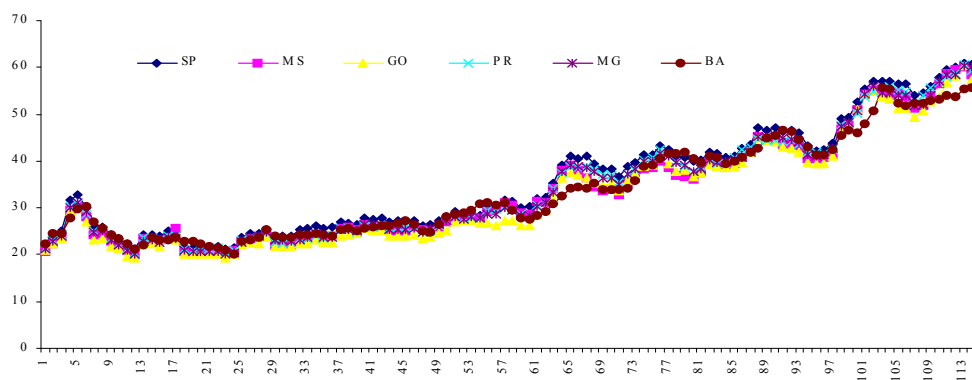


Figura 4: Séries de preços da arroba de carne de boi gordo no Brasil, em R\$/@, período de Jul/1994-Dez/2003.

A Figura 4 revela tendência entre as séries de preço nos mercados de carne de boi gordo em análise, mas apresentam sincronia, isto é, evoluem juntas. A seguir, a Figura 5 com os dados logaritimizados. Nela se observa “suavização” da variância.

Na análise das Figuras, observa-se que as séries apresentam tendência e que com o processo de logaritimização o problema de variação diminui e some quase totalmente, principalmente quando se logaritimiza e ainda toma diferenças (no caso uma diferença). Tal processo (logaritimização) é realizado como uma alternativa para “suavizar” ou diminuir a variância de séries originais.

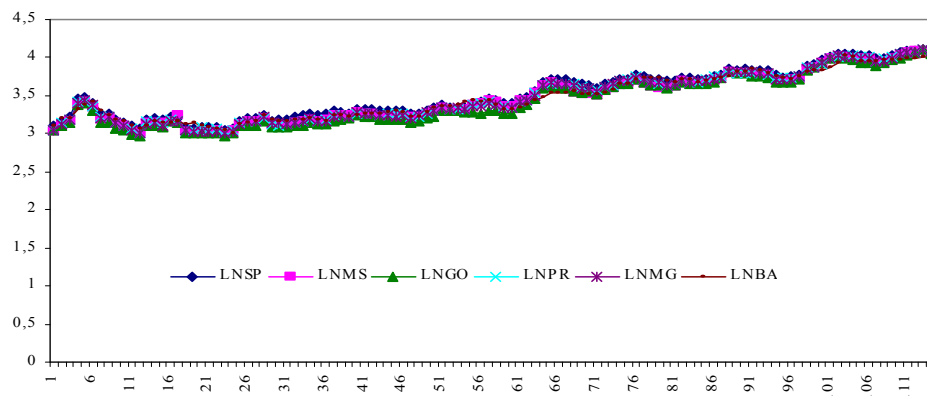


Figura 5: Séries de preços da arroba de carne de boi gordo no Brasil, logaritimizados, no período de Jul/994 - Dez/2003.

Na seqüência, a Figura 6 cujos preços da arroba da carne de boi gordo foram logaritimizados e tomada uma diferença.

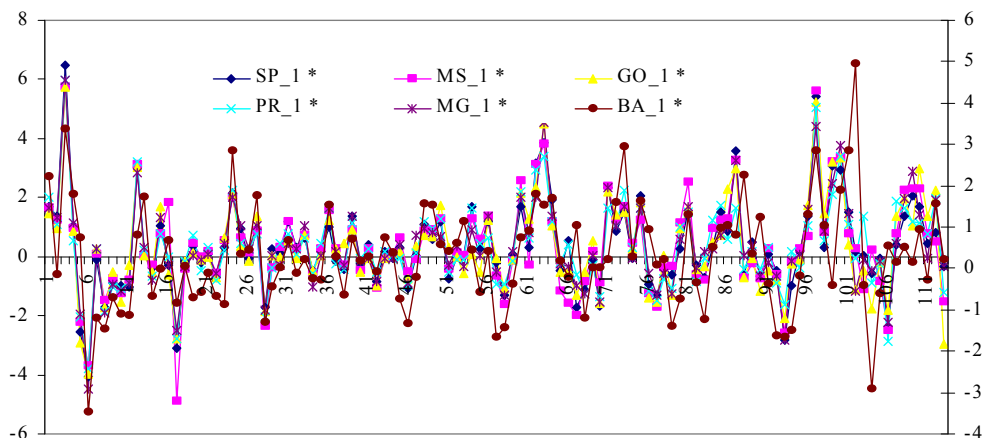


Figura 6: Séries de preços de arroba da carne de boi gordo no Brasil, logaritimizados e com uma diferença, no período de Jul/1994 - Dez/2003.

Comparativamente, as Figuras 5 e 6 mantêm diferenças. Na primeira ainda se observa uma tendência e na segunda esta desaparece, pela diminuição da variância, em razão da tomada diferença.

Outra forma de visualizar a integração de mercados no longo prazo é através do método de co-integração, mais recentemente introduzido em estudos econômicos e que tem sido bastante utilizado nos últimos tempos, inclusive, em substituição aos métodos de correlação e do modelo de Timmer (1987).

Primeiramente tem-se que testar a presença de raiz unitária em cada série temporária. Isto feito, os resultados mostraram que as séries não são estacionárias em nível, indicando a presença de raiz unitária, portanto, aceita-se a hipótese $H_0: = 0$ e rejeita-se a

$H_a: < 0$. Novamente aplicou o teste DFA, agora com uma diferença, o resultado obtido através do *Software Eviews 4.0* encontra-se na Tabela 7.

Tabela 7: Resultado do teste da raiz unitária, pelo método de DFA, após tomada uma diferença.

Variável	Teste DFA	Valor crítico	Probabilidade	Ordem de integração
$\Delta^1 \text{LnSp}$	-8,345	-3,490*	0,000	1 (1)
$\Delta^1 \text{LnMs}$	-8,715	-3,490*	0,000	1 (1)
$\Delta^1 \text{LnGo}$	-6,544	-3,490*	0,000	1 (1)
$\Delta^1 \text{LnPr}$	-8,630	-3,490*	0,000	1 (1)
$\Delta^1 \text{LnMg}$	-8,236	-3,490*	0,000	1 (1)
$\Delta^1 \text{LnBa}$	-8,269	-3,490*	0,000	1 (1)

Fonte: Cálculo da pesquisa. * Nível de significância a 1% de probabilidade de erro.

Os Testes de DFA para as séries, após tomada uma diferença, revelam que todas as séries são estacionárias, portanto, rejeita-se a hipótese nula ($H_0 = 0$), qual seja, que as séries possuem uma raiz unitária e aceita-se a hipótese alternativa ($H_a < 0$) que as séries são estacionárias em nível. Portanto, como todas as séries se tornam estacionárias a partir de uma diferença, se conclui que as mesmas são co-integradas de ordem I(1). Então, como as séries são estacionárias de mesma ordem, parte-se para a aplicação do teste de co-integração de Johansen. Outra forma para se confirmar a co-integração de mercado é aplicando-se o teste de Johansen para todas as variáveis simultaneamente, o que foi feito através do *software Eviews 4.0*. O resultado é visualizado na Tabela 8. A hipótese nula ($H_0 = 0$) é de que não há nenhum vetor de co-integração contra a hipótese alternativa ($H_a = 1$) de que há, pelo menos, um vetor de co-integração entre as variáveis.

Tabela 8: Teste de Johansen para todas as seis variáveis de séries de preços da arroba de carne do boi gordo no mercado brasileiro (Series: LnBa, LnGo, LnMg, LnMs, LnPr e LnSp), intervalo de *lag* (nas primeiras diferenças) de 1 para 2

Hipótese nula (H_0): não há co-integração entre as variáveis	Autovalor	Q_r	VCQ_r (5%)	VCQ_r (1%)	Q_m	VCQ_m (5%)	VCQ_m (1%)
Nenhuma**, *	0,327814	124,76	94,15	103,18	44,09	39,37	45,10
Pelo menos 1**	0,230582	80,67	68,52	76,07	29,10	33,46	38,77
Pelo menos 2*	0,182311	51,58	47,21	54,46	22,34	27,07	32,24
Pelo menos 3	0,141511	29,24	29,68	35,65	16,94	20,97	25,52
Pelo menos 4	0,104582	12,30	15,41	20,04	12,26	14,07	18,63
Pelo menos 5	0,000344	0,04	3,76	6,65	0,04	3,76	6,65

Fonte: Elaboração dos autores

(**) Indica rejeição da hipótese de não co-integração entre as variáveis em nível de 5 e 1%, respectivamente, de probabilidade de erro. ns não significativo.

Os resultados da Tabela 8 indicam que há, pelo teste do Traço (Q_r), ao menos, até três equações das variáveis que podem ser co-integradas ao nível de 5% e, pelo teste de Valor Máximo (Q_r), indica que pelo menos uma equação entre as variáveis é co-integrada ao nível de 5% de probabilidade de erro. Portanto, no longo prazo esses preços tendem a uma relação de equilíbrio. Em seguida, parte para o cálculo (novamente) da co-integração, mas em nível de pares das variáveis e/ou tomadas duas a duas.

O resultado para averiguação dos mercados tomados dois a dois encontra-se na Tabela 9. Observa-se que os coeficientes da regressão estimados próximos de uma unidade, em módulos, revelando que os preços da arroba de carne do boi gordo nos mercados de Goiás, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Paraná e São Paulo podem ser totalmente incorporados no mercado secundário da Bahia, aliás, os resultados da Tabela 9 confirmam a co-integração pelo teste de Johansen para os três primeiros pares de mercados (LnBa↔LnGo e LnBa↔LnMg e LnBa↔LnMs), em nível de 5 e 1% de significância e pelos testes de traço e máximo valor.

Tabela 9: Resultado do Teste de Johansen (Co-integração calculada em pares entre as variáveis preços da arroba de carne do boi gordo), período Jul/1994 – Dez/2003.

Mercado	Coefficiente (a ₁)	Desvio padrão	Teste Q _r	Percentual do Valor crítico a 5 e 1%, do Q _r		Teste Q _m	Percentual do Valor crítico a 5 e 1% do Q _m	
LnBa↔LnGo	-0,924*,**	(0,02638)	19,87272	15,41	20,41	19,77681	14,07	18,63
LnBa↔LnMg	-0,941*	(0,03169)	14,55270	15,41	20,41	14,51486	14,07	18,63
LnBa↔LnMs	-0,960**	(0,03384)	16,80925	15,41	20,41	16,77441	14,07	18,63
LnBa↔LnPr	=0,944ns	(0,03524)	12,31906	15,41	20,04	12,28537	14,07	18,63
LnBa↔LnSp	-0,966ns	(0,03696)	13,48002	15,41	20,04	13,42991	14,07	18,63

Fonte: Elaboração dos autores

* (**) revela integração ao nível de 5% e 1%, respectivamente, de probabilidade de erro

A aplicação deste teste de ADF nos resíduos é apenas para confirmar se os mesmos são séries de ruído branco. O teste é realizado verificando-se a significância do parâmetro *c* relativo à variável Z_{it-1} , para a equação abaixo.

$$Z_{it} = c_i Z_{it-1} + u_{it}$$

A hipótese alternativa é aceita (Z_{it-1}) se os resultados são diferente de zero, portanto, diz-se que as séries são co-integradas (SANTANA, 1999, p:27-28). Os resultados encontram-se na Tabela 10.

Tabela 10: Teste de raiz unitária para os resíduos

Variável	Teste ADF	Valor crítico	Probabilidade	Durbin-Watson
Resíduo 1	-8,944	-3,497	0,0000	2,012
Resíduo 2	-7,906	-3,501	0,0000	2,085
Resíduo 3	-13,401	-3,495	0,0000	2,033
Resíduo 4	-7,746	-3,497	0,0000	2,059
Resíduo 5	-8,617	-3,497	0,0000	2,079
Resíduo 6	-8,402	-3,497	0,0000	2,077

Fonte: Montada a partir dos dados da pesquisa

Como se observa na Tabela acima, os resultados para variáveis resíduos são diferentes de zero, confirmando que os mesmos são uma série de ruído branco, isto é, os resíduos perfazem uma trajetória constante ao longo média, logo, estacionários, confirmando a co-integração das variáveis.

O modelo de correção de erro foi especificado conforme indicado por Santana (1999, p: 28), e exige que as séries sejam co-integradas. As equações são dadas:

$$\Delta LnBa = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta LnBa_{(t-i)} + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} \Delta LnGo_{(t-j)} + \phi_1 Z_{1(t-j)} + \nu_1$$

$$\Delta LnGo = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} \Delta LnGo_{(t-i)} + \sum_{j=1}^n \beta_{2j} \Delta LnBa_{(t-j)} + \phi_2 Z_{2(t-j)} + \nu_2$$

A hipótese consiste verificar se os parâmetros das equações acima (Φ_1 e Φ_2) são diferentes de zero. Observa-se que a defasagem é de apenas uma. Os resultados do MCE constam no Tabela 11. O cálculo, na verdade, é feito diretamente no *Software Eviews 4.0*, para qual se elabora a seguinte equação:

$$D(\text{LnBa}) = C(1) + C(2) * D(\text{LnBa}_{(-1)}) + C(3) * D(\text{LnGo}_{(-1)}) + C(4) * D(\text{LnMg}_{(-1)}) + C(5) * D(\text{LnMs}_{(-1)}) + C(6) * D(\text{LnPr}_{(-1)}) + C(7) * D(\text{LnSp}_{(-1)})$$

Tabela 11: Resultados das equações de MCE das variáveis preços de arroba da carne de boi gordo em seis mercados brasileiros, período de Jul/1994 - Dez/2003.

Variável	Valor do coeficiente	Teste t	Erro padrão
Constante	0,004986	[1,56298]	(0,00319)
D(LBA(-1))	-0,163546	[-1,44689]	(0,11303)
D(LGO(-1))	0,188522	[0,80802]	(0,23331)
D(LMG(-1))	-0,171333	[-0,50930]	(0,33641)
D(LMS(-1))	-0,280965	[-1,41773]	(0,19818)
D(LPR(-1))	0,473785	[1,62297]	(0,29193)
D(LSP(-1))	0,182335	[0,54746]	(0,33306)
Termo de erro	-0,198988*	[-3,43381]	(0,05795)

Fonte: Dados da pesquisa

R^2 Ajustado = 0,29 Teste $t_{(108, 0,05)} = 1,982$

O coeficiente do termo de erro é significativo a 5% de probabilidade de erro. Isto indica que os desequilíbrios entre as séries temporais devem desaparecer no longo prazo. O valor do coeficiente de erro (-0,20), mostra que o desvio no longo prazo deverá ser ajustado em parcelas de 0,20 a cada mês.

O teste de causalidade de Granger foi feito com uma defasagem, considerando a perda de informações ser menor. Além disso, o nível de significância considerada é de apenas 1% para o teste F. Pela Tabela 12 se depreende que há causalidade tão-somente unidirecional rumando de Goiás, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Paraná, e São Paulo para Bahia. Neste caso, os cinco mercados funcionam como mercado primário e Bahia como mercado secundário, confirmando, pelo teste de Johansen a questão da integração entre mercados. Ainda se observou na Tabela 12 a causalidade rumando de Minas Gerais para Goiás, comportando-se este último como mercado secundário. A não causalidade dos demais estados decorre do fato desses mercados atenderem e/ou serem voltados mais para o mercado interno e com grau de beneficiamento do produto também ser bem elaborados no próprio e, talvez, os produtos excedentes serem exportados, deixando de ocorrer a integração nos mercados brasileiros.

Tabela 12: Resultado do teste de causalidade de Granger calculado através do *Software Eviews 4.0* para as variáveis preços da arroba de carne de boi gordo para seis mercados brasileiros.

Hipótese nula (defasagem = 1)	Observações	Estatística de F	Probabilidade
LGO não causa LBA	113	39,4785	6,8E-09*
LBA não causa LGO		2,46510	0,11927ns
LMG não causa LBA	113	26,1417	1,4E-06*
LBA não causa LMG		1,64575	0,20223ns
LMS não causa LBA	113	18,9901	3,0E-05*
LBA não causa LMS		0,02876	0,86565ns
LPR não causa LBA	113	23,3398	4,4E-06*
LBA não causa LPR		1,58950	0,21007ns
LSP não causa LBA	113	18,9284	3,0E-05*
LBA não causa LSP		0,51745	0,47346ns
LMG não causa LGO	113	1,92631	0,16797ns.
LGO não causa LMG		7,78290	0,00622*
LMS não causa LGO	113	0,07219	0,78867ns
LGO não causa LMS		2,82059	0,09590ns
LPR não causa LGO	113	0,00438	0,94736ns
LGO não causa LPR		2,44980	0,12041ns
LSP não causa LGO	113	0,97569	0,32543ns
LGO não causa LSP		5,51362	0,02066ns
LMS não causa LMG	113	1,45314	0,23061ns
LMG não causa LMS		0,14902	0,70022ns
LPR não causa LMS	113	4,00809	0,04774ns
LMS não causa LPR		0,23018	0,63234ns
LSP não causa LMG	113	0,11019	0,74055ns
LMG não causa LSP		0,76630	0,40250ns
LPR não causa LMS	113	1,48674	0,22533ns
LMS não causa LPR		0,00710	0,93298ns
LSP não causa LMS	113	0,08403	0,77245ns
LMS não causa LSP		0,62525	0,41999ns
LSP não causa LPR	113	0,38089	0,53840ns
LPR não causa LSP		2,81501	0,09623ns

Fonte: Elaboração dos autores.

(*) Rejeita-se a hipótese nula a 1% de probabilidade de erro e ns não significativo a 1%.

6. Conclusão

Este trabalho analisou a questão da co-integração entre variáveis de preços da arroba de carne de boi gordo em seis mercados brasileiros. Partiu-se da metodologia que relaciona a correlação simples (*Pearson*) entre as variáveis, pelo qual se constatou relação forte entre as variáveis, uma vez que esta foi praticamente perfeita, de valor igual ou muito próximo de um e positiva. Prosseguiu-se com o cálculo do modelo de índice de conexão de mercado (ICM) de Timmer, entretanto, este resultado não apontou integração tanto no curto como para o longo prazo, considerando que os coeficientes desses parâmetros não foram próximo de zero (a_1/a_3), para o curto prazo e nem próximo de um (a_2) para o longo prazo.

Na aplicação do teste de ADF nas séries em nível, verificou-se a presença da raiz unitária, então, procedeu novo teste ADF com uma diferença nas séries e constatou-se que as mesmas tornavam-se estacionárias, logo, integradas de ordem um $[(I(1))]$. Em seguida,

aplicou-se o teste de Johansen para verificar a integração entre as séries. O resultado revela que os coeficientes dos mercados primários de Goiás, Minas Gerais e Mato Grosso do Sul, podem ser incorporados no mercado secundário da Bahia, no longo prazo, pois seus parâmetros foram diferentes de zero estatisticamente. Com relação ao MCE, o mesmo foi significativo a 5% de probabilidade de erro, indicando que o desequilíbrio entre as variáveis tendem a desaparecer no longo prazo e, finalmente, no que diz respeito a causalidade de Granger, foi confirmada a causalidade unidirecional rumando dos cinco mercados (GO, MG, MTS, PR e SP) para o mercado o mercado secundário da Bahia (BA), logo, os preços dos primeiros podem ser incorporados no segundo e ainda, a causalidade unidirecional rumando de Minas Gerais para Goiás.

7. Referências Bibliográficas

- ANCHITE, C. F.; ISSLER, J. V. **Racionalidade e previsibilidade no mercado brasileiro de ações: uma aplicação de modelos de valor presente**. Est. Econ. São Paulo, v.32 – no. 2 – 2002. p:159-201
- CARNEIRO, F. G. **A metodologia dos testes de causalidade em economia**. Mimeografado, s/data. 13 p.
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA. – CEPEA/ESALQ/USP. **Indicadores pecuários**. Ano 1. No. 01 julho de 2002.
- DANIEL, A. C. M. **Previsão turística em Portugal: cointegração, modelos ECM e modelos Univariados**. < http://www.ipv.pt/millennium/20_spec3.htm. Acesso: 29 out 2004
- ENGLE, R. F.; GRANGER C. W. J. **Co-integration and error correction representation, estimation, and testing**. Econometrica, v.55. No. 2 (March, 1987), 251 – 276.
- FREITAS, S. M. de.; MARGARIDO, M. A.; BARBOSA, M. Z.; FRANCA, T. J. F. Análise de dinâmica de transmissão de preços no mercado internacional de farelo de soja, 1990-99. **Agric. São Paulo**, SP, 48(1): 1-20, 2001.
- GRANGER, C. W. J. **Introducing non-linearity into cointegration**. R. de econometria. Rio de Janeiro. v. 16I, n.2 pp: 25-35. Novembro 1996.
- FNP Consultoria & Agroinformativos. **ANUALPEC 2004**.
- GOMES, S. C.; SANTANA. A. C. **Integração de mercado e causalidade de preço e produção da pecuária de corte**. Movendo idéias, Belém. V. 7, n.11, p. 124-134, jun. 2002
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.
- HOFFMANN, R. **Estatística para economistas**. São paulo: Pioneira, 1998. 430 p
- JACINTO, P. A.; RIBEIRO, E. P. **Co-integração, efeitos crowding-in e crowding-out entre investimento público e privado no Brasil: 1973-1989**. Teor. Evid. Econ. Passo Fundo, v.6, n.11, p.145-158, nov. 1998
- JOHNSTON, J. **Métodos econométricos**. São Paulo: Atlas, 1977. 318 p.
- JOHNSNSTON, J.; DINARDO, J. **Econometric methods**. São Paulo: McGraw-Hill, 1996. 531 p.
- LOVADINE, D.; BACCHI, M. R. P. Causalidade e transmissão de preços entre mercado interno e internacional para produtos do complexo soja. In **ANAIS** do Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural. 2005
- MARGARIDO, M. A. **Teste de cointegração de Johansen utilizando o SAS**. Agric. São Paulo, São Paulo, v.51, n.1, p. 87-101, jan/jun.2004



- MARGARIDO, M. A.; BARROS, G. S. de C. **Transmissão de preços agrícolas internacionais para preços agrícolas domésticos no Brasil**. Agric. São Paulo, SP, 47(2): 53-81, 2000.
- MATOS, O. C. de. **Econometria básica: teoria e aplicações**. São Paulo: Atlas, 2^a ed. 1997. 246 p.
- NISHIJIMA, M. **Fluxos de comércio no Brasil e seus determinantes básicos** – uma análise de cointegração. Dissertação de mestrado em Economia. Campinas, SP, 1998, 104 p.
- OLIVEIRA, C.W. A.; CARNEIRO, F. G. **Flutuações de longo prazo do emprego no Brasil: uma análise alternativa de cointegração**. Rev. Bras. Econ. Vol.55 no. 44. Rio de Janeiro, Sept/Dec. 2001.
- PEREIRA, P. L. V. **Co-integração: uma resenha com aplicações a séries brasileiras**. R. de econometria. Rio de Janeiro. v. VIII, n.2 p: 7-29. Jul./dez. 1988.
- RIBEIRO JÚNIOR, J. I. **Análises estatísticas no SAEG**. Viçosa: UFV, 2001. 301p.:il.
- SANTANA, A. C. Testes de co-integração e causalidade na avicultura brasileira: evidências empíricas. **Movendo idéias**, Belém, v. 4, n. 6, p.25-31, dez. 1999.
- SANTANA, A. C.; AMIN, M. M. **Cadeias produtivas e oportunidades de negócios na Amazônia**. Belém: UNAMA/UFRA, 2001.
- SANTANA, A. C. **Métodos quantitativos em economia: elementos e aplicações**. Belém: UFRA, 2003. 484 p.: il.
- SOUZA, N. J.; STÜLP, V. J. Relações de trocas e causalidade de Granger entre preços pagos e recebidos pela agricultura brasileira, 1986/2004. **Rev. Econ. Sociol. Rural**. Brasília, v.43 – No. 2 – Abril/Junho 2005. p: 267-285.
- TIMMER, C. P. **The corn economy of Indonésia**. New York: Cornell University Press, 1987.
- ENGLE, R. F.; GRANGER C. W. J. Co-integration and error correction representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v.55. no. 2 (March, 1987), 251 - 276