

# CAUSALIDADE E ELASTICIDADE NA TRANSMISSÃO DE PREÇO DO BOI GORDO ENTRE REGIÕES DO BRASIL E A BOLSA DE MERCADORIAS & FUTUROS (BM&F)

## Causality and elasticity in the price transmission of beef between places in Brazil and Brazilian Mercantile & Futures Exchange (BM&F)

Luiz Eduardo Gaio<sup>1</sup>, Luiz Gonzaga de Castro Júnior<sup>2</sup>, André Ribeiro de Oliveira<sup>3</sup>

### RESUMO

Este estudo analisa a elasticidade de transmissão e a causalidade de preço do boi gordo, entre a BM&F e importantes localidades do Brasil, buscando informações referentes à intensidade de transmissão do preço e detectar as relações existentes entre o preço do boi gordo nessas localidades e na BM&F. Foram realizados estudos em diversas regiões do país, utilizando-se dados de preços diários no período entre 2000 e 2004. As praças estudadas foram Araçatuba, SP, Barretos, SP, Bauru, SP, Presidente Prudente, SP, Noroeste do Paraná, PR, Três Lagoas, MS, Campo Grande, MS, Triângulo Mineiro, MG, Dourados, GO, Goiânia, GO e Cuiabá, MT. Os resultados do teste de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado (ADF) mostram que todas as séries de preços são integradas de ordem 1, I(1). Os resultados do teste de co-integração de Johansen sugerem que todas as séries são co-integradas. Conclui-se, pois, que os mercados de boi gordo são integrados espacialmente, ou seja, um choque de oferta ou de demanda na BM&F afeta os preços de boi gordo nos demais mercados. Outra constatação, decorrente da estimação de um modelo de correção de erros e da aplicação do Teste de Causalidade de Granger, é que a BM&F causa, no sentido de Granger, os preços das demais regiões. A partir da análise de elasticidade de transmissão de preço, constata-se que sua elasticidade mantém-se em torno de 1, tornando-se tanto elástica em algumas praças, quanto inelástica em outras. Assim, os resultados da pesquisa sugerem que o mercado brasileiro de boi gordo é eficiente, uma vez que as informações têm fluído rapidamente entre os agentes desse mercado, permitindo que os mecanismos de arbitragem e a lei do preço único funcionem a contento.

**Palavras-chave:** mercado de boi gordo, causalidade, elasticidade de transmissão de preços.

### ABSTRACT

This study analyzes the transmission elasticity and the price causality of beef, between BM&F and important places in Brazil, seeking data referring to the intensity of price transmission and detecting the existent relations between beef price in these places and in BM&F. Studies in several regions were realized, using daily price data in a period comprehended between 2000 and 2004. The studied cities were Araçatuba (SP), Barretos (SP), Bauru (SP), Presidente Prudente (SP), Noroeste do Paraná (PR), Três Lagoas (MS), Campo Grande (MS), Triângulo Mineiro (MG), Dourados (GO), Goiânia (GO) and Cuiabá (MT). The results of the Dickey-Fuller Augmented (DFA) unit root test show that all price series are integrated of first order, I(1). The results of the Johansen co-integration test suggest that all series are co-integrated. It can be concluded thus, that the beef markets are spatially integrated, which means that supply and demand shocks in BM&F affect the beef prices in the other markets. Another outcome of this research, resulting from the estimation of an error correction model and the application of the Granger causality test, is that the BM&F Granger-causes the prices in the other regions. Now with the price transmission elasticity verify that its elasticity maintains around 1, turning in some place as elastic as inelastic. Therefore, the results of this research suggest that the Brazilian beef market is efficient, since information has flowed rapidly among the market agents, allowing arbitrage and the Law of One Price to work properly.

**Key words:** beef market, causality, price transmission elasticity.

## 1 INTRODUÇÃO

A pecuária de corte vem passando por grandes transformações nos últimos anos. Vive-se um período promissor para o mercado de boi gordo, visto que, no ano de 2004, o Brasil consolidou a posição de maior exportador de carne bovina do mundo (em volume), superando a

Austrália e os Estados Unidos. Cresceram, principalmente, as exportações de carne bovina *in natura*, que é um produto mais nobre e, portanto, mais caro. A quantidade de compradores aumentou; já são 143 os mercados atendidos. Em 2003, eram 106. Isso, graças aos investimentos do governo federal e dos governos estaduais em infraestrutura econômica, social e ambiental, estabelecendo

<sup>1</sup>Graduando em Administração pela Universidade Federal de Lavras/UFLA e pesquisador do Centro de Inteligência em Mercados – [lugaio@yahoo.com.br](mailto:lugaio@yahoo.com.br)

<sup>2</sup>Doutor em Economia, Professor Adjunto do Departamento de Administração e Economia da Universidade Federal de Lavras/UFLA – [lgcastro@ufla.br](mailto:lgcastro@ufla.br)

<sup>3</sup>Graduando em Administração pela Universidade Federal de Lavras/UFLA e pesquisador do Centro de Inteligência em Mercados – [andre180282@gmail.com](mailto:andre180282@gmail.com)

\*Os autores agradecem a colaboração de Wanderci Alves Bitencourt – Mestranda em Administração pela Universidade Federal de Lavras/UFLA.

Recebido em 30/08/05 e aprovado em 16/01/06

metas que conduzem à integração regional e nacional, revelando a preocupação em promover a integração entre os mercados, dentro da idéia de formação de aglomerados econômicos, visando criar e manter um padrão internacional de competitividade em produtos estratégicos.

Este movimento em busca da organização e integração dos mercados vem despertando, cada vez mais, o interesse pelo setor agropecuário, entendido como setor-chave, devido à sua capacidade de gerar renda, emprego, segurança alimentar e divisas, a curto e médio prazo.

Segundo Fontes et al. (2002), devido às mudanças que o setor rural brasileiro vem enfrentando, a utilização dos mercados derivativos vem ganhando importância e se tornando uma importante ferramenta de auxílio para os agentes econômicos (criadores, exportadores e instituições financeiras), na obtenção de crédito e na precificação das *commodities* agropecuárias.

Para Barros (1987), a análise da relação entre preços em diferentes níveis de mercado (elasticidade de transmissão de preços) é interessante por permitir a determinação da relação entre as demandas nos diferentes níveis de mercado. O valor desta elasticidade de transmissão de preços resulta do comportamento do setor de comercialização.

Instrumentos eficientes e modernos de comercialização em larga escala nas economias desenvolvidas são o mercado futuro e o de opções, que podem ajudar os pecuaristas brasileiros contra futuras baixas dos preços. Segundo Fontes et al. (2004), trata-se de um mercado que evoluiu, paulatinamente, das formas tradicionais de comercialização para uma atividade poderosa, pois movimentou mundialmente bilhões de dólares anuais, empregando centenas de milhares de pessoas e cujo volume de negócios, muitas vezes, é igual ao do mercado de ações daqueles países desenvolvidos.

### 1.1 Formação de Preços

A cotação do boi gordo no mercado nacional, assim como toda *commodity* agropecuária, se altera de acordo com as variações de oferta e demanda mundiais e com as especulações do mercado. Os fatores importantes para essa variação são os níveis dos estoques mundiais, a situação climática, a época do ano e também a concorrência de outros produtos como aves e suínos.

Para que se tenha uma boa explicação sobre o mecanismo de formação de preços agropecuários, deve-se partir do conhecimento estrutural do mercado que está sendo analisado. De acordo com Barros et al. (1997), o mecanismo de formação e determinação de preços e

produção opera sob a dependência de uma superestrutura institucional. Esta superestrutura é dada, principalmente, pelo grau de competitividade do mercado e pelo grau de intervenção governamental no mesmo e condiciona um mecanismo de transmissão de preços do consumidor ao varejo, e vice-versa, por meio do setor de intermediação.

Um dos fatores mais importantes na formação do preço do boi gordo é o nível dos estoques mundiais. Pode-se notar, claramente, que quanto menor os estoques, mais altos são os preços. Outro fator que interfere nas cotações do boi gordo é a própria produção mundial; quanto maior ela for, menores serão os preços. Cada uma dessas variações tem um mecanismo próprio de influenciar o nível de preços.

Com relação às variações sazonais, o principal problema é a variação de preços, tão comum em períodos em que há pressões de oferta ou demanda, ou seja, dada uma situação de desequilíbrio, quando, por exemplo, a oferta supera a demanda, o preço pago ao produtor tende a sofrer reduções, às vezes alcançando níveis insuficientes para cobrir os custos de produção. Este tipo de situação geralmente ocorre devido à descapitalização do pecuarista, que se vê obrigado a vender seu rebanho, ou parte dele, para conseguir o volume de capital de giro que lhe permita o bom andamento dos negócios e também por causa da perecibilidade do produto em questão.

Entre os grandes agentes causadores dessas oscilações de preço, no caso da oferta, estão os efeitos de intempéries (variações climáticas), como longos períodos de estiagem, provocando a diminuição das pastagens, chuvas em excesso, pragas e doenças, dentre outros; já na demanda, tais oscilações são causadas por mudanças na política econômica do Estado, alterações nos níveis de renda dos consumidores e até mesmo a modificação dos hábitos de consumo, entre outras.

### 1.2 Mercado de Boi Gordo no Brasil

A atividade pecuária brasileira vem crescendo gradativamente, exibindo um altíssimo desempenho dos produtores nacionais. Segundo dados da Anualpec (2004), em oito anos, as exportações de carne bovina saltaram do montante de US\$ 436.391 milhões para US\$ 2.457.268 bilhões; em 2004, o crescimento foi da ordem de 62,76% em relação a 2003, chegando a superar países com tradições na pecuária de corte como Estados Unidos e Austrália. Este altíssimo crescimento é proveniente de grandes investimentos, por parte dos produtores, para fornecer produtos com maior qualidade, gerando competitividade em mercados internacionais. Representado por aproximadamente 1 milhão de pecuaristas de gado de corte,

mais de 800 estabelecimentos da indústria de carnes, derivados e serviços de armazenagem, aproximadamente 50 mil pontos varejistas e quase 200 milhões de cabeças de bovinos, o sistema agroindustrial da carne bovina no Brasil abastece a população nacional e parte da população mundial, por meio de exportações, em especial Europa e Estados Unidos.

É importante destacar que a carne bovina tem apresentado resultados positivos na balança comercial brasileira, já que os países europeus vêm importando grandes quantidades deste produto, pois, seus rebanhos sofreram consecutivos problemas, como febre aftosa e doença da vaca louca. Os índices de exportação vêm crescendo devido à intensa mudança estrutural que ocorreu nestes últimos anos. Segundo Santos (1999), a bovinocultura de corte vem deixando de ser uma atividade extrativista, ao permitir o uso intensivo de tecnologia e ao adotar modelos de gerenciamento mais eficazes, visando obter maior eficiência e, assim, garantir seu espaço no quadro competitivo mundial. Dessa forma, a busca por ganhos de produtividade, qualidade, redução de custos e agregação de valores tem sido exaustivamente perseguida. Estes fatores estão sendo essenciais para enfrentar o forte aumento da competitividade dos mercados externo e interno, tanto de produtos substitutos, caso das aves e suínos, como também de produtos de origem externa.

A comercialização de boi gordo em mercados derivativos, por meio de bolsa de mercadorias, apresenta-se como um importante instrumento competitivo no mercado nacional e vem ganhando importância, pois, com a tendência da profissionalização da atividade, a utilização de mecanismos que garantam preços será cada vez mais ampliada. Conforme Teixeira (1992), os mercados futuros são mais eficazes na eliminação do risco da variação de preços dos bens econômicos.

### 1.3 Mercado de Derivativos

São várias as dificuldades em se administrar os riscos de preços, portanto, diferentes alternativas de comercialização são buscadas visando reduzi-las. Assim, surgem diversos instrumentos, tais como a cédula do produtor rural (CPR), o contrato de opção de venda do governo e os mercados de futuros e de opções.

Segundo Fileni (1999), a falta de conhecimento operacional e as incertezas em relação ao comportamento relativo dos preços futuros e à vista contribuem para a pequena participação do mercado futuro na comercialização agrícola. Para Souza (1998), os obstáculos ao desenvolvimento dos mercados futuros se encontram

nas peculiaridades do ambiente empresarial rural brasileiro e suas relações com a agroindústria.

Conforme Castro Júnior (2002), os mercados derivativos são compostos basicamente pelo mercado futuro, pelo mercado de opções e pela cédula do produto rural. Os mercados futuros são aqueles que propiciam a transação de contratos, nos quais compradores e vendedores definem acordos de realização de negócios futuros de produtos específicos a preços preestabelecidos. Já o mercado de opções propicia a aquisição de um direito de comprar ou vender uma quantidade específica de um bem ou ativo, a um preço determinado, para exercê-lo numa data prefixada ou num prazo determinado até a data de vencimento ou expiração. A CPR nada mais é do que um contrato pelo qual o emitente – produtor rural e suas associações, inclusive cooperativas – vende a termo sua produção agropecuária, recebe o valor da venda no ato da formalização do negócio e se compromete a entregar o produto vendido na quantidade, qualidade e em local e data estipulados no título. Segundo Nuevo (1996), o principal motivo da instituição da CPR pelo governo foi o de poder oferecer ao mercado de crédito agrícola mais um instrumento de financiamento da produção, porém, um instrumento simples, eficaz, com baixo custo operacional e com sólidas garantias para as partes envolvidas.

A principal finalidade do mercado derivativo é a fixação de preço da *commodity*, eliminando o risco da variação de preço, pois há uma inter-relação de interferência entre os preços futuros e os preços à vista do mercado físico. Quando o pecuarista busca a comercialização no mercado derivativo, ele procura realizar o *hedge* ou *hedging*, que consiste no ato de defesa contra variações futuras adversas no preço. Os *hedgers* são agentes de mercado que têm interesse na *commodity* negociada. Para a realização do *hedge* é necessário que existam agentes dispostos a correr o risco de variação de preço, pois, nele ocorre a transferência do risco de variação do preço da *commodity* para os especuladores, que são agentes dispostos a assumir tal risco em função de um determinado retorno esperado. Tais agentes, apesar da imagem negativa que se tem deles, são de suma importância para a operacionalização do mercado derivativo, uma vez que são eles os responsáveis pela liquidez no mercado.

Os mercados futuros apresentam alternativas variadas de instrumentos de comercialização de produtos agropecuários. Dependendo do tipo de contrato comercializado, eles atendem a, pelo menos, uma das seguintes funções: proteção contra variação adversa de preço, garantia de mercado e recebimento adiantado de

dinheiro. Esses instrumentos têm alguns custos que devem ser levados em conta na tomada de decisão de comercialização. As diferentes formas de contratos futuros devem ser encaradas como instrumentos adicionais que podem e devem ser levados em consideração no gerenciamento da atividade de comercialização agrícola. São instrumentos úteis para fins específicos (AGUIAR, 1999).

O mercado futuro de boi gordo no Brasil foi iniciado em 1981 e relançado em 1991. A partir daí, vem sofrendo inúmeras reestruturações, principalmente, na relação contratual e nos padrões internos de negociação. O indicador utilizado neste mecanismo é cotado e calculado pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ), especificamente pela Fundação de Estudos Agrários Luiz de Queiroz (FEALQ), por meio do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA).

Em vista disso, vale destacar o desenvolvimento do mercado futuro de boi gordo que vem, a cada ano, atraindo mais agentes interessados no trabalho de *hedge* de preço, ou seja, na garantia contra variações indesejadas no valor do produto, o que eleva cada vez mais a importância deste mercado na comercialização do boi gordo. A BM&F tem registrando um aumento considerável no número de contratos negociados de boi gordo, com perspectivas de um aumento ainda maior, o que traz liquidez para o mercado, gerando, conseqüentemente, maior confiabilidade e segurança para o mesmo.

Segundo pesquisas realizadas por Gaio et al. (2005) sobre a eficiência e a razão ótima de *hedge*, o contrato cambial futuro do boi negociado na BM&F se mostrou um instrumento eficaz para a redução do risco de preço para as localidades pesquisadas, o que representa mais uma ferramenta de auxílio para tomada de decisão na hora da comercialização. Portanto, ele é de extrema importância para que se garanta uma confiabilidade maior na expectativa de preço requerida pelos *hedgers* e, conseqüentemente, traz uma maior procura para a utilização do mercado futuro como alternativa de comercialização, garantindo assim uma maior eficiência e profissionalização tanto no setor comercializador como no setor produtor, fortalecendo os indicativos de que o mercado futuro já é uma realidade para os agentes da cadeia do boi gordo.

Na comercialização agropecuária existem diferentes níveis de mercado, como o do produtor, o do varejista e o dos atacadistas de concentração e dispersão (BARROS, 1987; BRANDT, 1980; MARQUES & AGUIAR, 1993). As variações de preços ocorrem nesta estrutura, afetando um setor de forma mais intensa que o outro. Assim sendo, a causalidade na transmissão de preços diz respeito à origem

das variações e o sentido em que elas ocorrem, podendo ser de um nível de mercado para outro, nos dois sentidos (bidirecional) ou até mesmo não haver causalidade entre mercados. Diversos autores, como Aguiar (1990), Burnquist (1986), Martines Filho (1988) e Silvestrini Júnior (1994), realizaram estudos utilizando a causalidade de transmissão de preço e a sua intensidade.

A partir daí, é importante conhecer qual é a capacidade do mercado futuro de boi gordo de interferir ou sofrer interferência do mercado físico, porque esta influência é que propicia alterações de preços de maneira simétrica ou não nestes mercados. Dessa forma, a combinação da comercialização do boi gordo de maneira correta e embasada em conhecimentos desta transmissão vai possibilitar um aumento da capacidade de decisão dos agentes no momento de buscarem preços mais vantajosos para seus produtos, permitindo um ganho real.

Assim, o presente trabalho tem como objetivo estimar a elasticidade da transmissão de preço e a integração do mercado entre a Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F) e diversas praças comercializadoras no Brasil. Buscou-se, portanto, identificar o comportamento dos preços nas regiões produtoras e na BM&F, verificando como estes se relacionam em longo prazo.

As hipóteses centrais a serem testadas neste estudo é a de que os mercados de boi gordo das principais regiões produtoras são integrados com a BM&F, e que suas elasticidades sejam diferentes de 1, não confirmando, dessa forma, a validade da Lei do Preço Único. Estas hipóteses se baseiam, principalmente, em três fatos:

- a) o caráter exportador desses mercados, em que os agentes econômicos de todos os mercados se mantêm informados sobre as condições das ofertas e demandas locais e internacionais;
- b) o desenvolvimento na área de tecnologia da informação (informática), que têm facilitado e acelerado a difusão de informações sobre preços e condições de mercado;
- c) o crescimento dos mercados futuros e de opções nas bolsas como meio de minimizar os riscos de variações de preços, a fim de garantir a segurança dos produtores.

## 2 METODOLOGIA

### 2.1 Fundamentos Teóricos

A origem da idéia deste trabalho está na Lei de Preço Único (LPU), que diz que, na ausência de custos de transporte, barreiras comerciais e outras restrições, bens idênticos seriam vendidos por preços equivalentes por causa das operações de arbitragem. A falta de duas ou

mais regiões em aderir a LPU pode ser explicada por uma ou mais das seguintes considerações (SEXTON et al., 1991):

- as regiões não estariam ligadas por arbitragem, isto é, elas representariam mercados autárquicos;
- haveria impedimentos para arbitragens eficientes, tais como barreiras comerciais, informação imperfeita ou aversão ao risco;
- haveria competição imperfeita em um ou mais dos mercados.

Dessa forma, a análise da integração forneceria evidência sobre a competitividade dos mercados, efetividade da arbitragem e eficiência do processo de determinação de preço, embora fosse difícil definir com exatidão qual dessas causas se aplicaria a cada situação. (FLAMINOW & BENSON, 1990).

Na forma matemática, a LPU pode ser representada como:

$$p_j - p_i < r_{ij} \quad (01)$$

em que:

$p_i$  → representa o preço do bem na região “i”

$p_j$  → representa o preço do bem na região “j”

$r_{ij}$  → representa o custo de transferência do bem da região “i” para a região “j”.

A condição (1) se manterá com regularidade se houver comércio direto entre as regiões “i” e “j”. Ela é denominada condição de arbitragem espacial e é um conceito de equilíbrio. Os preços correntes podem divergir nessas relações comerciais, mas, as ações dos arbitadores, num mercado que funciona perfeitamente, tendem a mover os preços de tal forma que a diferença entre eles se iguale aos custos de transferência. Quaisquer desvios deste são de natureza transitória (FACKLER & GOODWIN, 2000).

A integração espacial de mercados pode também ocorrer por meio de transmissão indireta de preços, ou seja, não é necessário que duas regiões sejam parceiras diretas de comércio para que exista alto grau de integração entre elas.

Considerando duas regiões, X e Y, separadas espacialmente, e entre as quais não ocorre transferência de produtos, os preços regionais serão determinados pelas respectivas curvas de oferta e demanda, sendo  $P_x$  o preço na região X e  $P_y$  o preço na região Y. Se  $P_x > P_y$ , e desconsiderando os custos de transferência, espera-se que venha a ocorrer a transferência de produtos da região de menor preço para a de maior preço, até que ocorra a igualdade de preços. É o mecanismo conhecido como arbitragem em comércio regional. Contudo, no caso da

transferência de produtos gerar custos de transporte, a condição básica para que ocorra comércio entre as regiões é que esse custo de transferência (CT) seja menor ou igual à diferença dos preços, ou seja,  $P_x - P_y > CT$ . Com a transferência de produto da região de menor preço para a região de preços mais elevados, espera-se uma redução da produção nessa última região.

No caso mais geral, em que se consideram várias regiões de produção e consumo, a análise do comércio pode ser feita pelo chamado modelo de transporte, que tem a finalidade de obter as melhores rotas para o deslocamento dos produtos, de maneira a atender à demanda entre as regiões com o menor custo total de transporte. Num sistema competitivo, essas seriam as rotas escolhidas para a distribuição da produção (ZEN, 1997).

Segundo Fontes et al. (2004), na análise teórica, considera-se que os preços, nas diversas regiões, tendem a se relacionar fortemente devido à arbitragem que deverá ocorrer entre elas. Essa arbitragem sugerirá que as diferenças de preços entre regiões deverão estar bastante próximas das diferenças de custo de transporte envolvido.

É por essa razão, afirma Zen (1997), que as séries de preços para praças e níveis de mercado diferentes devem estar bem próximas entre si. Dessa forma, quando uma praça/região líder iniciar uma alteração de preços, surgirá margem para arbitragem lucrativa e, se o mercado como um todo for suficientemente integrado, as discrepâncias de preços (além do transporte e tributos) deverão desaparecer com relativa rapidez.

## 2.2 Área de Estudo

A área de estudo deste trabalho compreendeu diversas localidades brasileiras distribuídas em vários estados, sendo elas: Araçatuba, SP, Barretos, SP, Bauru, SP, Presidente Prudente, SP, noroeste do Paraná, PR, Três Lagoas, MS, Campo Grande, MS, Triângulo Mineiro, MG, Dourados, GO, Goiânia, GO e Cuiabá, MT. Esses locais foram escolhidos por terem representatividade em termos de produção e comercialização de boi gordo, além de serem centros geradores de informações deste mercado.

## 2.3 Dados Utilizados

Os dados primários, ou seja, os preços da arroba de boi gordo físico negociado nas praças foram coletados em *sites* especializados. Os dados secundários (os preço futuros) correspondem às cotações do primeiro vencimento do contrato futuro cambial de boi gordo e foram obtidos no *site* da BM&F ([www.bmf.com.br](http://www.bmf.com.br)).

O período da amostra está compreendido entre outubro de 2000 e março de 2004, perfazendo um total de 824 observações. O começo em outubro se explica pelo fato de marcar o início da possibilidade de liquidação financeira dos contratos futuros de boi gordo. O término das séries em março de 2004 se justifica pela modificação que o preço futuro de boi gordo sofreu em abril deste mesmo ano. Os preços foram coletados diariamente, convertidos para a moeda corrente e deflacionados pelo IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas (FGV). No caso dos preços no mercado físico, cada praça apresentou uma série própria de dados, com características bastante heterogêneas, pois houve dias de negociação no futuro em que não houve negociação no mercado físico local; portanto, não foi possível a mensuração homogênea para todas as localidades. Quando se apresentava mais de um preço de negociação no mesmo dia, utilizava-se o de maior valor ou aquele que se encaixava nas características de qualidade semelhante ao determinado pelo contrato de boi gordo da BM&F. Os valores utilizados foram os preços faturados, sem os descontos posteriores.

## 2.4 Modelo Analítico

### 2.4.1 Teste de raiz unitária

O teste de raiz unitária tem por principal finalidade verificar se uma série temporal é estacionária em nível ou se torna estacionária nas diferenças. Dos diversos tipos de testes encontrados na literatura, optou-se pela utilização dos testes de Dickey e Fuller (DF) e Dickey e Fuller Aumentado (ADF).

O teste de Dickey e Fuller (DF) envolve a estimação da equação (02) pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e, posteriormente, testa a hipótese (03) de presença de raiz unitária. É interessante ressaltar que a utilização do teste DF será válida quando as séries que são geradas por um processo auto-regressivo forem de ordem um e seus termos aleatórios seguirem um ruído branco. Portanto, caso o processo gerador de série temporal seja um processo auto-regressivo de ordem superior a um [AR(p), em que (p>1)], o teste a ser utilizado corresponde ao Dickey e Fuller aumentado (ADF), que consiste em estimar a equação (07) pelo método MQO e testar a hipótese (08):

Teste Dickey e Fuller (DF)

$$\Delta Y_t = \alpha + (\rho - 1)Y_{t-1} + \gamma T + u_t \quad (02)$$

Em que:

$\alpha$  → termo constante;

$\Delta Y_t$  → série  $Y_t$  na primeira diferença;

$Y_{t-1}$  → série  $Y_t$  defasada em um período;

$u_t$  → ruído branco;

$T$  → tendência determinista.

Teste de hipótese:

$$H_0 : \rho - 1 = 0 \quad (03)$$

$$H_a : \rho - 1 < 0$$

Teste Dickey e Fuller Aumentado (ADF)

$$\Delta Y_t = \alpha + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \omega_i \Delta Y_{t-i} + \gamma T + u_t \quad (04)$$

Em que:

$$\theta = \sum_{i=1}^p \rho_i - 1$$

$$\omega = - \sum_{j=i+1}^p \rho_j$$

Teste de hipótese:

$$H_0 : \theta = 0 \quad (05)$$

$$H_a : \theta < 0$$

### 2.4.2 Teste de co-integração

De acordo com Johansen (1991, 1995), o teste de co-integração objetiva verificar se duas ou mais variáveis são co-integradas, ou seja, se elas são sincronizadas. Se as séries forem co-integradas, significa que as regressões dessas séries não são espúrias, havendo relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. Utiliza-se, para tanto, o teste estatístico ( $Q_r$ ) de Johansen (JOHANSEN, 1991, 1995; JOHANSEN & JUSELIUS, 1990), que verifica a presença de uma raiz unitária nos resíduos da regressão, especificada como pares de variável.

O modelo utilizado no teste de co-integração é o seguinte:

$$\text{Pr}^i_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Pr}^j_t + v_t \quad (06)$$

Em que:

$Pr_t^i$  → preço do boi gordo no período “t” da região “i”;  
 $Pr_t^j$  → preço do boi gordo no período “t” da região “j”;  
 $\beta_0, \beta_1$  → parâmetros;  
 $v_t$  → erro aleatório (ruído branco).

O resultado da estatística ( $Q_r$ ) de Johansen para as equações regredidas pela equação (06) indica, estatisticamente, se as séries são co-integradas ou não. Caso algumas das equações regredidas em (06) não sejam co-integradas, pode-se sugerir a possibilidade de competição entre as regiões integrantes da série dessas equações.

#### 2.4.3 Vetor de correção de erros (VEC)

O vetor de correção de erros (VEC), popularizado por Engle & Granger (1987) visa verificar a direção da transmissão de preços, sendo as séries co-integradas de ordem “k”. O modelo utilizado na Correção de Erros pode ser expresso como:

$$\Delta Pr_t^i = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta Pr_{t-1}^i + \gamma_2 \Delta Pr_{t-1}^j + \gamma_3 v_{t-1} + u_t \quad (07)$$

Em que:

$\Delta Pr_t^i$  → diferença do preço do boi gordo no período “t” da região “i”;  
 $\Delta Pr_{t-1}^i$  → diferença do preço do boi gordo no período “t-1” da região “i”;  
 $\Delta Pr_{t-1}^j$  → diferença do preço do boi gordo no período “t-1” da região “j”;  
 $\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2$  e  $\gamma_3$  → parâmetros;  
 $v_{t-1}$  → erro da regressão co-integrada;  
 $u_t$  → erro aleatório.

Se o coeficiente  $\gamma_3$  da equação (07), relativo ao termo do erro da regressão co-integrada (termo de erro defasado), for diferente de zero, a causalidade ruma do preço da região “j” para o preço da região “i”. Se os coeficientes do termo de erro defasados de um período não são estatisticamente diferentes de zero, a 5% de probabilidade, então não há transmissão de preços do mercado “j” para o mercado “i”, no curto prazo. Assim, tais mercados agem independentes no curto prazo. Caso contrário, há transmissão de preços do mercado “j” para o mercado “i”, no curto prazo.

#### 2.4.4 Teste de causalidade

Com base nos conceitos de Granger (1969) e Sims (1972) desenvolveu um teste de causalidade que consiste

em estimar as equações (08) e (09). A idéia básica do teste é que se x causa y, então, mudanças em x precedem mudanças em y.

Neste contexto, em uma regressão de y, em função de seus valores defasados e de valores defasados de x, os valores de x deverão ser importantes para prever y. Diz-se, então, que y possui uma causalidade no sentido de Granger de x, se x ajuda a prever y, ou seja, se os coeficientes defasados de x são estatisticamente significativos. Entretanto, y deve ser útil na previsão de x.

É importante salientar que o fato de x causar y não quer dizer que y é efeito ou resultado de x. A causalidade de Granger mede a precedência da variável, as informações nelas contidas, não tendo, portanto, o sentido estrito de causalidade. Como a teoria é baseada em termos da importância das informações passadas, aconselha-se utilizar um número maior de defasagens (*lags*). As regressões bivariadas para esse teste são expressas desta forma:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_t y_{t-1} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_t x_{t-1} \quad (08)$$

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_t x_{t-1} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_t y_{t-1} \quad (09)$$

Em que:

$y_t$  → preço do boi gordo na região 1;  
 $x_t$  → preço do boi gordo na região 2;  
 $\alpha$  e  $\beta$  → parâmetros estimados para as equações.

Após estimarem-se as equações (08) e (09) para a realização do teste de causalidade, alguns cuidados devem ser tomados. Os principais deles são: a eliminação da autocorrelação entre os resíduos das regressões e a definição dos números de defasagens (k2) e os valores futuros (k1) da variável explicativa que devem ser usados nas equações.

As hipóteses a serem testadas são as seguintes:

- os coeficientes dos valores futuros da variável independente da equação (08) são zero.
- os coeficientes dos valores futuros da variável independente da equação (09) são zero.

Se as duas hipóteses forem rejeitadas, ter-se-á relação bi-causal e, se ambas não forem rejeitadas, ter-se-á ausência de causalidade. Se a primeira hipótese for rejeitada e a segunda não, a causalidade será de y para x e, caso a primeira não seja rejeitada e a segunda seja, a causalidade será de x para y.

É importante detectar a presença de autocorrelação entre os resíduos por causa dos efeitos que essa pode causar no caso de se utilizarem os estimadores convencionais dos

parâmetros das equações (mínimos quadrados ordinários). A existência de correlação de resíduo faz com que seja violada uma das pressuposições básicas para a utilização de análise de regressão. Quando as perturbações são auto-regressivas, as fórmulas convencionais para efetuar estes testes de significância ou construir intervalos de confiança com relação a coeficientes de regressão levam a resultados incorretos (ZEN, 1997).

O teste de causalidade é feito com base na estatística F, a um nível de significância preestabelecido (de 1%). Para calcular essa estatística, utilizou-se a fórmula abaixo:

$$F = \frac{\frac{(SQR_r - SQR_u)}{(q - p)}}{\frac{SQR_u}{(n - q)}} \quad (10)$$

Em que:

$SQR_r$  → soma dos quadrados dos resíduos da equação com restrição;

$SQR_u$  → soma dos quadrados dos resíduos da equação sem restrição;

$q$  → número de parâmetros estimados na equação sem restrição;

$p$  → número de parâmetros estimados na equação com restrição;

$n$  → número de observações.

#### 2.4.5 Elasticidade de transmissão de preço

Informações a respeito de elasticidade de transmissão de preço possuem extrema importância para a tomada de decisão, tanto para os agentes de mercado como para a iniciativa privada, proporcionando melhores condições e maiores conhecimentos para atuarem no mercado.

De acordo com Barros & Burnquist (1987), a elasticidade de transmissão de preços refere-se à variação relativa no preço a um nível de mercado em relação à variação no preço a outro nível, mantidos em equilíbrio os dois níveis de mercado após o choque inicial em um deles. A elasticidade de transmissão de preços entre dois mercados verticalmente integrados pode ser definida como a mudança percentual de preços de certo bem em um mercado, decorrente da variação de 1% do preço deste bem no outro mercado. Algebricamente, ela pode ser representada da seguinte forma:

$$\eta_{pv} = \frac{\frac{\delta P_v}{P_v}}{\frac{\delta P_p}{P_p}} \quad (11)$$

Em que:

$\eta_{pv}$  = elasticidade de transmissão de preços entre BM&F/ produtor;

$\delta P_v$  = variação no preço ao produtor;

$\delta P_p$  = variação no preço na BM&F;

$P_v$  = preço do bem ao produtor;

$P_p$  = preço do bem na BM&F.

Se  $\eta_{pv}$  for maior que um, significa que as variações percentuais dos preços do produtor serão maiores que as variações percentuais da BM&F. Se  $\eta_{pv}$  for menor que um, as variações percentuais de preços serão menores para o produtor e se  $\eta_{pv}$  for igual a um, as variações percentuais serão iguais nos dois níveis.

A análise da elasticidade de transmissão dos preços envolve, basicamente, as séries temporais diárias da BM&F e os preços diários do produtor, e pode ser expressa por meio da equação (06) do modelo de co-integração a partir de seus coeficientes  $b_{1i}$  que dará o valor da elasticidade de transmissão de preço entre a BM&F e as demais praças.

A fim de se obter boa estimação dos coeficientes, realizam-se testes de diagnósticos e qualidade do ajuste para as equações, como o teste do multiplicador de Lagrange, que testa a possibilidade de autocorrelação serial em primeira ordem, o teste de normalidade, que busca verificar se as séries analisadas se comportam como uma distribuição normal, o teste ARCH-LM e o teste de White, que testam a hipótese nula de homocedasticidade do modelo. Verifica-se também a ocorrência de quebra estrutural na série com o teste Chow e o teste RESET, que examina a possibilidade de erro de especificação da regressão. Realiza-se também o teste de Durbin-Watson para verificar a ocorrência de autocorrelação dos resíduos, que ocorre com frequência em regressões que envolvem variações no tempo. Segundo Aguiar et al. (1996), a demora na transmissão de preço é um sintoma de funcionamento inadequado do mercado, principalmente no que se refere à fluidez de informações.



### 3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

#### 3.1 Teste de Raiz Unitária

O teste de raiz unitária tem por objetivo verificar se as séries temporais em estudo são estacionárias em nível ou se tornam estacionárias nas diferenças. Portanto, dentre os diversos tipos de testes encontrados na literatura, optou-se pela utilização do teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF), o qual foi estimado para as séries diárias com intercepto e sem tendência, tanto em nível quanto em suas diferenças, utilizando-se defasagens de 0 (zero) a 5 (cinco) e selecionadas a partir do menor critério de Akaike<sup>4</sup> (EViews, 1997).

Os resultados das análises dos testes de raiz unitária para as séries de preço logaritmizados em nível são apresentados na Tabela 1. Verificou-se que a hipótese nula de que a série tem raiz unitária não foi rejeitada para todas as praças e para a BM&F, isto mostra que as séries não são estacionárias em nível. Porém, ao se realizar o teste com as séries na primeira diferença, verificou-se que a hipótese nula de que as séries têm raiz unitária, como mostrado na Tabela 2, foi rejeitada. Ou seja, tais séries são estacionárias em primeira diferença, sendo integradas de ordem 1, I(1).

**TABELA 1** – Resultado do teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) para as séries diárias de preços das principais regiões produtoras de boi gordo no Brasil e da Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) – em nível – Período: outubro de 2000 a março de 2004.

| Série               | Defasagem ("lag") | Resultado do teste ADF |
|---------------------|-------------------|------------------------|
| Araçatuba           | 0                 | -0,399497              |
| Barretos            | 1                 | -0,404921              |
| Bauru               | 1                 | -0,333578              |
| Presidente Prudente | 0                 | -0,584802              |
| Noroeste do Paraná  | 0                 | -0,624726              |
| Três Lagoas         | 0                 | -0,506756              |
| Campo Grande        | 0                 | -0,556303              |
| Triângulo Mineiro   | 0                 | -0,640243              |
| Dourados            | 1                 | -0,492357              |
| Goiânia             | 0                 | -0,58658               |
| Cuiabá              | 0                 | -0,794177              |
| BM&F                | 0                 | -0,87035               |

(\*) Significativo a 1%

(\*\*) Significativo a 5%

(\*\*\*) Significativo a 10%

Fonte: Dados da pesquisa

**TABELA 2** – Resultado do teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) para as séries diárias de preços das principais regiões produtoras de boi gordo no Brasil e da Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) – em primeira diferença – Período: outubro de 2000 a março de 2004.

| Série               | Defasagem ("lag") | Resultado do teste ADF |
|---------------------|-------------------|------------------------|
| Araçatuba           | 0                 | -28,15749*             |
| Barretos            | 0                 | -27,03528*             |
| Bauru               | 0                 | -28,26752*             |
| Presidente Prudente | 1                 | -21,12100*             |
| Noroeste do Paraná  | 0                 | -33,75255*             |
| Três Lagoas         | 0                 | -26,63424*             |
| Campo Grande        | 0                 | -30,55681*             |
| Triângulo Mineiro   | 0                 | -33,86475*             |
| Dourados            | 0                 | -30,01804*             |
| Goiânia             | 0                 | -31,69246*             |
| Cuiabá              | 0                 | -36,91263*             |
| BM&F                | 1                 | -18,27874*             |

(\*) Significativo a 1%

(\*\*) Significativo a 5%

(\*\*\*) Significativo a 10%

Fonte: Dados da pesquisa

Uma vez determinada a ordem de integração das séries, o próximo passo é a realização da análise de co-integração com o objetivo de testar a existência de vetores de co-integração e, em caso positivo do teste, estimar estes vetores e as relações de longo prazo existentes.

#### 3.2 Teste de Co-integração

Nesta etapa analisou-se se as séries logaritmizadas são integradas duas a duas. Para tanto, geraram-se cinco sumários com defasagens nos pares de intervalos das variáveis de 1 1 a 1 5. Cada sumário contém informações de critério (critério de Akaike e Schwarz) sobre os cinco modelos possíveis de estimação. Segundo Eviews (1997), o sumário deve ser estimado quando não se tem certeza sobre as tendências determinísticas dos dados. Para a escolha do melhor modelo, para cada par de séries temporais logaritmizadas, adotou-se aquele de menor valor do critério de Akaike, que tivesse pelo menos uma equação de co-integração. Os cinco modelos possíveis de estimação são:

<sup>4</sup>Detalhes sobre o Critério de Informação de Akaike encontram-se em Akaike (1974).

- a) sem tendência determinística nos dados, sem intercepto e sem tendência na equação de co-integração ou teste VAR;
- b) sem tendência determinística nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração e sem intercepto no VAR;
- c) com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração e teste VAR;
- d) com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e com tendência na equação de co-integração e sem tendência no VAR;
- e) com tendência determinística quadrática nos dados, com intercepto e com tendência na equação de co-integração e com tendência linear no VAR.

Analisando-se a Tabela 3, verifica-se que todas as séries são co-integradas a 1% de significância, ou seja, todos os pares de séries temporais possuem uma equação de co-integração, que é a relação de equilíbrio entre esses pares de séries em longo prazo. Foi feito, portanto, o teste de Chow (Tabela 4,) em todos os modelos, para verificar se, na variação de preço em maio de 2004, houve quebra estrutural na série. Não foi possível rejeitar a hipótese de que os coeficientes sejam iguais antes e depois de maio de 2004, mostrando que as séries não apresentam quebras estruturais significativas, ou seja, não há grandes variações dos preços do boi gordo que venham a atrapalhar a qualidade dos modelos propostos.

Em relação à presença de heteroscedasticidade nas séries, conforme visto nos testes ARCH-LM e de White

(Tabela 4), os p-valores observados nas estatísticas ARCH-LM e White indicam que não há a presença de autocorrelação dos resíduos quadráticos das séries. Dessa forma, os testes sugerem a aceitação da hipótese de homoscedasticidade nas séries do boi gordo, no contexto deste trabalho.

Os dados da Tabela 4 mostram, também, que as séries não apresentam autocorrelação serial de primeira ordem, constatada pelo teste do multiplicador de Lagrange, uma vez que suas hipóteses de inexistência de autocorrelação foram aceitas conforme os p-valores analisados. O teste RESET apresenta que os modelos em estudo não exibem erros de especificação, tais como: omissão de variáveis, forma funcional incorreta e correlações entre as variáveis e os erros. É interessante ressaltar que os modelos utilizados apresentaram um bom diagnóstico e qualidade de ajuste expostos nos resultados dos diversos testes.

Pode-se concluir, portanto, que o mercado de boi gordo na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) e nas diversas regiões do país é integrado. Esse fato é importante em razão de os preços se co-movimentarem sincronizadamente, ou seja, sugere-se que estes mercados são eficientes em termos de difusão de informações e operações de arbitragem. As informações disponíveis que afetam os preços no mercado de boi gordo na BM&F e nas regiões analisadas fluem entre os agentes desta cadeia agroindustrial, transmitindo-se aos demais mercados, o que indica que esses mercados funcionam apropriadamente.

**TABELA 3** – Teste de Johansen para séries diárias de preço do boi gordo nas diversas regiões do Brasil e na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) – Período: outubro de 2000 a março de 2004.

| Séries relacionadas        | Modelo | Defasagem nos pares de variáveis | Razão de Verossimilhança | Equação de co-integração normalizada |
|----------------------------|--------|----------------------------------|--------------------------|--------------------------------------|
| Araçatuba x BM&F           | "b"    | 1 1                              | 5950,298*                | PARA = -0,069644 - 0,97766PBM&F      |
| Barretos x BM&F            | "b"    | 1 2                              | 5925,215*                | PBAR = -0,093402 - 0,972493 PBM&F    |
| Bauru x BM&F               | "b"    | 1 2                              | 5903,170*                | PBAU = -0,070496 - 0,977330 PBM&F    |
| Presidente Prudente x BM&F | "b"    | 1 1                              | 5692,792*                | PPRE = -0,028416 - 0,989760 PBM&F    |
| Noroeste do Paraná x BM&F  | "b"    | 1 1                              | 5676,067*                | PNOR = -0,021141 - 0,981928 PBM&F    |
| Três Lagoas x BM&F         | "b"    | 1 1                              | 5791,949*                | PTRE = 0,258737 - 1,049966 PBM&F     |
| Campo Grande x BM&F        | "b"    | 1 1                              | 5720,349*                | PCAM = 0,324861 - 1,061500 PBM&F     |
| Triângulo Mineiro x BM&F   | "b"    | 1 1                              | 5659,086*                | PTRI = 0,008044 - 0,989642 PBM&F     |
| Dourados x BM&F            | "b"    | 1 1                              | 5697,956*                | PDOU = 0,342332 - 1,068404 PBM&F     |
| Goiânia x BM&F             | "b"    | 1 1                              | 5709,243*                | PGOI = 0,002036 - 0,979857 PBM&F     |
| Cuiabá x BM&F              | "b"    | 1 1                              | 5578,331*                | PCUI = 0,227873 - 1,025994 PBM&F     |

(\*) Significativo a 1%, (\*\*) Significativo a 5%, (\*\*\*) Significativo a 10%

Fonte: Dados da pesquisa

**TABELA 4** – Testes de diagnósticos e qualidade do ajuste para as equações de co-integração normalizadas.

|                      | ARA  | BAR  | BAU  | PRE  | NOR  | TER  | CAM  | TRI  | DOU  | GOI  | CUI  |
|----------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| Teste LM             | 0,76 | 0,65 | 0,70 | 0,85 | 0,82 | 0,80 | 0,66 | 0,73 | 0,79 | 0,65 | 0,60 |
| Teste de Normalidade | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Teste ARCH-LM        | 0,34 | 0,25 | 0,30 | 0,35 | 0,31 | 0,32 | 0,33 | 0,37 | 0,34 | 0,36 | 0,29 |
| Teste de White       | 0,45 | 0,44 | 0,42 | 0,52 | 0,45 | 0,46 | 0,53 | 0,47 | 0,40 | 0,39 | 0,48 |
| RESET                | 0,25 | 0,30 | 0,23 | 0,31 | 0,23 | 0,25 | 0,27 | 0,32 | 0,23 | 0,35 | 0,37 |
| Teste Chow           | 0,18 | 0,20 | 0,19 | 0,22 | 0,17 | 0,16 | 0,20 | 0,12 | 0,21 | 0,23 | 0,15 |

Notas: Os valores representam as estatísticas relativas a cada teste, mostradas pelo valor-p de interpretação direta. Teste LM corresponde ao teste do multiplicador de Lagrange para a primeira ordem de autocorrelação residual; sua hipótese nula é a de inexistência de autocorrelação; teste ARCH-LM e o teste de White testam a hipótese nula de homocedasticidade do modelo. Todos estes modelos apresentam estatísticas de teste na forma-F, exceto o teste de normalidade, que está na forma- $X^2$ . Percebe-se que, no teste de normalidade, a hipótese nula é rejeitada e, nos outros, é aceita a 5% de significância.

Fonte: Dados da pesquisa

### 3.3 Estimação e Análise do Vetor de Correção de Erros (VEC)

As análises anteriores indicam quais as regiões produtoras de gado bovino que são integradas com a Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F). Tais passos, porém, não indicam a direção da transmissão de preços. Essa direção é, portanto, obtida pela estimação do vetor de correção de erros (VEC), que tem como objetivo analisar os ajustamentos de curto prazo que ocorrem nas séries co-integradas (que são as relações de equilíbrio em longo prazo). A estimação foi efetuada com as mesmas especificações do modelo e defasagens nos pares de variáveis da Tabela 3.

Analisando-se os resultados da Tabela 5, verifica-se que o parâmetro  $\gamma_3$  é estatisticamente diferente de zero, a 5% de significância, em todas as praças confrontadas com a BM&F, o que indica a transmissão de preço da BM&F com todas as localidades analisadas. Porém, apenas nas regiões de Três Lagoas e Dourados há o índice de ocorrência da transmissão de preço para a BM&F.

### 3.4 Teste de Causalidade de Granger

Com o objetivo de confirmar a direção das transmissões de preços conforme análise do parâmetro  $\gamma_3$  da equação (07) mostrado na tabela 4, aplicou-se o teste de causalidade de Granger, com 1 defasagem, como pode ser visto na Tabela 6.

A partir dos dados apresentados pela Tabela 6, é interessante notar que, em todos os casos, os coeficientes estimados sobre a Bolsa de Mercadorias e Futuros

(BM&F) defasados, conforme a equação (07), são estatisticamente diferentes de zero (visualizados no valor-p). Isso constata a presença de causalidade de Granger unidirecional no sentido da Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) para as praças analisadas, ou seja, os preços de mercado das regiões analisadas são consequência dos preços cotados na BM&F, portanto, a BM&F é Granger causa dos demais mercados. Pode-se dizer, então, que a BM&F é um pólo que transmite os choques (alterações) de preços aos demais mercados. Aparentemente, isto não tem sentido econômico, já que se esperava que as praças de Presidente Prudente, Araçatuba e Bauru fosse Granger causa da BM&F, ou seja, se antecipasse nas variações de preços em relação à BM&F, uma vez que o indicador  $Esalq/BM\&F$  é formado a partir da coleta em quatro regiões do estado de São Paulo: Presidente Prudente, Araçatuba, Bauru/Marília e São José do Rio Preto.

Comparando-se os resultados do teste de causalidade de Granger (com uma defasagem) com os resultados obtidos no VEC, constata-se que a causalidade de Granger não confirmou dois dos resultados: a existência de transmissão de preço das regiões de Três Lagoas e Dourados para a BM&F. A análise de VEC indica haver a transmissão de preços das regiões de Três Lagoas e Dourados para a BM&F, ao passo que o teste de causalidade de Granger não se mostrou significativo para estas regiões, indicando haver apenas uma causalidade de Granger unidirecional da BM&F para as regiões de Três Lagoas e Dourados e não bilateral.

**TABELA 5** – Análise do vetor de correção de erro (VEC) para séries diárias de preço do boi gordo nas diversas regiões do Brasil e na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) – Período: outubro de 2000 a março de 2004.

| Relações                   | Valor estimado de $\gamma_3$ | $t_{\text{calculado}}$ |
|----------------------------|------------------------------|------------------------|
| BM&F x Araçatuba           | -0,008037                    | -0,57445               |
| Araçatuba x BM&F           | 0,082230                     | 9,09343 *              |
| BM&F x Barretos            | -0,018094                    | -1,27679               |
| Barretos x BM&F            | 0,068438                     | 7,20186 *              |
| BM&F x Bauru               | -0,013895                    | -1,00052               |
| Bauru x BM&F               | 0,073735                     | 7,96832 *              |
| BM&F x Presidente Prudente | -0,000667                    | -0,05040               |
| Presidente Prudente x BM&F | 0,097764                     | 8,78367 *              |
| BM&F x Noroeste do Paraná  | -0,008458                    | -0,67066               |
| Noroeste do Paraná x BM&F  | 0,090017                     | 8,48699 *              |
| BM&F x Três Lagoas         | -0,041765                    | -2,57636 *             |
| Três Lagoas x BM&F         | 0,088067                     | 6,98746 *              |
| BM&F x Campo Grande        | -0,027111                    | -1,62363               |
| Campo Grande x BM&F        | 0,119907                     | 8,71864 *              |
| BM&F x Triângulo Mineiro   | 0,000212                     | 0,01500                |
| Triangulo Mineiro x BM&F   | 0,121855                     | 9,98445 *              |
| BM&F x Dourados            | -0,033765                    | -2,03898 *             |
| Dourados x BM&F            | 0,102632                     | 7,33482 *              |
| BM&F x Goiânia             | -0,005126                    | -0,37009               |
| Goiânia x BM&F             | 0,099861                     | 8,78404 *              |
| BM&F x Cuiabá              | -0,009268                    | -0,70047               |
| Cuiabá x BM&F              | 0,106770                     | 8,39699 *              |

(\*) Significativo a 5%, segundo o valor crítico  $|t_{\text{crítico}}| = |1,960|$  (acima de 120 observações)

Fonte: Dados da Pesquisa

Tal discordância pode existir em função destas regiões terem representatividade e alta concentração de gado e pastagens, com inúmeros conjuntos agropecuários, possuindo condições de influenciar na cotação da arroba de boi gordo em favor de seu volume comercializado.

Vale lembrar que a análise do VEC indica a existência de transmissão de preços da BM&F para todas as praças analisadas. Este fato foi confirmado pelo teste de

causalidade de Granger, o que fortifica dizer que o preço do boi gordo cotado na BM&F está causando, no sentido de Granger, o preço cotado nas praças estudadas, demonstrando a importância do segmento de mercado futuro para a precificação do boi gordo nestas localidades, como um fator de constantes interpretações para possíveis negociações do produto e também para a realização de *hedge* de preço.

**TABELA 6** – Teste de causalidade de Granger com 1 defasagem para séries diárias de preço do boi gordo nas diversas regiões do Brasil e na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) – Período: outubro de 2000 a março de 2004.

| <b>Relações</b>            | <b>Estatística-F</b> | <b>Valor-p</b> |
|----------------------------|----------------------|----------------|
| BM&F → Araçatuba           | 102,369              | 0,00000        |
| Araçatuba → BM&F           | 0,51856              | 0,47166        |
| BM&F → Barretos            | 94,3158              | 0,00000        |
| Barretos → BM&F            | 0,07395              | 0,78574        |
| BM&F → Bauru               | 105,581              | 0,00000        |
| Bauru → BM&F               | 0,83142              | 0,36213        |
| BM&F → Presidente Prudente | 93,1857              | 0,00000        |
| Presidente Prudente → BM&F | 0,37161              | 0,54229        |
| BM&F → Noroeste do Paraná  | 90,1021              | 0,00000        |
| Noroeste do Paraná → BM&F  | 0,00079              | 0,97755        |
| BM&F → Três Lagoas         | 66,5967              | 0,00000        |
| Três Lagoas → BM&F         | 3,72126              | 0,05407        |
| BM&F → Campo Grande        | 95,5290              | 0,00000        |
| Campo Grande → BM&F        | 0,77998              | 0,37741        |
| BM&F → Triângulo Mineiro   | 112,774              | 0,00000        |
| Triangulo Mineiro → BM&F   | 0,53510              | 0,46468        |
| BM&F → Dourados            | 85,7992              | 0,00000        |
| Dourados → BM&F            | 1,92538              | 0,16564        |
| BM&F → Goiânia             | 92,0594              | 0,00000        |
| Goiânia → BM&F             | 0,08287              | 0,77351        |
| BM&F → Cuiabá              | 75,9195              | 0,00000        |
| Cuiabá → BM&F              | 0,07163              | 0,78904        |

Fonte: Dados da Pesquisa

### 3.5 Intensidade de Transmissão de Preços

Esta análise mede o impacto da variação do preço em dois níveis de mercado, o que permite rejeitar hipóteses, muitas vezes levantadas, de que o setor de comercialização gera e amplia continuamente choques de preços, devendo ter seus preços controlados para a estabilização do processo inflacionário.

Portanto, o método aplicado constituiu-se na

modelagem de um vetor de correção de erro (VEC), utilizando-se os procedimentos de estimação e testes desenvolvidos por Johansen (1988, 1991) e Johansen & Juselius (1990). Deve-se ressaltar que, no caso de modelagem de séries temporais não estacionárias, que é o caso específico deste estudo conforme exposto na análise de raiz unitária, este método é que fornece o tratamento estatístico e econométrico mais indicado.

Os resultados da análise de intensidade da transmissão de preço entre a BM&F e os produtores foram gerados a partir da função de co-integração mostrada na Tabela 3, em que os preços na BM&F são a variável independente e os preços recebidos pelos pecuaristas das diversas praças a variável dependente. De maneira geral, todas as localidades estudadas apresentam bons coeficientes de regressão ( $\beta_1$ ), destacando-se Três lagoas, Campo Grande, Dourados e Cuiabá, que possuem os maiores coeficientes. Isso pode ser explicado pela localização destas cidades em regiões tradicionais na pecuária de corte, o que traz maiores interligações e conhecimento das informações relacionadas com o boi gordo, porém, não se pode afirmar que os preços da arroba de boi gordo nessas localidades são maiores do que nas demais e nem entre elas. Apenas se afirma que eles variam seguindo mais intensamente as variações da cotação da BM&F.

A praça de Barretos foi a que apresentou o menor coeficiente (0,9725), ou seja, para uma variação de 1% na arroba de boi gordo na BM&F, o preço desta localidade irá variar em 0,9725%. Tal valor também pode ser explicado pela localização do município e pela grande imperfeição nesse mercado, no qual os grandes produtores são privilegiados e os pequenos prejudicados, além de terem baixo poder de negociação, sem falar dos oligopsônios, que são muito comuns na primeira venda de produtos, ao sair da unidade de produção, e dos cartéis.

Outro ponto interessante ocorreu nas regiões de Três lagoas, Campo Grande, Dourados e Cuiabá, que apresentaram coeficientes maiores do que 1, indicando que uma variação de 1% na arroba do boi gordo na BM&F impactará os preços de forma mais que proporcional nestas localidades, variando em torno de 1,05%, 1,06%, 1,07% e 1,02%, respectivamente. A elevação dos preços na BM&F resulta em uma alta de preços mais que proporcional nas regiões citadas.

#### 4 CONCLUSÃO

A análise empírica conduzida neste trabalho não permite rejeitar a hipótese de que os mercados de boi gordo na Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F) e nas diversas praças, no período compreendido entre outubro de 2000 e março de 2004, são integrados.

Quanto às relações de causalidade entre a BM&F e as praças estudadas, o trabalho apontou para uma relação unidirecional, ou seja, a BM&F tem forte influência na formação do preço nos demais mercados. Constata-se, portanto, que a Bolsa é seguramente primordial para a

formação do preço do boi gordo no mercado físico. Os comerciantes e os produtores precisam atentar para essa importância e passar a acompanhar mais de perto esse mercado, no que se refere às cotações de preço e informações de mercado.

Esse resultado é importante, uma vez que sugere que o mercado brasileiro de boi gordo está funcionando adequadamente. Por ser bastante competitivo, ele tem apresentado rápida difusão de informações entre os agentes desta cadeia agroindustrial, permitindo que os mecanismos de arbitragem e a LPU funcionem a contento. Dadas as características dos agentes econômicos que operam, a hipótese de integração dos mercados já havia sido levantada. O que poderia impedir a integração seria algum tipo de intervenção econômica que dificultasse a exportação do produto nacional ou que dificultasse o comércio inter-regional.

Os resultados da transmissão de preços do boi gordo, em seu conjunto, apontaram para uma forte transmissão entre a BM&F e as praças estudadas, em que a intensidade está bem próxima de um, mostrando que, quanto mais organizadas as localidades e sua posição regionalizada, maior é a intensidade de transmissão de preço.

A obtenção de elevadas transmissões de preços entre a BM&F e as regiões estudadas credencia os mercados de derivativos como uma forma importante e segura de comercialização. Isto significa dizer que os agentes da cadeia podem ter no mercado futuro de boi gordo um instrumento eficaz para a administração do risco de preços de suas operações comerciais.

#### 5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGUIAR, D. R. D. **Formação de preços na indústria brasileira da soja 1982/1989**. 1990. 140 f. Dissertação (Mestrado em Economia Agrária) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba, 1990.

AGUIAR, D. R. D. Mercados futuros como instrumentos de comercialização agrícola no Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 37., 1999, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: [s.n.], 1999. p. 46-57.

AGUIAR, D. R. D.; BARROS, G. S. A. C.; BURNQUIST, H. L.; FERREIRA, L. R. Análise da eficiência e competitividade no sistema de comercialização de feijão. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 31., 1993, Ilhéus. **Anais...** Ilhéus: [s.n.], 1996. p. 54-67.

- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transaction on Automatic Control**, [S.l.], AC-19, p. 716-723, 1974.
- ANUALPEC. **Anuário da pecuária brasileira**. São Paulo: FNP Consultoria & Comércio, 2004.
- BARROS, G. S. A. C.; BURNQUIST, H. L. Causalidade e transmissão de preços agrícolas entre níveis de atacado e varejo. In: ENCONTRO LATINO AMERICANO DA ECONOMETRIC SOCIETY, 7., 1987, São Paulo. **Anais...** São Paulo: [s.n.], 1987. p. 175-190.
- BARROS, G. S. de C. **Economia da comercialização**. Piracicaba: FEALQ, 1987. 306 p.
- BARROS, G. S. de C.; MARQUES, P. V.; BACCHI, M. R. P.; CAFFAGNI, L. C. **Elaboração de indicadores de preços de soja: um estudo preliminar**. Piracicaba: FEALQ/ESALQ, 1997. 150 p.
- BRANDT, S. A. **Comercialização agrícola**. Piracicaba: Livrocere, 1980. 195 p.
- BURNQUIST, H. L. **A questão da causalidade entre preços a diferentes níveis de mercado agrícola**. 1986. 83 f. Dissertação (Mestrado em Economia Agrária) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba, 1986.
- CASTRO JÚNIOR, L. G. **Mercado de derivativos agropecuários: futuros, opções e CPR**. Lavras: UFLA, 2002. 163 p. Apostila.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Oxford, v. 55, p. 251-276, 1987.
- EViews, **User's guide**. Versão 3.0. Irvine: QMS, 1997. 656 p.
- FILENI, D. H. **O risco de base, a efetividade do hedging e um modelo para a estimativa da base: uma contribuição ao agronegócio do café em Minas Gerais**. 1999. 137 p. Dissertação (Mestrado em Administração Rural) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 1999.
- FLACKLER, P. L.; GOODWIN, B. K. Spatial price analysis: forthcoming. **Handbook of Agricultural Economics**, [S.l.], p. 1-59, Aug. 2000.
- FLAMINOW, M. D.; BENSON, B. I. Integration of spatial markets. **American Journal of Agricultural Economics**, [S.l.], v. 72, n. 1, p. 49-62, 1990.
- FONTES, R. E.; CASTRO JÚNIOR, L. G.; MOL, A. L. R.; AZEVEDO, A. F. de. Descobrimto de base e risco de base da cafeicultura em diversas localidades de Minas Gerais e São Paulo. In: CONGRESSO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 60., 2002, Passo Fundo. **Anais...** Passo Fundo: [s.n.], 2002. CD-ROM.
- FONTES, R. E.; CASTRO JÚNIOR, L. G.; MOL, A. L. R.; AZEVEDO, A. F. de; NORONHA, R.; LETTIERI, M. Elasticidade e causalidade na transmissão de preço de milho entre regiões do Brasil e a Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F). In: CONGRESSO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO, 28., 2004, Curitiba. **Anais...** Curitiba: [s.n.], 2004. CD-ROM.
- GAIO, L. E.; BITENCOURT, W. A.; OLIVEIRA, A. R. de; PESSANHA, G. R. G. Efetividade e razão ótima de hedge no mercado de boi gordo em diversas localidades do Brasil. In: CONGRESSO DOS PÓS GRADUANDOS DA UNIVERSIDADE FEDERAL DE LAVRAS, 14., 2005, Lavras. **Anais...** Lavras: [s.n.], 2005. CD-ROM.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, Oxford, v. 37, n. 3, p. 424-438, July 1969.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, [S.l.], v. 12, p. 231-254, 1988.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, [S.l.], v. 59, n. 6, p. 1551-1580, 1991.
- JOHANSEN, S. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models**. Oxford: University of Oxford, 1995.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximun likelihood estimation and inference on cointegration, with application to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, [S.l.], v. 52, p. 169-210, 1990.

- MARQUES, P. V.; AGUIAR, D. R. D. de. **Comercialização de produtos agrícolas**. São Paulo: EDUSP, 1993. 295 p.
- MARTINES FILHO, J. G. **Margens de comercialização e causalidade de preços agrícolas**. 1988. 146 f. Dissertação (Mestrado em Economia Agrária) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba, 1988.
- NUEVO, P. A. S. **A cédula do produto rural (CPR) como alternativa para financiamento da produção agropecuária**. 1996. 106 f. Dissertação (Mestrado em Economia Agrária) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba, 1996.
- SANTOS, J. B. U. Bovinocultura de corte na região Centro-Oeste. In: SIMPÓSIO GOIANO SOBRE PRODUÇÃO DE BOVINOS DE CORTE, 1999, Goiânia, GO. **Anais...** Goiânia: CBNA, 1999. p. 1-8.
- SEXTON, R. J.; KLING, C. L.; CARMAN, H. F. Market integration, efficiency of arbitrage, and imperfect competition: methodology and application to U.S. celery. **American Journal of Agricultural Economics**, [S.l.], v. 73, n. 3, p. 569-580, 1991.
- SIMS, C. A. Money, income and causality. **American Economic Review**, Illinois, v. 62, n. 4, p. 540-552, Sept. 1972.
- SILVESTRINI JÚNIOR, A. **Análise econométrica e causalidade na transmissão de preços do mercado cafeeiro**. 1994. 78 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1994.
- SOUZA, W. A. **Determinantes da viabilidade de mercados futuros agropecuários no âmbito do Mercosul**. 1998. 136 f. Dissertação (Mestrado em Economia Agrária) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba, 1998.
- TEIXEIRA, M. A. **Mercados futuros: fundamentos e características operacionais**. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 1992. 53 p.
- ZEN, S. de. **Integração entre os mercados de boi gordo e de carne bovina nas regiões centro-oeste e sudeste do Brasil**. 1997. 81 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba, 1997.