

Nestor Paulo Palacios Torres

**INTEGRAÇÃO ESPACIAL E EFICIÊNCIA NO MERCADO DE BOI GORDO**

*Dissertação apresentada ao  
Programa de Pós-Graduação em  
Economia da Universidade Federal  
de Santa Catarina, como requisito  
para obtenção do título de Mestre  
em Economia e Finanças.*

**Florianópolis – SC  
2005.**

## **AGRADECIMENTOS**

A minha mãe, cuja dedicação e zelo por minha pessoa possibilitaram a conclusão deste estudo.

Ao meu irmão, cujo incentivo possibilitou a realização deste estudo.

Ao meu pai, mesmo não estando mais entre nós, por servir de base moral para minha pessoa.

Ao Prof. Dr. Celso Weydman, pela paciência e orientação segura durante a elaboração deste estudo.

Ao IEA (Instituto de Economia Agrícola), na pessoa do Prof. Mario Antonio Margarido, pelos conselhos e esclarecimento das dúvidas referentes à parte econométrica do estudo.

A Fabiana S. Perobelli, cujo auxílio foi imprescindível para a equalização e atualização dos diferentes dados presentes neste estudo.

A BM&F pelo excelente banco de dados que disponibiliza via internet.

Aos colegas de curso, Fernando, Marlene e Eloir pela ajuda e companheirismo durante todo o mestrado.

Ao CEPEA (Centro de Estudos Avançados em Economia) da ESALQ/USP, nas pessoas de Ana Paula e Paola, as quais sempre me atenderam com extrema presteza e gentileza as minhas solicitações de dados utilizados neste estudo.

## SUMÁRIO

<b>LISTA DE TABELAS</b> .....	v
<b>LISTA DE FIGURAS</b> .....	vii
<b>RESUMO</b> .....	vii
<b>ABSTRACT</b> .....	ix
<b>1 INTRODUÇÃO</b> .....	01
1.1 O PROBLEMA E SUA IMPORTÂNCIA.....	01
1.2 OBJETIVOS.....	05
1.2.1 GERAL.....	05
1.2.2 ESPECÍFICOS.....	05
1.3 HIPÓTESES.....	06
1.4 ESTRUTURA DO TRABALHO.....	06
<b>2 MERCADOS FÍSICOS E MERCADOS FUTUROS</b> .....	07
2.1 MERCADO FÍSICO.....	07
2.1.2 MERCADOS REGIONAIS DE BOI GORDO.....	11
2.1.3 CADEIA DA CARNE BOVINA NO BRASIL.....	13
2.2 MERCADOS FUTUROS.....	15
2.2.1 NOÇÕES BÁSICAS SOBRE O MERCADO DE FUTUROS AGROPECUÁRIOS.....	17
2.2.2 OS CONTRATOS FUTUROS DE BOI GORDO.....	19
<b>3. REVISÃO DE LITERATURA</b> .....	22
3.1 INTEGRAÇÃO.....	22
3.2 MERCADOS EFICIENTES.....	27
3.2.1 EFICIÊNCIA EM MERCADOS FUTUROS.....	28
3.2.2 A IMPORTÂNCIA DA EFICIÊNCIA EM MERCADOS FUTUROS.....	33
<b>4. ESTUDOS EMPÍRICOS</b> .....	35
4.1 ESTUDOS EMPÍRICOS SOBRE INTEGRAÇÃO.....	35
4.2 ESTUDOS EMPÍRICOS SOBRE EFICIÊNCIA.....	40
<b>5 MÉTODOS</b> .....	48
5.1 CONCEITOS BÁSICOS.....	48

5.1.1 ESTACIONARIEDADE.....	48
5.1.2 TESTE DE RAÍZES UNITÁRIAS.....	49
5.1.3 TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN.....	51
5.1.4 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER.....	53
5.1.5 MODELO DE CORREÇÃO DE ERRO (MCE).....	54
5.2 MODELO ANALÍTICO PARA INTEGRAÇÃO DE MERCADOS.....	56
5.2.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA INTEGRAÇÃO.....	56
5.2.2 TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN PARA A INTEGRAÇÃO.....	57
5.2.3 ESTIMAÇÃO E ANÁLISE DO VETOR DE CORREÇÃO DE ERRO (VCE).....	57
5.2.4 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER PARA A INTEGRAÇÃO.....	58
5.3 MODELO ANALÍTICO PARA A INTEGRAÇÃO ENTRE MERCADOS FÍSICOS E FUTUROS DE BOI GORDO.....	59
5.3.1 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER PARA A INTEGRAÇÃO ENTRE MERCADOS FÍSICOS E FUTUROS.....	59
5.4 MODELO ANALÍTICO DE EFICIÊNCIA EM MERCADO DE FUTUROS.....	60
5.4.1 APLICAÇÃO DO MODELO DE CORREÇÃO DE ERRO (MCE).....	61
5.5 DADOS UTILIZADOS.....	62
<b>6. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS DADOS.....</b>	<b>63</b>
6.1 ANÁLISE EMPIRICA DA INTEGRAÇÃO.....	63
6.1.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA A INTEGRAÇÃO ESPACIAL DE MERCADOS.....	63
6.1.2 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER.....	65
6.1.3 TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN.....	68
6.1.4 ESTIMAÇÃO E ANÁLISE DO VCE.....	75
6.2 INTEGRAÇÃO ENTRE OS MERCADOS FÍSICOS E FUTUROS.....	82
6.3 EFICIÊNCIA NO MERCADO DE FUTUROS.....	86
<b>7 CONCLUSÃO.....</b>	<b>95</b>
<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....</b>	<b>100</b>
<b>ANEXO A.....</b>	<b>105</b>
<b>ANEXO B.....</b>	<b>107</b>

## LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – Estatísticas das taxas de crescimento dos preços físicos e futuros da arroba de boi gordo (23/07/1997 a 19/01/2005) .....	10
TABELA 2 - Resultados do teste de Dickey Fuller Aumentado para as médias semanais de preços, em nível, de 23/07/1997 a 19/01/2005.....	63
TABELA 3 - Resultados do teste de Dickey Fuller Aumentado para as médias semanais de preços, em primeira diferença, de 23/07/1997 a 19/01/2005.....	64
TABELA 4 - Resultados do teste de Cointegração de Johansen para as médias semanais de preços de Araçatuba e de demais mercados, de 23/07/1997 a 19/01/2005.....	65
TABELA 5 - Resultados do teste de Cointegração de Johansen para as médias semanais de preços de São José do Rio Preto e de demais mercados, de 23/07/1997 a 19/01/2005.....	66
TABELA 6 - Resultados do teste de Cointegração de Johansen para as médias semanais de preços de Bauru e de demais mercados, de 23/07/1997 a 19/01/2005.....	68
TABELA 7 - Resultados do teste de Cointegração de Johansen para as médias semanais de preços de Presidente Prudente e de demais mercados, de 23/07/1997 a 19/01/2005.....	69
TABELA 8 - Resultados do teste de Cointegração de Johansen para as médias semanais de preços de 23/07/1997 a 19/01/2005.....	70
TABELA 9 - Resultados do teste de Cointegração de Johansen para as médias semanais de preços do IBG, NPR e os mercados de boi gordo no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.....	70
TABELA 10 – Parâmetro $\gamma_3$ do VEC para as séries de preços dos diferentes mercados de boi gordo.....	71
TABELA 11 – Parâmetro $\gamma_3$ do VEC para as séries de preços dos diferentes mercados de boi gordo e dos índices IBG e NPR.....	73
TABELA 12 - Resultado do Teste de Causalidade de Granger, com duas defasagens, para os diferentes mercados de boi gordo.....	75
TABELA 13 - Resultado do Teste de Causalidade de Granger, com duas defasagens, para as séries de preços do boi gordo e dos índices IBG e NPR.....	79
TABELA 14 - Resultado do Teste de Causalidade de Granger, com duas defasagens, para as séries de preços do boi gordo representadas pelo IBG e NPR com o preço futuro.....	82

TABELA 15 - Resultado do Teste de Causalidade de Granger, com duas defasagens, para as séries de preços do boi gordo das praças de Estado de São Paulo com o preço futuro.....	82
TABELA 16 - Resultado do Teste de Causalidade de Granger, com duas defasagens, para as séries de preços do boi gordo das praças fora do Estado de São Paulo com o preço futuro.....	83
TABELA 17 – Teste de raiz unitária para a série de preços futuros.....	86
TABELA 18 - Estimação da equação de longo prazo.....	87
TABELA 19 – Testes de Wald para Restrição de Parâmetros.....	87
TABELA 20 – Estimação do Modelo de Correção de Erro.....	88
TABELA 21 – Teste de Wald sobre os coeficientes estimados do Modelo de Correção de Erro.....	88
TABELA 22 - Estimação da equação de longo prazo.....	89
TABELA 23 – Testes de Wald para Restrição de Parâmetros .....	90
TABELA 24 –Estimação do Modelo de Correção de Erro.....	90
TABELA 25 – Teste de Wald sobre os coeficientes estimados do Modelo de Correção de Erro.....	91
TABELA 26 - Estimação da equação de longo prazo.....	92
TABELA 27 – Testes de Wald para Restrição de Parâmetros.....	92
TABELA 28 –Estimação do Modelo de Correção de Erro.....	93
TABELA 29 – Teste de Wald sobre os coeficientes estimados do Modelo de Correção de Erro.....	93

## LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 –Produção Brasileira de Carne Bovina e Vitela em 1.000 Toneladas Métricas (Peso de Carcaça Equivalente) de 2000 a 2005.....	01
FIGURA 2 –Principais países em nº de abates mundiais (mil cabeças) de 1991 a 2004.....	07
FIGURA 3 - Exportações X Produção Brasileira de Carne Bovina e Vitela em 1.000 Toneladas Métricas (Peso de Carcaça Equivalente).....	08
FIGURA 4 – Comparativo entre Produção Brasileira x Produção Mundial em 1.000 Toneladas Métricas (Peso de Carcaça Equivalente).....	09

## **RESUMO**

O presente estudo foi dividido em duas etapas. A primeira avaliou o relacionamento entre os preços dos diferentes mercados regionais de boi gordo entre si e destes com índices de preços que servem de parâmetro para as negociações com gado, o IBG (CDI) e a IBG (NPR) e também com os preços futuros do boi gordo. Os resultados encontrados propõem que a maioria dos mercados regionais de boi gordo opera como um mercado integrado e que os preços à vista influenciam os preços futuros, não ocorrendo o inverso. A segunda etapa do estudo procurou averiguar a eficiência no mercado de futuros utilizando preços à vista oriundos de mercados regionais ou dos índices. Os resultados encontrados apontam que o parâmetro que possibilita a eficiência no mercado de futuros é o IBG (CDI). Isto vem de acordo com a hipótese de que o determinante principal do vencimento do primeiro contrato futuro de boi gordo é o Indicador de Boi Gordo, IBG (CDI), providenciado pelo CEPEA/Esalq/USP. Os resultados do presente estudo possibilitam concluir que é possível um bom desempenho de políticas governamentais para o setor pecuário desde que focadas nos principais mercados regionais de boi gordo, pois choques nos mesmos refletirão em todo o mercado físico, como também no mercado de futuros de boi gordo. Os agentes do mercado de boi gordo, tendo em vista a integração e eficiência deste mercado, tanto quanto aos preços físicos e futuros, têm minimizado os seus riscos e podem planejar com mais acuidade a produção e comercialização de boi gordo.

## **ABSTRACT**

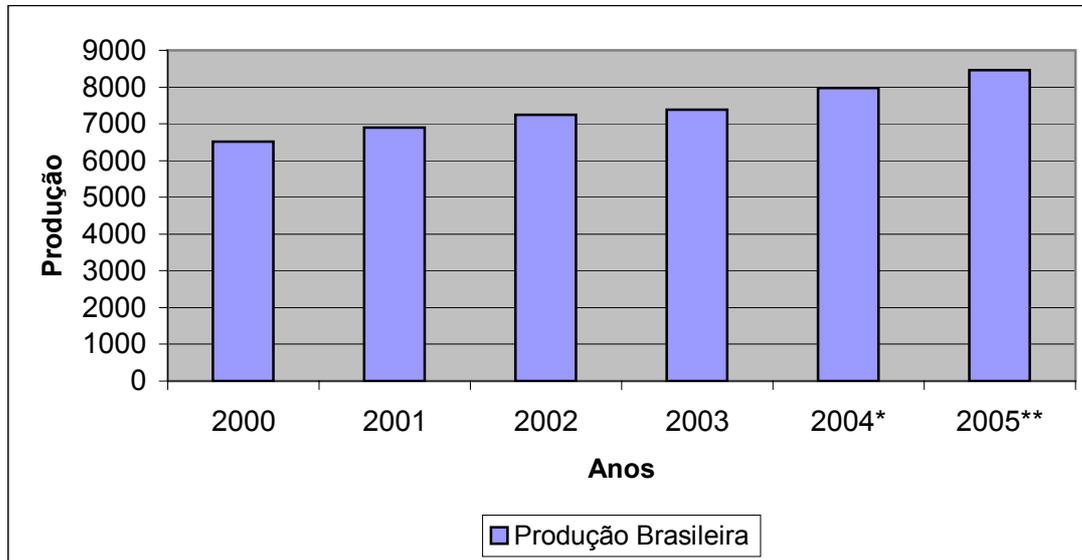
The present study was divided in two stages. The first evaluated the relationship to each other among the prices of the different regional markets of fat ox and of these with price indexes that serve as parameter for the negotiations with cattle, the Indicator of Fat Ox ,IBG (CDI) and IBG (NPR) and also with the future prices of the fat ox. The found results propose that most of the regional markets of fat ox operates as an integrated market and that the cash prices influence the future prices, not happening the inverse. The second stage of the study tried to discover the efficiency in the market of futures using cash prices originating from of regional markets or of the indexes. The found results point that the parameter that makes possible the efficiency in the market of futures is IBG. This comes in agreement with the hypothesis that the determinant principal of the expiration of the first contract future of fat ox is the Indicator of Fat Ox (IBG) of Esalq/USP. The results of the present study make possible to end that is possible a good acting of you politicize government for the cattle section since focus in the principal regional markets of fat ox, because you collide in the same ones they will contemplate at the whole physical market, as well as in the market of futures of fat ox. The agents of the market of fat ox, tends in view the integration and efficiency of this market, so much with relationship to the physical and future prices, they have been minimizing your risks and they can drift with more sharpness the production and commercialization of fat ox.

# 1 INTRODUÇÃO

## 1.1 O PROBLEMA E SUA IMPORTÂNCIA

O Brasil, segundo dados da Confederação Nacional da Agricultura e Pecuária (CNA), é o maior exportador mundial de carne bovina, posição alcançada em 2003 e 2004. De acordo com a CNA, no período de janeiro a outubro de 2004, as exportações de carne bovina cresceram 42% em relação ao mesmo período de 2003. Este bom desempenho da pecuária de corte no Brasil é claramente observado na figura abaixo:

**FIGURA 1 –Produção Brasileira de Carne Bovina e Vitela em 1.000 Toneladas Métricas (Peso de Carcaça Equivalente) de 2000 a 2005**



Fonte: FAO

\*Preliminar \*\*Previsto

Embora haja a tendência de crescimento da pecuária brasileira, o mercado de futuros não só para esta *commodity*, como para as demais *commodities* agropecuárias, permanece muito pequeno quando comparada ao volume total das transações realizadas no mercado de

futuros. É de consenso geral que o potencial do mercado de futuros no Brasil, quanto as *commodities* agropecuárias, não é totalmente explorado. Isto é corroborado pela pequena participação das *commodities* agropecuárias no mercado de futuros. De acordo com dados da Bolsa de Mercadorias e de Futuros (BM&F), na Chicago Board of Trade (CBOT), por exemplo, as *commodities* agropecuárias representam cerca de 30% do total de negócios realizados, já na própria BM&F, esta participação é inferior a 5%.

A pouca participação das *commodities* agropecuárias nos mercados de futuros pode indicar que as mesmas não usufruíam totalmente das funções básicas de um mercado de futuros, ou seja, a sinalização de preços futuros e a transferência de riscos.

A sinalização de preços, em síntese, coloca que o preço futuro deve aglutinar toda informação relevante na formação de seu preço, possibilitando assim uma previsão acertada do preço de um contrato em uma data futura. A transferência de risco possibilitaria que os agentes econômicos se precavessessem contra possíveis oscilações inesperadas nos preços através do mecanismo de *hedging*. As duas funções básicas de um mercado de futuros têm importância relevante no desenvolvimento de uma *commodity* agropecuária qualquer, pois influenciariam significativamente a demanda e oferta de mesma *commodity*.

De Zen (1993, p.9) coloca que *a evolução da pecuária está muito relacionada ao comportamento da oferta e da demanda*. Desta maneira, a atuação de um mercado de futuro desempenharia um fator importante, senão, em alguns casos, preponderante no comportamento da oferta e demanda da *commodity*. No entanto, o bom funcionamento de um mercado de futuros depende também de vários outros aspectos, entre eles, o dinamismo dos mercados físicos, ou mercados regionais, que comercializam as *commodities*. Este dinamismo está intimamente ligado na forma de como estes mercados físicos se inter-relacionam, de como se integram.

De acordo com De Zen (1997, p.76) *o fato dos mercados regionais se mostrarem dinâmicos e bem integrados favorece o desenvolvimento de modernas formas de comercialização, especialmente o mercado de futuro.*

No caso de ocorrência de mercados integrados, os preços nos diferentes mercados físicos, para a mesma *commodity*, são determinados simultaneamente. Goodwin e Schroeder (1991, p.452) afirmam que *os mercados os quais são não integrados podem carregar informações imprecisas de preços, que podem distorcer as decisões de comercialização dos produtores e contribuir para a movimentação ineficiente do produto.*

Ravallion (1986) afirma que a mensuração da integração de mercado possibilitaria uma análise preliminar de como um mercado específico trabalha. Liu e Wang (2003) acrescentam que a análise de integração também permite avaliar não só a natureza da transmissão de preços em diferentes mercados, como também o relacionamento causal entre áreas com excesso ou escassez do produto.

Conforme a teoria até agora vista, não é possível dissociar o bom funcionamento de um mercado de futuro do dinamismo dos mercados locais ou regionais de uma *commodity*. Assim, a busca pela eficiência de um mercado de futuro também recai na análise de como se comportam os diferentes mercados regionais, de uma mesma *commodity*, e estes com o mercado de futuro. A comprovação da integração dos mercados regionais de boi gordo poderia auxiliar os agentes do mercado futuro a ter um melhor acesso a novas informações do que o mercado físico, como por exemplo, dos custos de transação que podem diferir em diferentes mercados regionais. Em consequência, os preços futuros podem responder mais rapidamente a variações das condições de oferta e demanda do produto que o próprio mercado físico. A perspectiva de uma resposta mais rápida dos preços futuros à novas informações em relação aos preços físicos recai sobre a eficiência ou não deste mercado de futuro.

Silva (1998) afirma que a própria formação dos preços futuros possibilita que haja redução dos riscos derivados dos preços físicos futuros, assegurando assim um retorno certo para as negociações efetuadas no mercado futuro. Assim, um mercado de futuro eficiente poderia possibilitar que a habilidade de um *hedger* em potencial antecipe, de forma acurada, a relação entre os preços futuros e à vista.

Deve-se destacar também a proeminência da própria *commodity*, o boi gordo, na cadeia produtiva da pecuária brasileira. Esta proeminência é corroborada por Bacchi (1999) que constatou que os preços do boi gordo influenciam de forma expressiva os preços do boi magro e do bezerro. Segundo Bacchi (1999), caso o preço do boi gordo se eleve em 10%, os preços do bezerro e do boi magro aumentariam respectivamente em 7,8% e 7%. Desta maneira, as variações dos preços do boi gordo influenciam diretamente os demais elementos da cadeia produtiva da carne.

Feitas estas considerações sobre integração e eficiência, a questão colocada neste trabalho é se os preços de mercados regionais de boi gordo do interior de São Paulo são integrados entre si e com índices de preços que servem de parâmetro para as negociações com gado, com o Indicador de Boi Gordo, representado pelos indicadores IBG (CDI) e o IBG (NPR). Também se torna relevante indagar se há eficiência no mercado de futuros utilizando preços à vista oriundos dos mercados regionais ou dos índices de preços.

## 1.2 OBJETIVOS

### 1.2.1 Geral

Verificar a eficiência no mercado futuro de boi gordo em relação aos mercados regionais desta mesma *commodity*, além da análise da integração espacial entre tais mercados.

### 1.2.2 Específicos

Analisar a inter-relação espacial dos preços regionais com o mercado futuro para determinar o mercado formador de preço do boi gordo.

Comparar a eficiência dos preços futuros do boi gordo da BM&F em relação aos mercados físicos de boi gordo de Araçatuba (SP), Bauru/Marília (SP), São José do Rio Preto (SP), Presidente Prudente (SP), Três Lagoas (MS), Triângulo Mineiro (MG), Campo Grande (MS) e Noroeste do Paraná com o IBG (CDI) e o IBG (NPR)<sup>1</sup> no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.

---

<sup>1</sup> O Certificado de Depósito Interbancário (CDI) é utilizado como taxa de correção dos dados de preço de boi e dos preços a prazo para o indicador do bezerro. Para os preços médios, utiliza-se a Nota Promissória Rural (NPR). Tanto o CDI como a NPR são providenciados pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, da Universidade de São Paulo.

### **1.3 HIPÓTESES**

Hipótese 1 – Os preços dos mercados regionais de boi gordo são totalmente integrados entre si e também o são em relação aos preços do boi gordo representados pelo IBG (CDI) e o IBG (NPR).

Hipótese 2 – Os preços à vista do boi gordo, representado pelos preços regionais e pelos indicadores IBG (CDI) e IBG (NPR), são integrados com os preços futuros.

Hipótese 3 – A eficiência dos preços futuros em relação aos preços dos mercados regionais é maior em relação aos preços do IBG (CDI) ou em relação ao IBG (NPR).

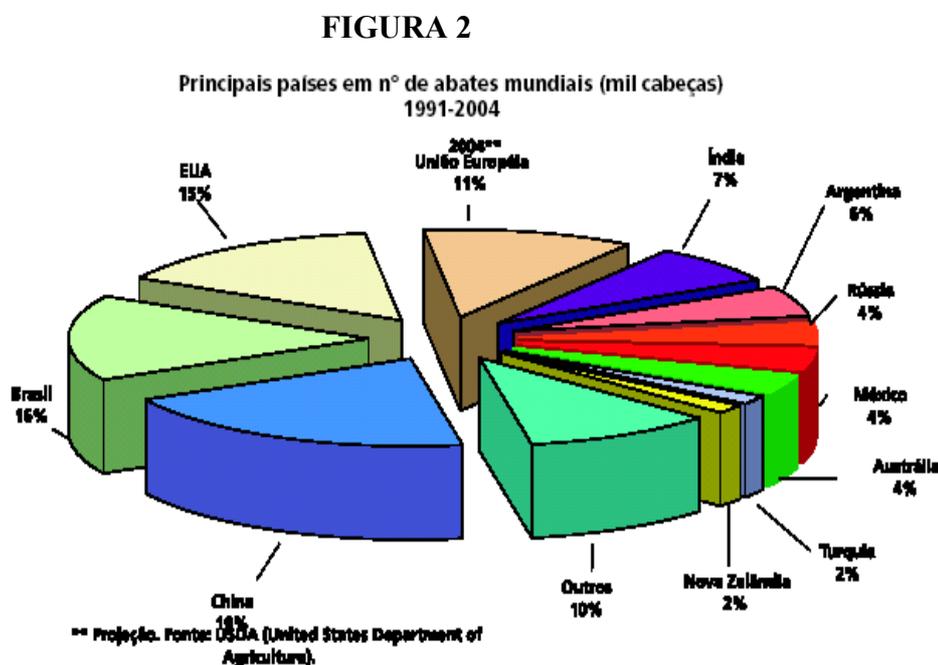
### **1.4 ESTRUTURA DO TRABALHO**

O presente estudo está dividido em seções. A primeira seção consta da introdução do estudo. A segunda relata as características da pecuária brasileira, do mercado futuro e também do mercado futuro de boi gordo. A terceira seção realiza uma revisão de literatura acerca da integração entre mercados físicos, mercados físicos e futuros; mercados eficientes e eficiência em mercados de futuros. A quarta, trata de estudos empíricos sobre integração em mercados e eficiência em mercados futuros. A quinta seção trata de todo arcabouço metodológico a ser utilizado na realização dos cálculos. A sexta, se refere à análise e discussão dos resultados encontrados. A sétima consta da conclusão do estudo realizado.

## 2 MERCADOS FÍSICOS E MERCADOS FUTUROS

### 2.1 MERCADO FÍSICO

A pecuária é uma atividade econômica de suma importância no Brasil. De acordo com a CNA (Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil) o Brasil possui um rebanho de aproximadamente 168 milhões de cabeças, para um total mundial estimado em 2004 de 1.033 milhões de cabeças. Em relação ao total de abate mundial (232 milhões de cabeças), o Brasil representa 12,5% ou 5,8 milhões de toneladas equivalentes em carcaça. No entanto, ao se analisar o abate mundial (mil cabeças) no período de 1991 a 2004, o Brasil ocupa o segundo lugar, respondendo com cerca de 16% de todo abate.

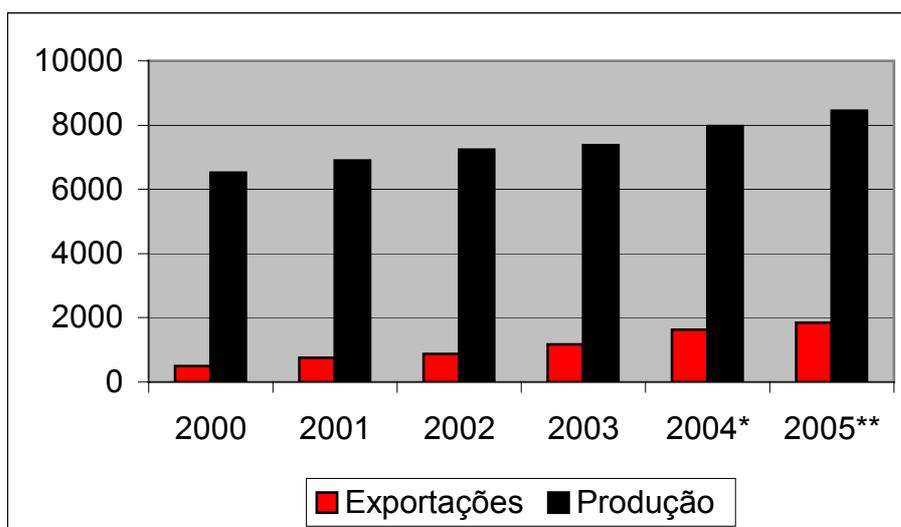


Fonte: CNA

As exportações de carne bovina brasileira somaram US\$ 1,67 bilhão no período de 12 meses encerrados em março de 2004, segundo a CNA. Esse valor representa um crescimento de 45% sobre o US\$ 1,14 bilhão alcançado entre abril de 2002 e março de 2003. Ainda de acordo com a CNA, houve recuperação dos preços médios de exportação. Enquanto que em março de 2003, a carne *in natura* exportada era negociada a US\$ 1,6 mil por tonelada, em março do ano seguinte o valor médio atingiu US\$ 2,2 mil por tonelada. Desta maneira o Brasil se consolidou como maior exportador mundial de carne bovina.

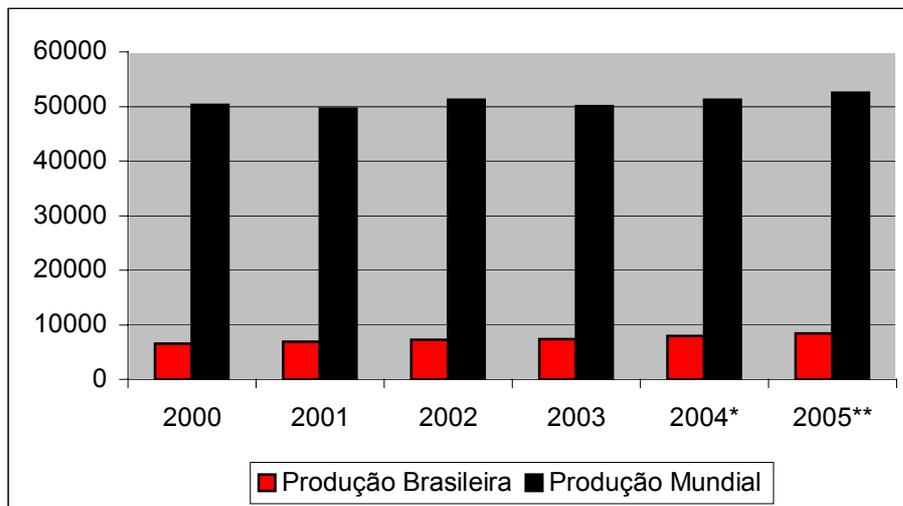
Apesar de ser um dos maiores produtores mundiais, as exportações de carne bovina do Brasil, historicamente, representam cerca de 5% de sua produção total, tornando, então, a demanda interna a principal determinante do preço do boi gordo. Esse paradoxo do Brasil ser um grande produtor de carne bovina enquanto a sua exportação é pequena, quando comparada com a sua produção, também revela o grande potencial para a expansão das exportações como pode ser visto nas figuras 3 e 4.

**FIGURA 3 - Exportações e Produção Brasileira de Carne Bovina e Vitela em 1.000 Toneladas Métricas (Peso de Carcaça Equivalente) de 2000 a 2005 em 1000 t.m.**



Fonte: FAO  
\*Preliminar \*\*Previsto

**FIGURA 4 – Comparativo entre Produção Brasileira e Produção Mundial em 1.000 Toneladas Métricas (Peso de Carcaça Equivalente) de 2000 a 2005**



Fonte: FAO  
\*Preliminar \*\*Previsto

No Brasil, segundo dados da CNA, observa-se um dos maiores níveis de consumo médio anual de carne bovina: mais de 36kg por habitante ao ano. Essa média somente é inferior ao da Argentina, a qual possui um registro de aproximadamente 60kg por habitante/ano e a dos Estados Unidos, o qual é de 43kg por habitante/ano. Austrália, Nova Zelândia e Canadá também apresentam altos índices de consumo, acima dos 30kg por habitante/ano.

Nos Estados de Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Goiás e Mato Grosso se encontra a maior parte do rebanho bovino do país. São Paulo é o principal formador de preços para o mercado, uma vez que é o maior centro consumidor do país. A nível regional, os principais mercados de boi gordo no Brasil são: Araçatuba (SP), Bauru/Marília (SP), São José do Rio Preto (SP), Presidente Prudente (SP), Três Lagoas (MS), Triângulo Mineiro (MG), Campo Grande (MS) e Noroeste do Paraná.

Os preços da carne bovina oscilam sazonalmente e em ciclos plurianuais de aproximadamente, quatro a cinco anos. Devido ao regime de produção extensivo,

predominante no Brasil, a disponibilidade e/ou abundância de pastos em diferentes épocas do ano - chuvas de verão e período de estiagem - motiva a maior ou menor oferta de animais para abate e a conseqüente variação dos preços. Perspectivas de preços baixos incentivam a oferta de matrizes para o abate, provocando, depois de alguns anos, menor oferta de bezerras para reposição de carnes para o consumo. Numa segunda etapa, a menor oferta deverá elevar os preços, que motivarão a formação de estoques de vacas que, futuramente, aumentarão a oferta, iniciando um novo ciclo descendente. O boi é uma atividade de baixo risco de produção, dentro dos níveis de tecnologia mais utilizados no Brasil. Quanto aos preços, o risco pode ser amenizado por meio das opções do mercado financeiro disponíveis aos agentes brasileiros. Os preços do boi podem ser garantidos via mercado futuro, por exemplo.

**TABELA 1 – Taxas de crescimento dos preços físicos e futuros Da arroba de boi gordo (23/07/1997 a 19/01/2005)**

<b>Preços</b>	<b>Desvio Padrão</b>	<b>Média</b>	<b>Coefficiente de Variação</b>
Futuro	0,12	2,95	0,01
IBG (CDI) (NPR)	0,12	2,93	0,02
IBG (CDI)	0,12	2,95	0,02
Araçatuba	0,12	2,93	0,02
Bauru	0,12	2,93	0,02
Presidente Prudente	0,12	2,94	0,01
São José do Rio Preto	0,12	2,94	0,01
Noroeste do Paraná	0,12	2,89	0,01
Campo Grande	0,11	2,86	0,01
Três Lagoas	0,11	2,88	0,01

Obs: Os preços físicos se referem aos índices IBG (CDI) (NPR) e IBG (CDI), e aos mercados regionais de boi gordo, os quais são: Araçatuba, Bauru, Presidente Prudente, São José do Rio Preto, Noroeste do Paraná, Campo Grande e Três Lagoas. Todos os preços se encontram na forma logarítmica, para se analisar mais facilmente as suas taxas de crescimento.

Fonte: Dados da pesquisa

Conforme a tabela acima, verifica-se que a volatilidade entre as diferentes taxas de crescimento dos preços físico e futuro da arroba de boi gordo praticamente se mantém uniforme, não mostrando oscilações bruscas entre as séries. Aparentemente o mercado se

movimenta de forma contínua e uniforme, podendo assim supor que o mercado de boi gordo, tanto o seu mercado físico e futuro, são integrados.

### **2.1.2 Mercados Regionais de Boi Gordo**

O Noroeste do Estado do Paraná possui uma pecuária bem desenvolvida, principalmente graças a grande capacidade de suporte (densidade cabeças/ha) e pelo tamanho da exploração pecuária (número médio de cabeças). Embora os frigoríficos desta área foram instalados há mais de uma década, tecnologicamente são bem modernos. Possui grande número de cabeças de gado, tanto leiteiro como para corte. Devido a proximidade geográfica, os preços da arroba de boi gordo sofrem influência dos preços praticados no Estado de São Paulo.

Os mercados de Três Lagoas (MS) e de Campo Grande (MS) são dois mercados notadamente criadores de gado, possuindo em suas áreas grande número de frigoríficos, já que estes preferem se situar próximo ao mercado produtor, minimizando assim possíveis custos com o frete. Estes mercados também apresentam a menor queda no preço da arroba, quando comparado aos preços dos demais mercados de boi gordo. Uma possível explicação para este fato se deva a atuação dos frigoríficos paulistas que, em certos períodos de tempo, preferem comprar lotes de gado gordo no Mato Grosso do Sul (Campo Grande e Três Lagoas), ao invés de comprar no próprio Estado. Os frigoríficos paulistas estariam assim a procura de melhor oferta e menor preço. Deve-se ressaltar que o mercado de Três Lagoas, de acordo com a CNA, funciona como mercado de reposição, ou seja, fornece gado para ser engordado em outros mercados, por exemplo, Campo Grande.

Os mercados de Araçatuba, Bauru/Marília, Presidente Prudente, São José do Rio Preto no Estado de São Paulo são conectados entre si e com os demais mercados por meio de uma excelente infra-estrutura de transporte, como hidrovias (Hidrovia Tietê-Paraná), ferrovias,

aeroportos e rodovias. Esta excelente infra-estrutura de transporte permite o rápido escoamento de suas produções para os mercados externo e interno. A Região de Araçatuba, Bauru/Marília, Presidente Prudente, São José do Rio Preto são responsáveis, respectivamente, e acordo com a CNA, por cerca de 7,6%, 7,0%, 7,3% e 7,4% do total produção agropecuária do Estado. A dinâmica industrial destes mercados está tão amplamente ligada à produção pecuária que faz com que Araçatuba seja conhecida como a "capital do boi gordo". Em Bauru, a produção de avicultura, pecuária de corte e de cana-de-açúcar corresponde a 70% da produção regional. A produção de carne bovina de Presidente Prudente corresponde a 18% da produção total do Estado. Além de ser uma das principais bacias leiteiras do país, Presidente Prudente é a maior exportadora nacional de carne bovina. O mercado de São José do Rio Preto é considerado um dos mercados menos industrializados do Estado de São Paulo. Embora seja pouco industrializada São José do Rio Preto, o setor agropecuário é um dos mais fortes de todo o país.

O mercado do Triângulo Mineiro (MG) é reconhecido como uma das maiores bacias leiteiras do país, sendo o rebanho para a pecuária de corte pouco significativo quando comparado aos demais mercados já anteriormente citados. Possui importante setor alimentício, voltado principalmente para o desenvolvimento do setor agropecuário. O rebanho leiteiro sofre influências das cotações da arroba de boi gordo, sendo um determinante no abate de fêmeas, antes voltadas para a produção leiteira, sendo então voltadas para o corte.

### **2.1.3 Cadeia Da Carne Bovina No Brasil**

O primeiro elo da cadeia é o produtor, que passa por um período de transformação, de uma pecuária extensiva, de baixo custo baseada não somente na fertilidade das pastagens para uma pecuária menos extensiva, mais competitiva com custos mais elevados de produção provocando assim queda das margens de lucro. O segundo é o do transporte, que se encontra frente a uma infra-estrutura ineficiente e sucateada de rodovias, ferrovias e hidrovias, acarretando desta maneira os custos do frete. O terceiro elo é o da industrialização e processamento da carne bovina, representado pelos frigoríficos. O quarto elo da cadeia da carne bovina se refere ao transporte do frigorífico até o atacado e varejo. No final da cadeia estão os supermercados e os açougues, fundamentais na ligação da cadeia com o mercado consumidor.

A falta de coesão e de organização dos elos da cadeia tem prejudicado a sua performance, causando prejuízos para a comercialização da carne bem como perda de sua reduzindo a competitividade a nível internacional. A ação dos frigoríficos pressionando os produtores para que os últimos possam manter a sua capitalização frente aos preços praticados pelos frigoríficos causam o aumento no ritmo do abate de fêmeas, o que acarretará, em médio prazo, a redução na oferta de bezerras. De acordo com dados da CNA, somente em 2004, cerca de 35% do número total de abates de bovinos envolveu fêmeas. O próprio produtor de gado, ainda de acordo com a CNA, vem descapitalizando a sua renda graças aos preços auferidos pelos frigoríficos, por exemplo, de janeiro de 2003 a janeiro de 2005 os preços pagos pelo boi gordo subiram 4%, os preços médios para exportação subiram 8,4% e o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) subiu no mesmo período 15,7%.

Esta é uma visão geral dos elos da cadeia bovina do Brasil, segue agora em maiores detalhes os pormenores acerca dos subsistemas da pecuária de corte. De acordo com Silva e Batalha (2000) e Azevedo (2002), a pecuária de encontra frente a dois opostos. Um, seria formado por

pecuarista que englobam em sua produção alto nível tecnológico, fornecem os seus produtos para frigoríficos, os quais são inspecionados pelo Sistema de Inspeção Federal (SIF), sendo estes que abastecem hipermercados e açougues de alto padrão. O outro, seria formado por pecuaristas “tradicionais”, que não são tecnificados, cujo bate de seu rebanho ocorre de forma clandestina ou em locais com inspeção deficiente, os produtos seriam escoados para feiras livres e açougues, em especial os de bairros com pouco abastados.

A dificuldade do consumidor se encontra na distinção ente um produto oriundo de um local regulamentado pelo SIF ou um local onde haja abate clandestino. De acordo com Azevedo (2002) aqui reside a diferença de preços entre produtos que pagam custos fiscais e atendem normas sanitárias e outros não, fazendo com que os últimos sejam mais baratos quando comparados com os primeiros.

## 2.2 MERCADO FUTUROS

Os contratos de mercados futuros possuem sua origem baseada na necessidade de transferência dos riscos atrelados à produção e comercialização de produtos agrícolas, originando-se assim as bolsas de *commodities*. A consagração do mercado de futuros ocorre no Japão, no século XVII, com os "Recibos de arroz de Dojima", emitidos sobre mercadorias depositadas nas cidades de Osaka e Edo (Tóquio), principais centros de distribuição daquele país. O mercado japonês de arroz escritural, negociado exclusivamente a futuro, possuía grandes semelhanças com o mercado de futuros agrícolas atual, contendo:

- a. pré-determinação do tempo de duração do contrato;
- b. padronização dos contratos, independentemente da data de vencimento;
- c. estipulação prévia da qualidade e características dos produtos para qualquer contrato;
- d. obrigatoriedade de liquidação do contrato na data de vencimento, não admitindo renovações;
- e. estabelecimento de linha de crédito com uma câmara de compensação.

Desta maneira, o mercado de futuros surgiu com a necessidade de garantir o preço e a produção da *commodity*. Atualmente o mercado futuro é um mercado que funciona em uma Bolsa de Valores e onde são transacionados contratos financeiros e de produtos agropecuários como o café, a soja, o açúcar, o boi gordo, entre outros; com um preço determinado para uma data futura. No Brasil, os contratos futuros são negociados na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), em São Paulo, e é a única bolsa no Brasil onde são realizados negócios com futuros agropecuários no Brasil. Deve-se ressaltar que a primeira bolsa a negociar *commodities* agropecuárias no Brasil foi a Bolsa de Mercadorias de São Paulo (BMSP) em 1917, a qual posteriormente originou a Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F). Nas décadas de 70 e 80,

a BMSP lançou vários contratos agropecuários para negociação. Com a fusão da Bolsa de Mercadorias de São Paulo com a Bolsa Mercantil e de Futuros em 1991 originou-se a Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F).

A BM&F em termos de volume de contratos negociados classifica-se como uma das maiores do mundo conjuntamente com as bolsas de Chicago Board of Trade (CBOT); London Intl. Finl. Futures e Options Exchange (LIFE); Chicago Mercantile Exchange (CME); Deutsche Börse (DTB) e New York Mercantile Exchange (NYMEX). Os volumes dos contratos agropecuários ainda são proporcionalmente pequenos em comparação aos contratos financeiros.

Segundo as normas da BM&F, os contratos são negociados de acordo com uma especificação de qualidade e de classificação, não existindo necessariamente a intenção de comercializar produtos físicos diretamente na Bolsa. Isto é, mercado futuro em Bolsa é um mercado de contratos, de intenções, onde na realidade são negociados “preços” futuros de uma mercadoria.

Deve-se destacar que muitos daqueles que negociam em mercados futuros não estão preocupados em entregar ou receber uma mercadoria física, mas em garantir um preço futuro para a sua mercadoria em uma data pré-determinada. Desta forma, um número muito pequeno de contratos, em torno de 2% do total, é que no final de suas negociações darão origem a entregas e recebimentos físicos na Bolsa, em praças de entrega e armazéns credenciados pela BM&F e, previamente, conhecidos pelas partes envolvidas. Por outro lado, a possibilidade de entrega e recebimento do produto agrícola através de normas claras de classificação, em locais de formação de lotes conhecidos e de confiança do mercado, e a convergência de preços entre o mercado disponível e o futuro, na época de liquidação destes contratos, é que proporcionam a segurança necessária ao funcionamento e a liquidez dos mercados futuros.

### 2.2.1 Noções Básicas Sobre O Mercado De Futuros Agropecuários

Os agentes que atuam nos mercados futuros agropecuários são os operadores, os compradores e os vendedores.

Os operadores são os agentes que se encontram dentro do pregão; trabalham para as corretoras e recebem destas ordens de compra e venda oriundas de clientes das mesmas. Os vendedores, por sua vez, comumente possuem o produto físico. Os compradores são os agentes que habitualmente precisam do produto físico. Tanto vendedores e compradores com receio de perdas em suas transações optam pelo *hedging*. Estes agentes, agora denominados de *hedgers*, assumem a posição em um outro contrato de uma posição inversamente proporcional à posição original, garantindo assim que o prejuízo sofrido em um contrato seja amortizado pelo lucro auferido em outro. Esta operação, de assumir uma posição em um mercado físico e outra no futuro, com o objetivo de se precaver contra possíveis oscilações não esperadas nos preços são denominadas de *hedge*.

O especulador tem como objetivo principal auferir ganhos com a venda ou compra de contratos, não se interessando propriamente pelo produto físico em si.

A Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F) não participa das transações efetuadas no mercado de futuros, seu único papel é fornecer um local onde se realizam os negócios.

A base, não só para uma *commodity* agropecuária como para um ativo financeiro, é definida como sendo a diferença entre o preço disponível (*spot price*) do ativo ou *commodity* e seu correspondente preço futuro (*future price*). A base pode ser positiva (negativa) caso o preço no mercado à vista for superior (inferior) ao seu preço correspondente no mercado futuro. Caso o preço futuro cresça mais que o preço à vista ocorre o enfraquecimento da base, do contrário, ocorre fortalecimento da base.

De acordo com Rich<sup>2</sup> apud Rochelle (1997) a base para *commodities* estocáveis depende das taxas de juros e dos custos de armazenagem e de transportes. Estes custos variam de acordo com as condições de oferta e demanda do produto em questão. Caso ocorra que o preço futuro supere o preço à vista de um valor maior que o custo de carregamento haverá oportunidade de arbitragem. A arbitragem influencia os preços tanto no mercado futuro quanto no físico a igualarem a diferença entre eles e o custo de carregamento.

Ainda conforme Rich apud Rochelle (1997) a teoria de base para *commodities* não estocáveis é ainda incipiente. Isto se deve ao fato de que no caso de animais vivos, a sua oferta não é fixa, bem como a formação de estoques dos mesmos é difícil de ocorrer. Desta maneira, o preço futuro de uma *commodity* não estocável deve ser uma previsão do preço físico desta mesma *commodity* para uma data futura. Esta previsão vai depender das informações existentes no mercado à vista, a própria chegada de novas informações faz com que a base para as *commodities* não estocáveis seja mais instável quando comparada com as *commodities* estocáveis.

O estudo do comportamento da base ao longo do tempo recai sobre o estudo do risco de base. O risco de base é a variação da base em um período determinado de tempo. Esta variação é entendida como a probabilidade de que a base se estenda além dos limites impostos pelo preço à vista mais os custos de armazenamento da mercadoria até o vencimento.

Os riscos de base podem ser diferentes em um mesmo país. Os diferentes mercados físicos que tomam como base de suas operações em um mercado central, não necessariamente refletem os preços entre si, dado que as circunstâncias que estão afetando a um deles em um determinado momento pode não estar presente em outro.

---

<sup>2</sup> RICH, D.R. *Feeder cattle cash settlement: impacts on basis variability and behavior in select U.S. markets*. Thesis (M.S)-University of Illinois, 1990.

Desde modo, a magnitude destas diferenças dependerá das possibilidades de arbitragem em ambos mercados. Quanto mais distantes são os mesmos maiores serão as diferenças entre os seus respectivos preços de contratos, dado que o custo de transporte estabelece um limite a possibilidade de arbitrar a diferença. Em outras palavras, quando mais dispersos geograficamente estão às zonas produtoras, maior é o risco da base que suportariam aqueles *hedgers* localizados em zonas distintas daquela em que cujo preço à vista se toma referência para o cancelamento do contrato.

### **2.2.2 Os Contratos Futuros De Boi Gordo<sup>3</sup>**

A negociação dos contratos futuros de boi gordo iniciou-se em 1980 na Bolsa de Mercadorias de São Paulo (BMSP). De 1980 a 1985 o volume de contratos negociados de boi gordo aumentou vertiginosamente. Em 1980 foram negociados 4705 contratos sendo que em 1985 este número passou para 230.142. Em setembro de 1986 o Banco Central determinou que a liquidação compulsória do contrato futuro de boi gordo da BMSP. Em novembro do mesmo ano, as negociações foram reabertas, porém poucos negócios foram efetuados.

Em 1987, a Bolsa Mercantil e de Futuros lançou os contratos futuros de frango, boi gordo e porco. Desta maneira, o contrato futuro de boi gordo passou a ser negociado tanto na BMSP como na Bolsa Mercantil e de Futuros. Em 1991, a BMSP encerrou as atividades devido à instabilidade econômica e política da época. Neste mesmo ano, a recém criada Bolsa de Mercadorias e Futuro (BM&F) lançou o contrato futuro cambial de boi gordo. Este contrato estabelecia que o objeto da negociação, o boi gordo, deveria ser: castrado, bem acabado, entre 450 e 550 Kg de peso, com idade mínima de 60 meses, sendo que cada contrato envolvia 330 arrobas líquidas. Os meses de negociação estabelecidos foram fevereiro, abril, junho, agosto, setembro, outubro, novembro e dezembro. Para a liquidação física do contrato estabeleceu-se

---

<sup>3</sup> Esta seção foi realizada com base em Rochelle (1997) e Silveira (2002).

quatro municípios para entrega dos animais: Araçatuba (SP), Barretos (SP), Presidente Prudente (SP) e São Paulo (SP).

A liquidação financeira dos contratos, na maioria dos casos, incorria em muitos problemas. Estes eram provenientes da compatibilização das especificações dos animais no contrato futuro e no mercado físico, porque haveria freqüentemente divergência entre comprador e vendedor na qual os vendedores entregavam os animais com os padrões mínimos estabelecidos, os quais não eram aceitos pelos compradores. Com o objetivo de superar os problemas decorrentes da entrega física do contrato futuro de boi gordo, a BM&F lançou em maio de 1994 o contrato futuro de boi gordo com alterações de curto prazo. Da mesma maneira a BM&F conjuntamente com o centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) da ESALQ formulou um índice de preços no mercado físico, o Indicador de Preço Disponível do Boi Gordo ESALQ/BM&F. No caso da liquidação física, os animais seriam agora entregues em Araçatuba (SP), reduzindo assim quaisquer custos e problemas decorrentes da existência de vários locais. Houve outras modificações efetuadas no contrato que foram:

1. os animais são pesados em balanças próprias da BM&F em currais credenciados pela mesma;
2. o rendimento da carcaça visando a realização do cálculo do peso líquido passou a ser realizado em função do peso;
3. os meses de negociação passaram de oito para cinco meses;
4. a data de vencimento do contrato, assim como o último dia de negociação, passou para o décimo quinto dia útil do mês de vencimento. Em 1996 as negociações em contratos futuros de boi gordo passaram a ser em todos os meses do ano.

Devido a várias mudanças no contrato futuro de boi gordo, expandiu-se o volume de negociações, sendo que de 1994 a 2000, passou de 5,7 mil para 150,4 mil contratos futuros.

Em março de 2001, as cotações dos contratos futuros de boi gordo passaram de dólares para reais por arroba, acarretando uma queda no volume de negociações quando comparada a 2000 (cerca de 35%). Esta queda foi decorrente da adaptação a esta nova regra por parte dos agentes deste mercado. A perspectivas futuras são de aumento do rebanho bovino no Brasil em vista da boa qualidade do gado, mas deve-se lembrar para que estas perspectivas se concretizem são necessárias não só melhorias no controle de doenças do gado bem como a queda de barreiras sanitárias<sup>4</sup>.

De maneira geral, verifica-se que, embora o mercado físico de boi gordo seja um mercado dinâmico, que está em constante transformação e franco desenvolvimento, o mercado futuro desta *commodity* é incipiente. Incipiência esta que possibilita que os agentes econômicos busquem centralizar suas negociações “aparentemente” mais no mercado físico do que no mercado futuro da referida *commodity*. No entanto; a pouca representatividade dos produtos agropecuários no total de negócios realizados no mercado de futuros, quando comparado aos ativos financeiros, é um fato observado não somente no Brasil como no mundo todo. O que se busca são maneiras de se dinamizar, expandir o mercado futuro de uma *commodity* agropecuária, como também levantar causas plausíveis da pouca utilização do mercado de futuros por parte dos agentes econômicos em suas transações.

---

<sup>4</sup> Os recentes casos de aftosa registrados no Norte do Estado do Pará culminaram com a imposição de barreiras sanitárias às exportações de carne. Cabe salientar que os casos de aftosa foram registrados em áreas cuja produção está voltada para o mercado interno e não ao mercado externo, além do que se tratam de casos isolados.

### 3. REVISÃO DE LITERATURA

#### 3.1 INTEGRAÇÃO

O setor pecuário é considerado o setor mais dinâmico da economia brasileira nos últimos anos. Desta maneira, investigando-se como os diferentes mercados de boi gordo se inter-relacionam está se procurando entender como a integração nos mesmos pode influenciar o dinamismo no referido setor.

Ao se estudar a eficiência no mercado futuro de boi gordo deve-se levar em conta também de que maneira interagem seus mercados regionais. Esta análise remete ao estudo da integração espacial do mercado de boi gordo no Brasil. Os preços de uma *commodity* podem subir, em locais distintos, por razões de que modo algum, dizem respeito à rede de negócios ao qual pertence esta *commodity*.

De acordo com Facker e Goodwin (2000) propõem que a performance e integração entre preços de diferentes mercados é obtida pela análise espacial de preços. Esta mesma análise pode ser efetuada entre mercados de um mesmo país, entre países e entre blocos econômicos.

De acordo com Coelho (2002), a análise do mercado de *commodities* agrícolas está voltada a existência ou não da Lei do Preço Único (LPU). Inicialmente é necessário estabelecer a diferença entre arbitragem espacial e LPU. Arbitragem segundo Isard (1977) explicita que um bem terá um preço único, em qualquer parte do mundo, definido numa moeda comum. Para Facker e Goodwin (2000) a arbitragem espacial difere da proposta por Isard graças à incorporação dos custos de transporte. Estes custos de transporte de um bem de uma região a outra seriam a máxima diferença que ocorreria entre preços de bens homogêneos

de quaisquer duas localidades. Abstraindo-se os custos de transporte, a LPU assegura que os mercados regionais ligados pelo comércio e arbitragem têm um preço único para seus bens.

Ainda de acordo com Facker e Goodwin (2000) existem duas versões para a LPU:

1. lei do preço único fraca – a diferença entre os preços de um bem em duas localidades se deve à condição de arbitragem espacial;
2. lei do preço único forte - a condição de arbitragem espacial se mantém com regularidade e permite que o comércio seja contínuo.

Nogueira (2001) cita mais uma versão da LPU definida por Facker e Goodwin: Lei do Preço Único Agregado, ela é a uma cesta de bens de bens comercializáveis; é popularmente conhecida como Paridade do Poder de Compra.

É importante também distinguir os conceitos de arbitragem espacial e LPU da integração de mercado. Faminow e Benson (1990) definem a integração de mercado como sendo o processo em que ocorre a interdependência de preços. Por sua vez, Goodwin e Piggot (2001) acrescentam a definição anterior que a integração seria a extensão em que os choques são transmitidos para mercados separados espacialmente. Já para Facker e Goodwin (2000) a integração seria a medida do grau em que os choques de oferta e demanda são transmitidos de um mercado para outro.

Com base nos conceitos de Facker e Goodwin (2000) pode-se elaborar uma medida que é definida como a razão de transmissão do preço associado a um choque hipotético( $\varepsilon_A$ ) de demanda ou oferta, sendo representada como:

$$R_{A,B} = \frac{\frac{\partial p_B}{\partial \varepsilon_A}}{\frac{\partial p_A}{\partial \varepsilon_A}} \quad (4), \text{ onde } P_A = \text{preço na região A; } P_B = \text{preço na região B; } \varepsilon_A = \text{choque de}$$

demanda na região A;  $R_{A,B}$  é a razão de transmissão do choque econômico (excesso de demanda de um bem na região A, que provoca variação no preço do bem na região B).

Se  $R_{A,B} = 1$ , ocorreria então a integração perfeita de mercado;  $R_{A,B} < 1$ , os mercados são integrados, mas a Lei do Preço Único não é observada. Deste modo mercados perfeitamente integrados são aqueles em que uma variação no preço de um mercado é transmitida de maneira completa ao outro mercado.

Garbade e Silber (1979) também investigaram as relações existentes entre diferentes mercados. Para estes investigadores, em uma situação onde existem bens homogêneos, em mercados ou centros de comércio diferentes, a diferença de preços decorreria da existência de custos de transporte e de comunicação entre os mercados envolvidos. Em um caso extremo, em que os custos são nulos entre estes mercados, os preços seriam idênticos, comprovando assim o caso de uma integração perfeita de mercado.

Entre dois mercados integrados de forma imperfeita, por exemplo, mercado A e mercado B, os ajustes de preços ocorrem de dois modos distintos:

1. o ajuste pode ser simétrico, a velocidade com que os preços se ajustam do mercado A para os preços do mercado B é tão rápido quanto de B para A;
2. o ajuste entre os mercados ocorre com uma defasagem no tempo, por exemplo, os preços no mercado B se ajustem com a defasagem de um dia face aos preços do mercado A.

O segundo caso, para Garbade e Silber (1979), é chamado de relação mercantil de dominante e satélite. Os mercados dominantes estão mais propensos às atividades importantes, assimilam a informação rapidamente e tem um papel importante no processo de formação de preços, de maneira que utilizam pouco os preços formulados nos outros mercados. Os mercados satélites dependem dos mercados dominantes como a primeira fonte de informação. Estão atrasados com respeito aos mercados dominantes e tem uma influência limitada nos preços daqueles últimos. Existem casos em que o preço no mercado satélite não tem nenhuma importância para o mercado dominante, qualificando-se assim como um satélite puro (Garbade e Silber, 1979).

Com o intuito de se identificar às relações existentes entre diferentes mercados em dominantes ou satélites, muitos pesquisadores, entre eles Bessler e Brandt (1982) utilizaram o Teste de Causalidade de Granger. Com este teste, caso haja a ocorrência de uma relação de preços de um mercado, por exemplo,  $P_1$  que cause no sentido de Granger  $P_2$  (de outro mercado), a interpretação é de que as variações de  $P_1$  do mercado 1 tende a liderar as variações em  $P_2$  ( Aguiar e Barros,1991). A própria idéia de causalidade é intimamente ligada aos conceitos de mercados dominantes e satélites. Bessler e Brandt (1982) colocam que as variáveis econômicas podem ter uma causalidade unidirecional (dominância total), uma causalidade bidirecional ou de retroalimentação (dominância mais fraca, que pode chegar a ser nula), ou uma relação de causalidade instantânea (não há mercados dominantes).

É de suma importância relatar, que independente dos trabalhos acerca de integração, utiliza-se em seus cálculos os seguintes métodos estatísticos<sup>5</sup>: causalidade, mecanismo de correção de erro (MCE) ou vetor de correção de erro (VCE) e a simetria.

---

<sup>5</sup> Para maiores detalhes, observar o capítulo 5. No entanto, a utilização da simetria no cálculo da integração foge do escopo do presente estudo.

As conclusões gerais a respeito dos diversos estudos, que analisam o relacionamento entre mercados e seus respectivos preços, já mencionados, podem ser sintetizadas nas seguintes observações:

- mercados integrados apontam que mudanças de preços de um mercado é transmitido completamente para o(s) outro(s) mercado(s) durante todo o tempo;
- mercados dominantes são os mercados formadores de preços, enquanto que mercados satélites, são mercados tomadores de preços;
- a transmissão de preços de um mercado para outro, pode ocorrer não só de forma unidirecional como também bidirecional;
- mercados que não são integrados a nenhum outro, são considerados mercados isolados, independentes, o que teoricamente é impossível;

A impossibilidade do isolamento de um mercado deve-se ao mecanismo de vasos comunicantes, que segundo De Zen (1997) coloca que caso o mercado A influencia os preços em B, e este influencia os preços no mercado C, C sofreria então influência dos preços do mercado A.

### 3.2 MERCADOS EFICIENTES

A teoria dos mercados eficientes repousa nas hipóteses de que o comportamento humano é racional e que ele também maximiza todas as utilidades e processa de maneira acurada toda a informação disponível. Deste modo, os agentes deste mercado possuem racionalidade ilimitada, suas decisões são tomadas de acordo com a utilidade esperada, formando expectativas não - viesadas sobre eventos futuros. Esta teoria é assegurada quando certas premissas são observadas. Estas são:

1. competição perfeita;
2. racionalidade e expectativas homogêneas;
3. as *commodities* ou ativos não tem custos transacionais e são homogêneas e divisíveis.

Na década de 60 surgiu a teoria das expectativas racionais na qual os agentes usam toda a informação disponível e suas conseqüentes previsões são as melhores possíveis, não necessariamente precisas. Em conseqüência, o modelo de mercado perfeito recai sob os mesmos preceitos do passeio aleatório (*random walk*) em que variações passadas nos preços não determinam os preços futuros.

Fama (1970) acrescentou `a idéia do passeio aleatório as seguintes condições:

- a) todos os agentes do mercado têm acesso a toda informação disponível a custo zero;
- b) não há custos de transação nas negociações de títulos;
- c) o preço corrente de um título vai refletir toda a informação disponível.

Stiglitz (1981) por sua vez, diferencia eficiência de mercado de eficiência da economia. Para este autor a eficiência de mercado refere-se à forma pela qual o mercado incorpora determinado conjunto de informação, enquanto o segundo expressa a melhor forma de alocação de recursos, que é eficiente (Pareto-eficiente) se não existir qualquer outra alternativa possível de melhor desempenho. Elton e Gruber (1995) diferenciam eficiência informacional de racionalidade do mercado. Eficiência informacional seria a velocidade com que a informação é incorporada ao preço do ativo, já a racionalidade de mercado é a acurácia com que os preços refletem as expectativas dos investidores sobre o valor presente dos fluxos de caixa futuros. Caso um mercado seja racional, não deverão existir diferenças sistemáticas entre os preços de ativos e o valor de um título baseado no valor presente dos fluxos de caixa para detentores de títulos.

### **3.2.1 Eficiência Em Mercados Futuros**

Segundo Working (1958) em sua “teoria dos preços previstos” as decisões nos preços futuros e à vista levam em conta no seu cálculo toda a informação disponível e importante referente às relações históricas e também as condições de oferta e demanda esperada e corrente. O desenvolvimento desta teoria é conhecido como a eficiência de mercado. Samuelson (1965) desenvolveu o conceito de eficiência de mercado acrescentado que os preços ao refletirem toda a informação importante seguem um caminho aleatório (*random walk*). O fluxo de informações entre o período atual e o próximo não poderia ser previsto, assim as variações nos preços dos mercados eficientes seriam não correlacionadas.

De acordo com Fama *et al* (1969), um mercado é considerado eficiente desde que se ajuste rápido à nova informação que ocorre neste mesmo mercado. O autor conclui que o mercado eficiente também teria que refletir toda a informação relevante. Fama (1970) com base nas duas proposições sobre mercados eficientes anteriormente citadas, conclui que um

mercado de futuros eficiente é aquele em que os preços futuros oferecem uma representação acurada das expectativas dos preços dos produtos no mercado físico. Caso aconteça que a informação disponível não esteja sendo utilizada na formação desses preços, originariam-se perdas de bem-estar social, gerando desta forma conseqüências indesejáveis.

O estudo de Frick e Campos (1996) relaciona a eficiência do mercado de futuros com a teoria das expectativas racionais. Estes autores afirmam que os agentes ao revisarem seus modelos de formação de expectativas, utilizando-os de maneira racional, se propõem que no próximo período, seus resultados esperados estejam próximos dos obtidos. Assim, os preços futuros seriam eficientes se contivessem todas as informações disponíveis e relevantes até a presente data, servindo assim de uma boa estimativa do futuro.

No trabalho de Morgan *et al* (1994) o mercado futuro agiria como um mecanismo de redução de riscos, já que desempenharia a função de preço a descoberto (*price discovery*) . Esta função seria coerente desde que o preço futuro se ajuste a cada nova informação presente no mercado. De acordo com a relevância com que estas informações se apresentam, a eficiência de um mercado, segundo Fama (1970) seria classificada como:

- a) eficiência fraca, os preços refletem completamente as informações sobre o histórico do comportamento dos preços;
- b) eficiência semiforte, os preços refletem, além do histórico do comportamento dos preços, todas as informações publicamente disponíveis;
- c) eficiência forte: os preços refletem todas as informações disponíveis, as quais podem ser históricas, públicas e privadas.

Segundo Maluf Filho (1991) faz-se necessário estabelecer um critério de dominância com o objetivo de caracterizar as formas de eficiência definidas anteriormente por Fama. O nível de eficiência semiforte é alcançado apenas se os requisitos da forma fraca forem satisfeitos, assim como a forma forte requer que as condições da forma fraca e semiforte sejam atingidas.

Grossman e Stiglitz (1980) argumentam que determinados fatores podem explicar o comportamento dos contratos de futuros. Estes fatores seriam:

- I. os operadores desse mercado podem ter aversão ao risco;
- II. os preços de mercado podem ser formados de maneira irracional;
- III. os custos de transação;
- IV. os custos de obtenção da informação.

Em um mercado onde todos estes fatores já estejam mencionados, salvo o custo de obtenção da informação, segundo estes autores, os preços de um mercado de futuros não poderiam refletir de forma apurada a informação disponível.

A eficiência de um mercado de futuros está relacionada também pelo modo de como ele desenvolve as suas outras funções, que não unicamente a previsão de preços. Estas funções segundo Goss (1981) seriam que o mercado de futuros facilita as operações de estocagem, permite a transferência do risco de variação dos preços mediante *hedging*, oferece um mecanismo para a obtenção e propagação da informação e finalmente proporciona um mecanismo de previsão de preços. A função considerada mais relevante de um mercado de futuros seria a previsão de preços. Esta previsão dos preços de contratos futuros é utilizada por muitos agentes para a tomada de decisões sobre produção e comercialização.

A importância da eficiência em mercados futuros quanto à previsão dos preços é reforçada pelos trabalhos de Bigman *et al* (1983), Morgan *et al* (1994), entre outros. Para estes autores, o mercado de futuros é eficiente quando o preço reflete com precisão toda a informação disponível até a presente data, possibilitando assim uma estimativa para o preço futuro esperado para a data de vencimento do contrato.

A pressuposição de que um mercado de futuros é eficiente, não engloba apenas se os preços futuros possibilitem uma representação acurada dos preços físicos futuros, mas também se o mercado em questão se encontra sob uma série de condições. Estas condições segundo Chowdhury (1991) seriam:

1. inexistência de custos de transação, uma vez que estes custos criam fricções nas transações;
2. disponibilidade de toda a informação, sem qualquer custo, a todos que participam desse mercado.
3. concordância entre todos aos agentes econômicos acerca das implicações das informações atuais sobre preço atual e a distribuição futura dos preços dos bens ou ativos.

Contudo Shu (1995) coloca que estas condições seriam suficientes, mas não necessárias, uma vez que as condições necessárias implicam um relaxamento das condições suficientes. Assim sendo, as condições necessárias para o autor são:

1. existência de grande ou suficiente número de pesquisadores que tenham acesso às informações disponíveis;
2. concordância geral das implicações de dada informação, visto que as discordâncias entre os investidores não podem resultar em investidores

que, sistematicamente, avaliem melhor as implicações para um mesmo conjunto de informações;

3. acesso à informação até o nível em que seus custos sejam superiores ao ganho da informação.

Com relação ao modelo, a eficiência preços no mercado de futuros, de acordo com Perobelli (2001, p.30), pode ser estatisticamente expressa como se segue:

$$E_{t-1} S_t = F_{t-1} \quad (1), \text{ onde:}$$

$E_{t-1} S_t$  : esperança futura do preço à vista em  $t-1$ ;

$F_{t-1}$  : preço futuro da data  $t-1$ , para o vencimento do contrato em  $t$ .

De acordo com Silva (1998), a forma funcional mais comumente utilizada para se testar a eficiência do mercado de futuros parte da premissa de que a expectativa de lucro líquido é zero traduzida com base na seguinte relação entre quaisquer preços futuros e expectativas de realização de entrega:

$$E_t = (\ln S_{t+n} - \ln F_{t,t+n} / \phi_t) = 0 \quad (2)$$

onde  $S_{t+n}$  é o preço físico para entrega no tempo  $t+n$ ;  $F_{t,t+n}$  é o preço futuro no período  $t$  para entrega em  $t+n$ ,  $\phi_t$  é a informação conjunta no tempo  $t$ ;  $E_t$  é o operador da expectativa matemática no período  $t$ , isto é condicional à informação variável no tempo  $t$ .

Em outras palavras, a equação acima estabelece que o preço futuro  $F_{t,t+n}$  cotado no tempo  $t$  para entrega no tempo  $t+n$  seja um estimador não tendencioso do preço físico

$S_{t+n}$  na data de entrega, dada a informação conjunta variável no tempo  $t$  (quando o preço futuro é cotado).

Com a passagem do tempo, novas informações são acumuladas e somadas ao conhecimento já existente. A informação conjunta no tempo  $t$  é, então, contida no conjunto de informações de todos os períodos subseqüentes, isto é:

$$\phi_{t+l} \geq \phi_t ; \text{onde } l \geq 0, \text{ para todo } t.$$

Com isso se ressalta que a eficiência no mercado de futuros está relacionada com a rapidez com que os preços dos contratos reagem à nova informação que, algumas ocasiões, provém de determinadas publicações governamentais e, em outros, provém de canais privados.

### **3.2.2 A Importância Da Eficiência Em Mercados Futuros**

Segundo Edwards e Ma (1992) a habilidade do mercado futuro de prover informações sobre os preços esperados é um importante integrante de um sistema econômico eficiente.

Um preço futuro relativamente alto evidencia uma expectativa de escassez da *commodity* no futuro, enquanto um preço relativamente baixo demonstra certa abundância. Os produtores, buscando maximizar os seus lucros, irão deslocar a produção de *commodities* com preço futuro mais baixo para as de cotação maior. Do lado da procura, os consumidores substituirão consumo presente por consumo futuro quando se depararem com *commodities* com um preço à vista suficientemente maior que o preço futuro. Caso o preço futuro seja muito maior que o à vista, recaísse no caso dos estoques, já explicitados acima.

Em outras palavras, o efeito do preço futuro na atitude dos agentes econômicos quanto às decisões de produção, níveis de estoque e consumo gerará melhor alocação intertemporal

de recursos, e desta forma contribuirá para o aumento do bem-estar social e da eficiência econômica.

O papel do mercado futuro como “descobridor de preços” também afeta a eficiência do *hedge*. O *hedge* é uma operação de seguro de preço. Com os preços futuros distorcidos, o comprador a futuro pode tomar um contrato por um preço maior que a expectativa de mercado, que em média está correta. Assim o comprador estaria se protegendo contra a variação do preço de um lado e assumindo um risco de outro, o de fixar a cotação acima da esperada pelo mercado. O raciocínio de um vendedor de contratos futuros é análogo. Foi a necessidade de *hedge* que criou e justifica a existência de mercado futuro, e sua eficiência é, conseqüentemente fundamental.

Concluindo, um mercado futuro eficiente leva a ampliação do bem estar social através de uma melhor alocação intertemporal dos recursos. Além disso, a capacidade de melhor previsor do mercado de futuros proporciona ganhos na distribuição de riscos entre os agentes econômicos.

## **4. ESTUDOS EMPÍRICOS**

No presente capítulo são apresentados estudos empíricos a respeito da eficiência e integração de mercados futuros agrícolas. O objetivo é destacar resultados relacionados aos conceitos de eficiência e integração, como também os mecanismos econométricos utilizados na análise dos mesmos conceitos.

### **4.1 ESTUDOS EMPÍRICOS SOBRE INTEGRAÇÃO NO SETOR AGROPECUÁRIO**

De Zen (1997) investigou as relações existentes entre os preços diários de boi gordo das regiões do centro-sul brasileiro e entre estes preços e os da carne bovina na região da Grande São Paulo. A metodologia adotada foi o Teste de Causalidade de Sims e houve a aplicação do Filtro de Cochrane - Orcutt para eliminar a autocorrelação residual nas séries estudadas. Foram ajustados 16 modelos para as relações entre o preço da carne bovina na capital paulista e os preços de boi gordo em regiões do Estado de São Paulo, sendo 15 modelos para o preço da carne e os preços de boi nas regiões circunvizinhas e 15 para o Indicador de Preços do Boi Gordo (IPBG) ESALQ/BM&F e os preços de boi fora do Estado de São Paulo. Os resultados encontrados evidenciaram a presença de uma forte integração tanto entre regiões produtoras de boi como entre os seus níveis de produção e atacado. Isto foi verificado pela observação da forte causalidade bidirecional entre a maioria das regiões analisadas. Como os mercados analisados foram considerados integrados, portanto há respostas rápidas para alterações de preços em cada uma das regiões estudadas. Isso significa que a maioria das regiões e mercados analisados tem dinamismo suficiente para iniciar

alterações de preços em face de fatores locais e que isso gera reajuste de preços em praticamente todas as demais regiões.

Santana (1998) estudou a comercialização e integração de mercado na pecuária de corte no Estado do Pará. A metodologia utilizada pelo autor envolveu o cálculo dos coeficientes de conexão e o teste de cointegração de Engle-Granger. Os resultados encontrados pelo Índice de Conexão de Mercado (ICM) asseguram que o mercado do Pará não é integrado em curto prazo com os mercados de Minas Gerais, Goiás, Mato Grosso e São Paulo; já em longo prazo, há a tendência deles serem integrados. Por sua vez, os resultados do Vetor de Correção de Erro (VCE) ditam que em curto prazo não ocorre há transmissão de preços dos mercados de São Paulo, Minas Gerais, Mato Grosso e Goiás rumo ao Pará, o que reforça a análise de que no curto prazo, o mercado de boi gordo do Estado do Pará age de forma independente dos demais mercados, isto é, não é integrado, e em longo prazo tende a operar de forma integrada, em função da estabilidade de preços da economia e das políticas macroeconômicas que influenciam o setor. Os preços não se transmitem instantaneamente entre os mercados e quando isto ocorre, como é o caso de Pará e Goiás, a defasagem é de cerca de cinco meses.

Oellerman e Farris (1985) examinaram as relações dinâmicas nas variações dos preços dos mercados de futuros e mercados físicos, no caso bovino, no período de 1966 a 1982 nos E.U.A. Este estudo procurou averiguar qual mercado lidera o outro no processo de formação de preços. Foi verificado que o mercado de futuros age como mercado dominante em relação aos mercados físicos. Os autores comprovaram que o mercado de futuros é o ponto central de assimilação de informações, fazendo com que este mercado faça os produtores de gado observarem as variações nos preços futuros para a tomada de suas decisões no mercado físico. A conclusão deste estudo foi de que os preços futuros lideram os preços físicos, desta maneira o mercado de futuros seria o centro principal de formação de preços dos bovinos.

Koontz *et al* (1990) investigou no período de 1973 a 1984 a possível relação dominante –satélites nos mercados de futuros e físicos de gado vivo da Bolsa Mercantil de Chicago. Estes autores colocam que as diferentes relações entre os mercados físicos e futuros vão ser calcadas nas variações existentes na estrutura de comercialização da indústria de gado. A conclusão é de que o mercado de futuros tem um papel importante no processo de formação de preços e que os mesmos se comportam como mercados dominantes com respeito aos mercados físicos.

Goodwin e Schroeder (1991) analisaram a relação entre o mercado de futuros de suínos representado pela Bolsa Mercantil de Chicago com os mercados físicos de suínos nos Estados Unidos. Os dados encontrados foram de que o mercado de futuros atuava como formador de preços, sendo assim o mercado dominante, os mercados físicos por sua vez seriam os mercados satélites. Os preços físicos responderiam aos preços futuros com defasagem de um dia. Deve-se ressaltar que os autores também encontram evidências que em determinados períodos, quando há grande movimento de preços, o mercado físico exerce papel dominante em relação ao mercado de futuros. Entretanto, os preços são determinados no mercado de futuros, onde 65% da informação é repassada aos mercados físicos.

Ravallion (1986) analisou os diferentes preços inter-regionais para o mercado de arroz de Bangladesh no período de 1972 a 1975. A análise visava não só verificar a integração nestes mercados regionais, mas também os possíveis reflexos da grande fome que atingiu a região em 1974. De acordo com Coelho (2002) o modelo de integração proposto por Ravallion pode ser entendido com um modelo VAR com restrições em sua forma reduzida. Este modelo preconizava que para a efetiva solidez dos cálculos fazia-se necessário estabelecer qual era o mercado central e qual era o mercado a ele ligado (mercado regional). Os resultados encontrados pelo autor demonstraram que existem impedimentos tanto para a integração de curto prazo como a integração de longo prazo. Estes impedimentos decorreriam

de que os mercados analisados não se mostraram competitivos, como também foi observado a forte influência pública nestes mercados.

Gonzalez-Rivera e Helfand (2001) investigaram a extensão, o padrão e o grau de integração do mercado brasileiro de arroz por meio de um sistema multivariado com cointegração de Johansen. Primeiramente analisou-se quais localidades são ligadas por fluxos de comércio de bens, obtendo assim a extensão do mercado. Em segundo lugar, verificou-se se os preços apresentam relação de longo prazo entre si, caso apresentem, os mesmos seriam cointegrados. Os resultados encontrados foram de que 15 dos 19 estados analisados pertencem ao mesmo mercado econômico. Através da utilização do VECM constatou-se que o mercado consumidor da região Sudeste pode ser caracterizado como centro econômico deste mercado. O grau de integração foi calculado com base nos perfis de persistência das relações de equilíbrio de longo prazo. A convergência ao equilíbrio é mais rápida entre os estados vizinhos e aqueles que são ligados diretamente por comércio.

Rashid (2004) investigou a integração no mercado de arroz de Uganda após a liberação deste mercado na década de 90. Os dados utilizados foram semanais e divididos em dois períodos de estudo. Para cada um destes períodos foi verificada a extensão da integração, as relações causais entre os diferentes mercados locais e a importância destes mercados no processo de formação de preços no longo prazo. Verificou-se que os mercados locais que não eram integrados aos principais centros consumidores do país, após a liberação do mercado, se integraram. Os distritos do norte do país não se integram aos mercados consumidores principais, isto se deve que estes distritos possuem graves divergências com o governo central, assim eles não se integram aos demais distritos do país. Após a liberação do mercado, no geral a integração entre os mercados melhorou, no entanto o estudo evidenciou que políticas públicas privilegiaram alguns mercados locais em relação a outros mercados.

Liu e Wang (2003) analisaram a integração no mercado de ovos nos estados de Washington, Idaho, Nevada, Oregon, Califórnia e Arizona. A metodologia utilizada foi o teste de cointegração multivariado de Johansen. Os resultados encontrados foram de cinco vetores de cointegração entre as seis séries de preços. Concluiu-se que há um mercado de ovos integrado para os estados analisados. Assim, como os seis estados pertencem ao mesmo mercado de ovos, testou-se a hipótese da perfeita integração de mercado, ou seja, a pressuposição da existência da Lei do Preço Único (LPU). A análise mostrou que não há perfeita integração no sentido de que as variações nos preços não são transmitidas proporcionalmente. A aplicação de um teste de exogeneidade fraca mostrou que os preços dos ovos nos estados de Washington, Arizona e Califórnia regem o comportamento dos preços dos ovos nos demais estados. Isto se deve porque a Califórnia e Washington são os maiores exportadores de ovos e Arizona é o maior importador.

Nogueira (2001), por sua vez, analisou o comportamento dos mercados regionais de café arábica brasileiro tendo como premissa a sua integração espacial e a efetividade de seu *hedge*. O período do estudo compreendeu setembro de 1996 a outubro de 2000. A metodologia aplicada foi teste de raiz unitária, de cointegração, vetor de correção de erro e teste de Causalidade de Granger para se analisar a integração espacial utilizou-se modelos analíticos para se calcular a razão ótima e efetividade ótima do *hedge*. Os resultados encontrados demonstraram que os diferentes mercados regionais de café são integrados, fazendo com que assim o fluxo de informações entre os agentes destes mercados ocorra de forma rápida. Desta maneira, possíveis intervenções governamentais no mercado de café arábica são extremamente preocupantes, pois ocasionariam ineficiências no mesmo. As operações de *hedge* efetuadas na BM&F são mais vantajosas que as efetuadas na Bolsa de Nova Iorque (Coffee, Sugar & Cocoa Exchange, CSCE, Estados Unidos/Nova Iorque) a razão

deve ser a proximidade da BM&F dos centros produtores nacionais, possibilitando assim contratos mais vantajosos para os mesmo.

Coelho (2002) analisou a cultura do algodão e como se relacionam os seus preços externos e internos. O horizonte de estudo foi de janeiro de 1982 a setembro de 2001. As variáveis utilizadas foram provenientes da CONAB (preço interno) e da Cotlook A, Cotlook B e Nova York (preços externos). A metodologia utilizada foi o teste de cointegração, em especial o teste de Johansen, baseado na trajetória dos preços internos e externos da pluma do algodão. Os resultados demonstraram que durante a década de 80 o mercado brasileiro não pode ser considerado integrado aos mercados internacionais, atuando assim isoladamente. No entanto, durante a década de 90 o mercado brasileiro demonstrou ser integrado aos mercados internacionais, ou seja, a variação de preços de um mercado foi transmitida de maneira completa para o outro mercado.

#### **4.2 ESTUDOS EMPÍRICOS SOBRE EFICIÊNCIA**

Frick e Campos (1996) analisaram a eficiência no mercado futuro de boi gordo da BM&F. Nessa análise eles utilizaram o teste de Nordhaus. O fundamento do teste é de que o mercado eficiente não pode apresentar correlação significativa diária com as cotações diárias no mercado de futuro. Sabe-se que tal correlação existe, pois o preço do dia de amanhã depende de como o mercado fecha hoje. Basicamente analisaram-se as variações das cotações. Eles utilizaram uma série de preços do contrato futuro de boi gordo de 8 de agosto de 1991 a 31 de agosto de 1996, analisando para cada vencimento futuro negociado a hipótese da eficiência. Dos 18 meses negociados, nove se mostraram ineficientes. Os resultados permitiram afirmar que o mercado futuro de boi gordo não incorporou a informação da melhor forma possível.

Silveira (2002) em sua análise das operações de *cross hedge* do bezerro e do hedge do boi gordo no mercado futuro da BM&F também analisou a eficiência no mercado futuro de boi gordo. Os dados utilizados compreenderam o período de setembro de 1995 a fevereiro de 2001. A hipótese é de que o processo auto-regressivo (AR) da série de preços futuros de boi gordo é constituído de um AR (1), sendo, portanto assim eficiente. O processo auto-regressivo (AR) encontrado foi um AR (2), resultando que o preço médio de uma semana possui relação com o preço de duas semanas atrás. O autor afirma que este resultado encontrado não é definitivo, pois a ordem do processo regressivo é baixa, sendo assim impossível afirmar de modo categórico que o mercado estudado é ineficiente.

Koppenhaver (1983) investigou a ocorrência ou não de viesamento e prêmio e risco no mercado futuro de gado nos Estados Unidos. A metodologia proposta pelo autor foi de um teste eficiência do mercado futuro na sua forma fraca e outro na sua forma semiforte. Os resultados encontrados divergiram quanto à eficiência e quanto às datas de vencimento do contrato. Na análise da eficiência da forma fraca, o mercado futuro é eficiente para as cotações efetuadas com até seis meses da data de vencimento do contrato. Em contrapartida, a análise da eficiência na forma semiforte mostrou que o mercado seria eficiente para as cotações de até dois meses antes da data de vencimento do contrato. Independente do horizonte temporal das cotações e quanto a sua eficiência foi constatado que o mercado paga um prêmio de risco para seus clientes.

Leuthold e Hartman (1979) investigaram a eficiência no mercado futuro de suínos nos E.U.A., bem como o comportamento dos produtores da referida *commodity*. Eles observaram que os produtores, na prática, utilizam poucas variáveis econômicas para a tomada de suas decisões mais relevantes. Foi também verificado que no mercado futuro de suínos existe uma certa ineficiência, sendo que a mesma se deveria em parte, ao pouco tempo de ajuste do preço

a entrada de uma nova informação no mesmo dia. Outras causas da baixa eficiência encontrada foram apontadas:

- a) a pobre qualidade de especulação, decorrente do escasso conhecimento ou inexperiência dos operadores neste mercado;
- b) a pouca qualidade dos modelos de previsão utilizados;
- c) a pouca quantidade de capital disponível para aproveitar as distorções que os preços produzem.

Colling e Irwing (1990) também investigaram a eficiência no mercado de futuros de suínos, mas de suínos vivos, em face de informações provenientes do Departamento da Agricultura dos Estados Unidos. Os resultados encontrados ofereceram forte suporte à hipótese de eficiência do mercado. Este suporte de eficiência no mercado de futuros de suínos vivos aconteceria porque:

- a) não ocorrem reações para mudanças antecipadas nos informes reportados;
- b) há reação significativa e na direção esperada para variações não antecipadas nos informes reportados;
- c) o mercado geralmente se ajusta a informações não antecipadas no dia seguinte ao anúncio do informe.

Por sua vez, Sheldon (1987) testou a hipótese de que os mercados futuros de batata, carne de porco e farinha de soja na Inglaterra são ineficientes em seus estágios iniciais de desenvolvimento. Esta ineficiência seria com o transcorrer do tempo enfraquecida, já que ocorreria, segundo o autor, um processo de ajustamento, levando-o a eficiência no longo

prazo. Os resultados encontrados mostraram que os três mercados estudados são ineficientes na sua forma fraca, embora esta mesma eficiência decresceria com o decorrer do tempo.

Auton *et al* (1997) também examinou por meio do teste de cointegração de Engle e Granger a eficiência, na sua forma fraca, de mais de uma *commodity*, dos mercados futuros de batata, trigo e carne de porco da Inglaterra. Os autores buscavam averiguar se toda a informação disponível seria incorporada nos preços e que as previsões acerca dos preços futuros não seriam viesadas. Os resultados encontrados evidenciaram que o mercado futuro de trigo é eficiente, não ocorrendo viesamento dos preços, o mercado de carne de porco possuiria ineficiências, mas sem nenhum viesamento, o mercado de batata por sua vez seria ineficiente. O viesamento significa que os preços futuros não são previsores eficientes dos preços físicos futuros de carne de porco e batata.

Saboya e Bacchi (1999) analisaram a eficiência da formação dos preços dos contratos futuros de *commodities* agrícolas da BM&F de março de 1996 a fevereiro de 1999. As *commodities* estudadas foram o açúcar, o algodão, o boi gordo, o café, o milho e a soja. Para os contratos das referidas *commodities* eliminou-se aqueles considerados possuidores de baixa liquidez. A metodologia adotada foi que a eficiência em mercado de futuros é caracterizada por um processo auto-regressivo de ordem AR (1). Os resultados encontrados apontaram que os preços dos contratos futuros de açúcar, soja e boi gordo são caracterizados por um processo AR (1), sendo assim eficientes. No entanto, as demais *commodities*, café, algodão, milho (em alguns casos), podem ser caracterizados como ineficientes em termos de mercado de futuro das respectivas *commodities*.

Fortenbery e Zapata (1993) estudaram a cointegração entre mercados de futuros e mercados de grãos locais. Utilizaram mercados futuros de milho e soja da Chicago Board Trade (CBOT) e dos mercados físicos para cada uma destas *commodities* no estado da Carolina do Norte nos Estados Unidos. A metodologia adotada foi o teste de Johansen, para o

período de 1980 a 1991. Os mercados locais escolhidos foram o de Greenville e Williamston. Os resultados encontrados sugerem que os mercados da soja e do milho da Carolina do Norte respondem diferentemente a variações nos preços futuros, sendo que o mercado de Williamston geralmente requer um período de negociação para incorporar todas as variações nos preços futuros de Chicago nos preços à vista.

Arbex e Silva (1998) analisaram a eficiência nos mercados futuros e cointegração dos contratos de soja e café. Estes autores utilizaram em sua análise os testes de raízes unitárias (ADF), testes de cointegração (EGA). Os resultados encontrados sugerem que tanto o mercado futuro de soja como do café são eficientes na forma fraca (*weak form*).

Silva (1998) verificou em seu estudo a eficiência do mercado futuro de soja por meio da análise do comportamento da base, da volatilidade do contrato futuro e da convergência dos preços físicos e futuros. O estudo revelou que a partir da proximidade da data de vencimento de contrato ocorre fortalecimento da base conjuntamente com o enfraquecimento de volatilidade do contrato. Isto aliado à constatação da convergência dos preços possibilitou afirmar que o mercado é eficiente na transferência de riscos. Analisou-se posteriormente a eficiência do mercado futuro de soja. Os resultados encontrados por meio do teste de cointegração corroboram a afirmação que este mercado futuro é eficiente.

Liu *et al* (2004) examinaram a eficiência no mercado futuro de lã do Reino Unido por meio do teste de cointegração de Johansen. Estes autores incorporaram na análise da eficiência deste mercado a taxa de juros como sendo o prêmio de risco, que na análise de outros autores subentende-se como sendo nula. Primeiramente analisou-se a cointegração entre preços físicos e futuro, posteriormente se analisou a eficiência dessas variáveis conjuntamente com a taxa de juros. Segundo estes autores haveria uma relação de longo prazo, ou seja, cointegração desde que os preços futuros e físicos forem cointegrados com um vetor (1, -1) ou quando estes preços e a taxa de juros forem cointegrados com um vetor (1-

1,1). Os resultados encontrados corroboram que os preços físicos e futuros defasados são cointegrados de acordo com o vetor anteriormente mencionado, no entanto estes mesmos preços e a taxa de juros são cointegrados, mas não com um vetor de cointegração (1-1,1). Os autores concluíram que o mercado de futuros analisado oferece informação relevante acerca dos preços físicos e futuros.

Pontes Júnior (2000) analisou a eficiência no mercado de futuros do açúcar na BM&F no período de setembro de 1995 a julho de 1999. Os resultados encontrados para a equação de longo prazo foram, no valor, de 0,99 para as elasticidades de longo prazo e de -0,01 para o intercepto. De acordo com os testes de Wald, como os parâmetros anteriormente mencionados foram diferentes de um e zero, conclui-se, portanto que os preços formados no mercado futuro são eficientes. Além do que, o cálculo das elasticidades no curto prazo foi de 0,66; ou seja, em média 66% das variações que ocorrem nos preços futuros se refletem nos preços físicos. A aplicação do mecanismo de correção de erro apresentou o parâmetro de 0,71; ou seja, 71% das expectativas de formação de preços futuros estão sendo revistas a cada período. Deste modo os agentes aprendem rapidamente com as experiências anteriores, e assim o mercado se torna eficiente em um espaço curto de tempo.

Perobelli (2001) investigou a eficiência nos contratos futuros de algodão de pluma da BM&F e da NYBOT. Primeiramente ela utilizou o procedimento de Engle e Granger para verificar a cointegração entre as séries de preços futuros e à vista e posteriormente ela utilizou o procedimento de Johansen para se verificar a hipótese de eficiente do mercado de futuro. Os resultados encontrados indicaram que o preço futuro da BM&F é um previsor não viesado do preço à vista correspondente. Estes mesmos resultados não indicaram a existência de prêmio de risco ou a constatação de que erros passados de previsão prevessem o futuro do preço à vista.

Um dos trabalhos que serviu de base para a metodologia do presente estudo foi o de Haigh<sup>6</sup> (1998) Este autor verificou a eficiência no mercado futuro de fretes marítimos na Baltic International Freight Futures Exchange (BIFFEX). A eficiência foi analisada tanto em longo prazo como em curto prazo. Os dados utilizados compreenderam o período de julho de 1988 a setembro de 1997. Os testes realizados consistiram do teste de raízes unitárias (ADF), o teste de cointegração de Johansen e o mecanismo de correção de erro (MCE). Conjuntamente com estes testes foram realizados outros testes adicionais para a normalidade, a heterocedasticidade, a autocorrelação serial e o auto-regressivo de heterocedasticidade condicional (ARCH). Com a utilização do teste de Wald na equação do longo prazo foi verificado que o contrato de um mês do contrato futuro é um previsor não viesado do mercado à vista. Contudo no curto prazo, a eficiência não foi verificada. A conclusão que o autor chegou foi que é que a ineficiência no curto prazo pode ser decorrente da existência de arbitragem neste mercado.

Cabe ressaltar que, independente do artigo, a grande gama de métodos estatísticos<sup>7</sup> utilizados no exame de eficiência em mercado de futuros, de qualquer *commodity*, consistiu de:

- análise da estacionaridade das variáveis em estudo, pelo teste de raiz unitária, com auxílio do método de Dickey- Fuller Aumentado (ADF);
- exame de cointegração<sup>8</sup> com o intuito de se verificar a relação entre as variáveis em estudo no longo prazo, sendo realizado pelo método de Cointegração de Engle Granger ou de Johansen;

---

<sup>6</sup> Este trabalho é exceção aos demais porque não se refere ao estudo de *commodities* agrícolas, mas sim, de uma nova forma de mercado de futuros, o de fretes marítimos. Como a metodologia que será adotada no presente estudo é baseada no referido trabalho, conjecturou-se que faz-se necessário uma explanação sobre o mesmo.

<sup>7</sup> Para maiores detalhes acerca dos métodos estatísticos a ser utilizados no presente trabalho verificar o capítulo 5.

<sup>8</sup> Outro método também utilizado para a análise de eficiência é verificar a ordem do processo auto-regressivo das variáveis em estudo, sendo o processo um AR (1), o processo caracteriza-se pela eficiência, do contrário ele é ineficiente. Este método, como já citado no presente trabalho, foi utilizado por Silveira (2002), no entanto, este processo é considerado atualmente ultrapassado. Desta maneira, no próximo capítulo somente serão tratados os métodos estatísticos a serem empregados no exame da eficiência neste trabalho.

- aplicação do Modelo de Correção de Erro (MCE) para se verificar a eficiência no curto prazo.

Em resumo, a análise destes trabalhos sobre eficiência em mercados de futuros permite concluir que:

- independente do horizonte temporal das cotações de preços , o mercado paga um prêmio de risco para seus clientes;
- os mercados são ineficientes em seus estágios iniciais de desenvolvimento, mas com o correr do tempo, ocorre um processo de ajustamento entre preços à vista e futuro, tornando assim estes mercados eficientes no longo prazo;
- a ineficiência em mercado de futuros seria resultado do pouco tempo de assimilação dos preços a uma nova informação que se incorpora ao mercado em estudo;
- as constatações de ineficiências no mercado de futuros de algumas *commodities* no curto prazo seriam decorrentes da presença de arbitragem

Quanto à análise da eficiência no mercado futuro de boi, os resultados dos trabalhos realizados, até a presente data, mostraram-se divergentes. A eficiência, para alguns foi evidenciada, mas houve a necessidade de um pagamento de prêmio de risco aos agentes do mercado. A ineficiência por sua vez, é levantada pela maioria dos trabalhos realizados, entre eles Frick e Campos (1996), e Silveira (2002). Nesse intuito faz-se necessário uma análise mais profunda da existência ou não da eficiência no mercado futuro de boi gordo com auxílio dos métodos estatísticos percorridos no próximo capítulo.

## 5 MÉTODOS

Este capítulo visa desenvolver todo o arcabouço econométrico necessário a análise da eficiência e integração nos diferentes mercados físicos e futuro de boi gordo. Inicialmente desenvolve-se os conceitos básicos para a referida análise, para posteriormente aprofundar-se nos modelos de eficiência e integração propriamente ditos.

### 5.1 CONCEITOS BÁSICOS

#### 5.1.1 Estacionariedade

Vandale (1983) assegura que um processo estocástico  $y_t, t = 1, 2, \dots, n$  é fracamente estacionário se:

- a) a sua variância e média são constantes ao longo do tempo;
- b) as autocorrelações entre os valores do processo em dois momentos do tempo, por exemplo,  $t$  e  $t-k$  dependem do tamanho entre estes períodos e não da data.

Caso um dos pressupostos acima mencionados não for encontrado, a série temporal analisada não é estacionária.

Uma série temporal não estacionária ao ser utilizada na análise de regressão clássica pode levar a regressões espúrias, que implicariam em relações entre as variáveis quando o que está presente são tendências estocásticas correlacionadas no tempo. De acordo com Enders(1995) uma regressão espúria apresenta  $R^2$  alto e um  $t$ -estático que parece ser significativo, mas não tem nenhum significado econômico. Isto se deve porque as estimativas

dos mínimos quadrados ordinários são inconsistentes e as inferências estatísticas dos testes usuais não se aplicam.

Embora a maioria das séries econômicas não seja estacionária, diferenciando-as uma ou duas vezes em termos econômicos pode resultar em uma nova série estacionária. Isto leva ao conceito de ordem de integração proposto por Engle e Granger (1987, p.288):

*a series with no deterministic component which has a stationary invertible, ARMA representation after differencing  $d$  times, is said to be integrate for order  $d$ , denote  $x_t \sim I(d)$ .*

Em outras palavras, se uma série temporal tem que ser diferenciada  $d$  vezes para se tornar estacionária, a ordem de integração desta série será de ordem  $d$ ,  $I(d)$ . Qualquer série cuja ordem de integração for maior que zero ( $d > 0$ ) é dita não estacionária, caso contrário, a série é estacionária.

Segundo Engle e Granger (1987), duas variáveis podem seguir um passeio aleatório, mas a combinação linear das mesmas pode ser estacionária. Neste caso, diz-se que as variáveis são cointegradas.

### **5.1.2 Teste De Raízes Unitárias**

Analisando-se as séries de preços utilizadas, tanto a futuro como à vista verifica-se a raiz unitária. Caso as séries de tempo de preços futuros e à vista sejam não estacionárias e não tenham sazonalidade, faz-se necessário à implementação das primeiras diferenças para torná-las estacionárias, a combinação linear entre elas será também estacionária. O primeiro passo para se determinar as relações entre os preços disponíveis e futuros é realizar um teste de raízes unitárias, com o objetivo de se verificar a presença de cointegração entre as variáveis e a ordem de integração entre as mesmas.

Considere-se, por exemplo, um processo AR (1) com constante:

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Onde  $\mu$  e  $\rho$  são os parâmetros e  $\varepsilon_t$  é a variável de ruído branco. Se  $-1 < \rho < 1$  a série ( $y$ ) é estacionária. Caso  $\rho = 1$  a série é não estacionária. Se o valor de  $\rho$  é bem maior que 1 a série é explosiva. Caso seja menor que 1<sup>9</sup>, a série é estacionária. Deste modo Dickey Fuller e Philips Perón testam a existência de raízes unitárias para a hipótese  $H_0 : \rho = 1$ . Esta hipótese é contrastada com a hipótese alternativa  $H_1 : \rho < 1$ . A fim de se verificar a presença de raízes unitárias o seguinte procedimento é efetuado:

Subtraindo-se  $y_{t-1}$  de ambos os lados da equação (3), tem-se que:

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

onde  $\gamma = \rho - 1$  e as hipóteses nula e alternativa são, respectivamente:

$$H_0 : \gamma = 0 \quad H_1 : \gamma < 0$$

Desenvolvendo este procedimento, o teste ADF (Dickey Fuller Aumentado) parte do princípio de que as séries  $y$  seguem um processo AR(p):

$$\Delta y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \delta_3 \Delta y_{t-3} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

As hipóteses são:

$$H_0 : \gamma = 0 \quad H_1 : \gamma < 0$$

O software EVIEWS reporta os valores críticos do ADF com os valores calculados. Desta forma se os valores críticos forem maiores que os valores calculados a série é não estacionária, do contrário é estacionária.

---

<sup>9</sup> É preciso ressaltar que segundo Hatanaka (1998), em amostras pequenas, quando as raízes características se encontram no intervalo de 0,9 a 1,0, o teste de Dickey-Fuller não consegue distinguir um processo que possui raiz unitária de outro com tendência estacionária.

### 5.1.3 Teste De Cointegração De Johansen

A cointegração entre os preços futuros e à vista é uma condição necessária, mas não suficiente para o mercado de futuro ser considerado eficiente. Caso ambos os preços, à vista e futuro são cointegrados de ordem I(1), então o teste de cointegração de Johansen poderá ser efetuado. Considere um modelo VAR, sem restrição, com k defasagens de um vetor  $y_t$ , vetor este com  $n$  variáveis endógenas potenciais, sendo este modelo representado como se segue:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_k y_{t-k} + \Phi D_t + u_t \quad (6)$$

onde  $y_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ),  $u_t \sim IN(0, \Sigma)$ , cada elemento  $A_i$  representa uma matriz de parâmetros de ordem ( $n \times n$ ) e  $D_t$  são termos determinísticos, como, constante, tendência linear, *dummies* sazonais, *dummies* de intervenção, ou qualquer outro tipo de regressor que possam ser considerados fixos e não estocásticos.

Com base na equação (6) pode-se transformá-la em um Modelo Vetorial de Correção de Erro (VECM), o qual será como:

$$\nabla y_t = \Gamma_1 \nabla y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \nabla y_{t-k+1} + \Pi y_{t-k} + \Phi D_t + u_t \quad (7)$$

onde,  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ , ( $i = 1, \dots, k-1$ ), e  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ ,

Segundo Harris (1995) o principal proveito da utilização do VECM é de que nesse formato se incorporam informações tanto a longo como em curto prazo via ajustes nas variações no vetor  $y_t$ , sendo os mesmos estimados pelos parâmetros  $\Gamma_i$  e  $\Pi$ .

A matriz  $\Pi$  é representada como:

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (8)$$

*sendo que,  $\alpha$  representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz no curto prazo, enquanto que,  $\beta$  é uma matriz de coeficientes de co-integração de longo prazo, onde o termo  $\beta' y_{t-k}$  o qual está embutido na equação (7), representa até,  $n - 1$  relações de co-integração no modelo multivariado, assegurando dessa forma que,  $y_t$  converge para uma solução de equilíbrio no longo prazo (Margarido et al, 2005, p.10)*

A prova da cointegração é realizada pela análise do *rank* da matriz  $\Pi$ , sendo que o mesmo é igual ao número de vetores de cointegração. Se  $\text{rank}(\Pi) = 0$ , não há cointegração.

Caso o  $\text{rank}(\Pi) = 1$ , haveria somente um vetor de cointegração.

De acordo com Johansen (1988) há dois testes estatísticos para se verificar a hipótese nula de que há mais de  $r$  vetores de cointegração. A hipótese nula seria então especificada como sendo que o *rank* dos coeficientes da matriz  $\Pi$  é maior que  $r$ , para  $r = 0, 1, \dots, n-1$ .

Johansen propõe duas estatísticas para testar a significância dos vários vetores de cointegração:

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (9)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (10)$$

onde  $\hat{\lambda}_i$  são os valores estimados das raízes características (chamadas também de *eigenvalues*) obtidos da matriz  $\Pi$ .

Onde:  $T$  - nº de observações. Os valores críticos são providenciados por Osterwald-Lenum (1992).

### 5.1.4 Teste De Causalidade De Granger

Estatisticamente pode-se identificar uma relação de causa e efeito entre variáveis, por exemplo, X e Y, desde que haja uma precedência temporal entre as mesmas. O teste de causalidade de Granger assume que “o futuro não pode causar o passado nem o presente”. Entretanto, pode-se dizer que a série X precede Y, ou Y precede X, ou há bicausalidade entre X e Y. É isso o que o teste de Granger faz. Então, se disser que X causa Granger Y, esta-se dizendo que X precede e/ou é informação relevante para Y. Dessa forma, uma série de tempo estacionária X causa, no sentido de Granger, uma outra série estacionária Y se melhores predições estatisticamente significantes de Y podem ser obtidas ao incluirmos valores defasados de X aos valores defasados de Y. O teste consiste em estimar as duas regressões:

$$X_t = \sum a_i Y_{t-i} + \sum b_i X_{t-i} + \mu_{1t} \quad (11)$$

$$Y_t = \sum c_i Y_{t-i} + \sum d_i X_{t-i} + \mu_{2t} \quad (12)$$

onde  $\mu_{it}$  são os resíduos, os quais se assume que não são correlacionados. As variáveis X e Y devem ser estacionárias. Se os coeficientes defasados de Y são conjuntamente diferentes de zero na equação (11), pode-se colocar que Y causa Granger X. Se os coeficientes defasados de X são conjuntamente diferentes de zero na equação (12), pode-se dizer que X causa Granger Y. Deve-se salientar que as variáveis X e Y comumente são representadas na formas de taxas de crescimento, devido à razão de que é difícil encontrar variáveis que sejam estacionárias em nível. O teste usado para testar a significância conjunta de cada grupo de coeficientes das respectivas equações acima é o teste F.

### 5.1.5 Modelo De Correção De Erro (MCE)

Parte-se de um modelo geral<sup>10</sup>, em que  $Y$  em função de  $X$ , com variáveis adicionais representadas pelos valores defasados em um período de  $Y$  e  $X$ . Tem-se então o seguinte modelo:

$$\log Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log Y_{t-1} + \alpha_2 \log X_t + \alpha_3 \log X_{t-1} + \mu_t \quad (13)$$

Com o objetivo de derivar um modelo de correção de erro com base na equação acima, faz-se necessário que tanto  $Y$  como  $X$  sejam expressos em diferenças. Assim subtrae-se  $\log Y_{t-1}$  de ambos os lados da equação.

$$\log Y_t - \log Y_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 \log Y_{t-1} - \log Y_{t-1} + \alpha_2 \log X_t + \alpha_3 \log X_{t-1} + \mu_t \quad (14)$$

$$\Delta \log Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log Y_{t-1} - \log Y_{t-1} + \alpha_2 \log X_t + \alpha_3 \log X_{t-1} + \mu_t \quad (15)$$

$$\Delta \log Y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1) \log Y_{t-1} + \alpha_2 \log X_t + \alpha_3 \log X_{t-1} + \mu_t \quad (16)$$

Deve-se também diferenciar  $\log X_t$  então no lado direito da equação soma-se e subtraí-se  $\alpha_2 \log X_{t-1}$ . Assim tem-se que:

$$\Delta \log Y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1) \log Y_{t-1} + \alpha_2 \log X_t - \alpha_2 \log X_{t-1} + \alpha_2 \log X_{t-1} + \alpha_3 \log X_{t-1} + \mu_t \quad (17)$$

em que:

$$\Delta \log Y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1) \log Y_{t-1} + \alpha_2 \Delta \log X_t + (\alpha_2 + \alpha_3) \log X_{t-1} + \mu_t \quad (18)$$

---

<sup>10</sup> Este item foi baseado no trabalho de Carneiro (1991), Enders (1995) e Gujarati (2000).

Com o objetivo de se obter o MCE assumisse que o coeficiente do modelo de  $\log Y_{t-1}$  é igual a menos o coeficiente de  $\log X_{t-1}$ :

$(\alpha_1 - 1) = -(\alpha_2 + \alpha_3)$ , reagrupando os termos tem-se que:

$$\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1$$

Desta maneira a soma dos coeficientes, com exceção da constante, deve ser igual a 1 para se obter o MCE. Assim:

$$\Delta \log Y_t = \alpha_0 + \alpha_2 \log X_{t-1} - \tau(\log Y_{t-1} - \log X_{t-1}) + \mu_t \quad (19)$$

Onde:  $\tau = -(\alpha_1 - 1) = \alpha_2 + \alpha_3$

O coeficiente  $\tau$  dá a velocidade em que ocorre o ajustamento das variáveis X e Y em que ocorre o ajustamento das variáveis a possíveis desequilíbrios. O nível negativo do coeficiente assegura que em um eventual desequilíbrio será compensado por um movimento inverso na variável dependente.

## 5.2 MODELO ANALÍTICO PARA INTEGRAÇÃO DE MERCADOS

A análise de integração entre os diferentes mercados de boi gordo, segue as etapas dos estudos de Santana (1998) e Nogueira (2001) e vai ser encaminhada através de quatro passos.

### 5.2.1 Teste De Raiz Unitária

O primeiro passo consiste em determinar a ordem de integração (número de diferenças em que a séries se torna estacionária) de cada série de preços do mercado de boi gordo. O teste ADF é então aplicado a seguinte regressão:

$$\Delta PC_t^i = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot PC_{t-1}^i + [\sum_j (\beta_j \cdot \Delta PC_{t-j}^i)] + v_t \quad (20)$$

em que  $\Delta$  é o operador de diferença ( $P_t - P_{t-1}$ ) para cada série de preços;  $i$  representa os diversos mercados de boi gordo;  $\Delta PC_t^i = PC_t^i - PC_{t-1}^i$  é a diferença entre o preço do boi gordo entre o período  $t$  e o período  $t-1$ ;  $PC_{t-1}^i$  é o preço à vista do boi gordo do período  $t-1$ , na região  $i$ ;  $\Delta PC_{t-j}^i = PC_{t-j}^i - PC_{t-j-1}^i$  é a diferença entre o preço do boi gordo entre o período  $t-j$  e o período  $t-j-1$ ;  $\alpha_0$ ,  $\alpha_1$ ,  $\beta_j$  são os parâmetros da equação;  $v_t$  é o erro aleatório.

Com o teste ADF as seguintes hipóteses são testadas:

Hipótese nula:  $H_0 : \alpha_1 = 0$

Hipótese alternativa:  $H_a : \alpha_1 < 0$

Caso a hipótese nula seja não rejeitada, as séries têm uma raiz unitária, devendo a equação ser reparametrizada e avaliada para um novo teste, de modo que a série seja especificada nas primeiras diferenças. Os testes devem ser repetidos aumentando-se as diferenças até que a hipótese nula seja rejeitada.

### 5.2.2 Teste De Cointegração de Johansen Para A Integração

O segundo passo consiste da análise do comportamento dos mercados regionais de boi gordo com base na equação proposta por Nogueira (2001, p22) e demonstrada abaixo:

$$PC_t^i = \beta_0 + \beta_1.PC_t^j + v_t \quad (21)$$

em que  $PC_t^i$  é o preço do boi gordo no período t, na região i;  $PC_t^j$  é o preço do boi gordo no período t na região j;  $\beta_1$ ,  $\beta_0$  são parâmetros e  $v_t$  é o erro aleatório. Aplicando o teste de cointegração de Johansen na mesma, se por ventura eles não forem cointegrados não haveria relação de longo prazo, mas poderia haver relação de curto prazo entre as séries analisadas.

### 5.2.3 Estimação E Análise Do Vetor De Correção De Erro (VCE)

O terceiro passo consiste na análise da direção em que ocorre a transmissão de preços de um mercado para outro por intermédio de um vetor de correção de erro (VEC), popularizado por Engle e Granger e aplicado por Santana (1998) e Nogueira (2001) em seus estudos. O vetor de correção de erro (VCE) é estimado segundo Johansen (1988) mediante o emprego do *software* Eviews 3.0 na seguinte equação:

$$\Delta PC_t^i = \gamma_0 + \gamma_1.\Delta PC_{t-1}^i + \gamma_2.\Delta PC_t^j + \gamma_3.v_{t-1} + \mu_t \quad (22)$$

Caso o coeficiente  $\gamma_3$ , relativo ao termo de erro da regressão cointegrada for diferente de zero, de acordo com Santana (1998), a transmissão ocorre dos preços da região j para os preços do boi gordo da região i. De acordo com Nogueira (2001, p.23) *se os coeficientes do termo erro defasado não forem estatisticamente, a 5% de probabilidade, diferentes de zero, não haveria transmissão de preços do mercado j para o mercado i no curto prazo. Estes mercados seriam independentes no curto prazo.*

## 5.2.4 Teste De Causalidade De Granger Para A Integração

O quarto passo consiste em analisar a causalidade entre os diferentes mercados de boi gordo, tendo como base as seguintes equações:

$$PC_t^i = \sum_{k=1}^n (\alpha_k PC_{t-k}^i) + \sum_{p=1}^n (\beta_p PC_{t-p}^j) + \mu_{1t} \quad (23)$$

$$PC_t^j = \left[ \sum_{k=1}^m (\lambda_k . PC_{t-k}^j) \right] + \left[ \sum_{p=1}^m (\delta_p . PC_{t-p}^j) \right] + \mu_{2t} \quad (24)$$

em que  $PC_t^i$  é o preço à vista do boi gordo do período t, na região i;  $PC_{t-k}^j$  é o preço à vista do boi gordo do período t-k, na região j;  $PC_t^j$  é o preço à vista do boi gordo do período t, na região j;  $PC_{t-k}^j$  é o preço à vista do boi gordo do período t-k, na região j; m e n são defasagens;  $\alpha_k, \beta_p, \lambda_k, \delta_p$  são parâmetros; e  $\mu_{1t}$  e  $\mu_{2t}$  são erros aleatórios não correlacionados. Com qualquer análise de causalidade<sup>11</sup>, deve-se ter em conta que os resultados encontrados podem demonstrar causalidades unidirecionais, bidirecionais ou sem qualquer relação de causalidade. A análise vai partir dos valores dos seguintes coeficientes das equações (34 e 35):

$$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0 \text{ e } \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_p = 0$$

A estatística F é que vai nortear a validade dos valores encontrados nas equações.

---

<sup>11</sup> Para se implementar a análise de causalidade, estimam-se as equações (23) e (24) por mínimos quadrados ordinário (MQO), escolhendo o número apropriado de defasagens pelo critério de Akaike.

### 5.3 MODELO ANALÍTICO PARA A INTEGRAÇÃO ENTRE MERCADOS FÍSICOS E FUTUROS DE BOI GORDO

O modelo analítico estará assentado no teste de causalidade de Granger para encontrar as relações de causalidade de Granger entre os preços à vista e futuros do boi gordo.

#### 5.3.1 –Teste De Causalidade De Granger Para A Integração Entre Mercados Físicos E Futuros

O teste de Causalidade de Granger vai demonstrar se qual mercado, o físico ou o futuro lidera o outro no processo de formação de preços no mercado de boi gordo. Neste caso o teste de vai ser baseado nas seguintes equações:

$$S_t = \sum a_i F_{t-1-i} + \sum b_i S_{t-i} + \mu_{1t} \quad (25)$$

$$F_{t-1} = \sum c_i F_{t-1-i} + \sum d_i S_{t-i} + \mu_{2t} \quad (26)$$

onde  $S_t$  é o preço da *commodity* no mercado físico (preço disponível ou à vista);  $F_{t-1}$  é o preço futuro da *commodity* com um período de defasagem e  $\mu_{it}$  são os resíduos, os quais se assume que não são correlacionados. As variáveis  $S_t$  e  $F_{t-1}$  devem ser estacionárias. A relação de causalidade de Granger<sup>12</sup> vai ser ou não confirmada pela análise do teste F dos coeficientes das equações acima mencionadas. A causalidade pode ser unidirecional e bidirecional ou não há causalidade.

---

<sup>12</sup> Para se implementar a análise de causalidade, estimam-se as equações (25) e (26) por mínimos quadrados ordinário (MQO), escolhendo o número apropriado de defasagens pelo critério de Akaike.

## 5.4 MODELO ANALÍTICO DE EFICIÊNCIA EM MERCADO DE FUTUROS

O modelo empírico utilizado na realização do teste de eficiência é:

$$S_t = \alpha + \beta_1 F_{t-1} + \beta_2 \pi_{t-1} + \mu_t \quad (27)$$

onde  $S_t$  e  $F_{t-1}$  são os logaritmos naturais dos preços à vista e futuros para o tempo  $t$  e  $t-1$ ,  $\pi_{t-1}$  é o prêmio de risco e  $\mu_t$  é o ruído branco. De acordo com Shen e Wang (1990) os preços à vista e futuro são não estacionários e integrados de ordem I(1). Desta maneira, a condição necessária de eficiência do mercado é que a existência de cointegração entre preços à vista e futuro defasados com um vetor de cointegração (1,-1). O prêmio de risco pode ser ignorado na equação acima porque ele em teoria é considerado estacionário. A equação (27) pode ser especificada como:

$$S_t = \alpha + \beta_1 F_{t-1} + \mu_t \quad (28)$$

A hipótese de eficiência requer que  $\alpha=0$  (assume-se que o prêmio de risco é zero),  $\beta_1=1$  e  $\mu_t$  são serialmente não correlacionados. Caso a cointegração não seja verificada, para Hakkio e Rush (1989) isto significaria que:

1. o mercado é ineficiente;
2. o prêmio de risco existe;
3. ambos (1) e (2) são verdadeiros.

Faz-se necessário que a diferença representada por  $S_t - F_{t-1} = \mu_t$  seja estacionária. Caso não ocorra a confirmação desta hipótese, o mercado em estudo não incluiria na formação de seus preços toda a informação disponível e por conseguinte ele seria ineficiente.

#### 5.4.1 Aplicação Do Modelo De Correção De Erro (MCE)

Caso as variáveis sejam cointegradas de ordem I(1) e o resíduo de ordem I(0) pode-se aplicar posteriormente o MCE. A equação de eficiência<sup>13</sup> torna-se:

$$\Delta S_t = \alpha + \rho[S_{t-1} - \delta F_{t-1}] + \varphi \Delta F_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta S_{t-1} + \sum_{v=1}^1 \Delta \varphi_i F_{t-i} + \varepsilon_t \quad (29)$$

em que  $\varepsilon_t$  é uma série estacionária com média zero, e  $[S_{t-1} - \delta F_{t-1}]$  é o termo de correção do erro. O termo  $\rho$  demonstra a velocidade de ajustamento das variáveis com que os desequilíbrios transitórios são corrigidos. Conforme Freitas e Margarido (2003,p.37) um valor elevado para  $\rho$  indica que “a velocidade de ajuste é rápida em direção ao equilíbrio de longo prazo”. Um valor pequeno para  $\rho$  mostra que a velocidade é baixa e conseqüentemente, a passagem de uma situação de desequilíbrio de curto prazo para uma situação de equilíbrio de longo prazo tende a ser corrigida lentamente”. Para que haja eficiência no mercado de futuros algumas condições precisam ser observadas:

1. o coeficiente  $\rho < 0$  porque o preço físico responde a movimentos da posição de equilíbrio de longo prazo de acordo com a equação 29;
2.  $\varphi = 1$  devido que uma informação nova que afete os movimentos dos preços futuros será incorporada imediatamente no preço futuro corrente;
3.  $\lambda_i = \varphi_i = 0$  porque informação passada deve ser incorporada no preço futuro corrente.

Caso alguma destas condições não se sustente durante a análise da eficiência, o mercado futuro será considerado ineficiente.

---

<sup>13</sup> Para maiores detalhes ver Haigh (1998).

## 5.5 DADOS UTILIZADOS

Os dados são referentes ao período de 23/07/1997 a 19/01/2005. Os preços futuros do Boi Gordo foram obtidos da BM&F e são representados pelas cotações de ajuste do vencimento do primeiro contrato futuro de boi gordo. As séries diárias de preços à vista da *commodity* boi gordo dos diferentes mercados físicos e os índices IBG (CDI) e IBG (NPR) foram obtidas no Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) na Esalq/USP. Os índices CDI e NPR servem de parâmetro de correção ao Indicador de Boi Gordo nas cotações da arroba de boi gordo no mercado físico. Os mercados físicos a serem analisados são: Araçatuba (SP), Bauru/Marília (SP), São José do Rio Preto (SP), Presidente Prudente (SP), Três Lagoas (MS), Triângulo Mineiro (MG), Campo Grande (MS) e Noroeste do Paraná. Com o objetivo de uniformizar os cálculos, as séries de preços à vista e futuro tiveram seus valores, quando necessário, convertidos em dólares pela taxa de câmbio das operações de venda. As séries diárias de preços à vista e as séries de preços futuros foram estudadas somente nos dias comuns a ambas. A série diária foi equalizada e posteriormente calculou-se as médias aritméticas desses preços obtendo-se assim a série semanal para cada período analisado. A forma funcional utilizada foi a logarítmica.

## 6. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS DADOS

### 6.1 ANÁLISE EMPÍRICA DA INTEGRAÇÃO

#### 6.1.1 Teste De Raiz Unitária Para A Integração Espacial De Mercados

Analisando-se as séries de preços dos diferentes mercados do boi gordo e dos índices IBG (NPR) e IBG (CDI), verifica-se a possível presença de raiz unitária. O teste utilizado foi o de Dickey Fuller Aumentado (ADF) que foi calculado para os casos das séries com intercepto; com intercepto e com tendência; e sem tendência e sem intercepto. Foram testadas de zero a trinta e seis defasagens. Utilizou-se o critério de Akaike para selecionar a melhor opção para a série de preço investigada. Os resultados se encontram na tabela 2.

**TABELA 2 - Resultados do teste de Dickey Fuller Aumentado para as médias semanais de preços, em nível, de 23/07/1997 a 19/01/2005**

Série	Defasagem	Tipo de equação estimada	Resultado do teste ADF
Araçatuba	13	Com intercepto	-2,01975
São José do Rio Preto	14	Com intercepto	1,867833
Bauru/Marília	14	Com intercepto	-1,885302
Presidente Prudente	14	Com intercepto	-1,88573
Noroeste do Paraná	3	Com intercepto	-1,895343
Três Lagoas	6	Com intercepto	-1,422498
Campo Grande	14	Com intercepto	-1,43463
Triângulo Mineiro	6	Com intercepto	-1,313996
IBG (NPR)	14	Com intercepto	-1,293444
IBG (CDI)	0	Com intercepto	-1,70717

Fonte: Dados da pesquisa

\* Significativo a 1%.

\* \* Significativo a 5%

\*\*\* Significativo a 10%.

Com base na tabela 2 verifica-se que a hipótese nula de que as séries possuem raiz unitária, não é rejeitada, desta maneira, em nível, essas séries são não estacionárias. No entanto, a validade dos cálculos a serem efetuados requer que as séries sejam estacionárias,

deste modo, as séries foram diferenciadas em primeira diferença para se detectar a estacionariedade.

**TABELA 3 - Resultados do teste de Dickey Fuller Aumentado para as médias semanais de preços, em primeira diferença, de 23/07/1997 a 19/01/2005**

Série	Defasagem	Tipo de equação estimada	Resultado do teste ADF
Araçatuba	5	Sem tendência e sem intercepto	-7,92999*
São José do Rio Preto	10	Sem tendência e sem intercepto	-5,20475*
Bauru/Marília	5	Sem tendência e sem intercepto	-7,78021*
Presidente Prudente	5	Sem tendência e sem intercepto	-7,91052*
Noroeste do Paraná	5	Sem tendência e sem intercepto	-8,18735*
Três Lagoas	5	Sem tendência e sem intercepto	-8,14059*
Campo Grande	6	Sem tendência e sem intercepto	-8,19520*
Triângulo Mineiro	5	Sem tendência e sem intercepto	-7,86141*
IBG (NPR)	5	Sem tendência e sem intercepto	-7,92280*
IBG (CDI)	0	Sem tendência e sem intercepto	-15,63767*

Fonte: Dados da pesquisa

\* Significativo a 1%.

\*\* Significativo a 5%

\*\*\* Significativo a 10%.

Os resultados encontrados na tabela 3 confirmam que as séries em estudo são estacionárias em primeira diferença.

### 6.1.2 Teste De Causalidade De Granger

O teste de Causalidade de Granger visa aferir o sentido da transmissão dos preços do boi gordo entre os diferentes mercados em estudo.

**TABELA 4 - Resultado do Teste de Causalidade de Granger, com duas defasagens, para os diferentes mercados de boi gordo no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.**

Hipótese Nula	Obs.	Estatística-F	Prob.
<b>Bauru não causa Araçatuba</b>	<b>282</b>	<b>1,30058</b>	<b>0,27040</b>
Araçatuba não causa Bauru	282	7,70256	0,00056
<b>São José do Rio Preto não causa Araçatuba</b>	<b>282</b>	<b>1,38450</b>	<b>0,25218</b>
Araçatuba não causa São José do Rio Preto	282	8,50196	0,00026
São José do Rio Preto não causa Noroeste do Paraná	282	4,61602	0,01067
<b>Noroeste do Paraná não causa São José do Rio Preto</b>	<b>282</b>	<b>0,99336</b>	<b>0,37156</b>
<b>Presidente Prudente não causa Bauru</b>	<b>282</b>	<b>2,79012</b>	<b>0,06314</b>
<b>Bauru não causa Presidente Prudente</b>	<b>282</b>	<b>0,61083</b>	<b>0,54360</b>
Presidente Prudente não causa Noroeste do Paraná	282	6,08137	0,00260
<b>Noroeste do Paraná não causa Presidente Prudente</b>	<b>282</b>	<b>0,65784</b>	<b>0,51877</b>
Araçatuba não causa Noroeste do Paraná	282	9,40642	0,00011
<b>Noroeste do Paraná não causa Araçatuba</b>	<b>282</b>	<b>1,46676</b>	<b>0,23246</b>
São José do Rio Preto não causa Noroeste do Paraná	282	4,61602	0,01067
Noroeste do Paraná não causa São José do Rio Preto	282	5,69112	0,00378
<b>Noroeste do Paraná não causa Triângulo Mineiro</b>	<b>282</b>	<b>1,29347</b>	<b>0,27599</b>
Triângulo Mineiro não causa Noroeste do Paraná	282	3,91499	0,00078
<b>Três Lagoas não causa Campo Grande</b>	<b>282</b>	<b>0,90834</b>	<b>0,34138</b>
Campo Grande não causa Três Lagoas	282	5,05187	0,02538

Fonte: Dados da pesquisa

De acordo com a tabela 4 obteve-se as seguintes relações de causalidade de Granger<sup>14</sup> com 5% de significância: a) Araçatuba causa Bauru; b) Araçatuba causa São José do Rio Preto; c) Presidente Prudente causa Bauru; d) Presidente Prudente causa Noroeste do Paraná; e) Araçatuba causa Noroeste do Paraná; f) São José do Rio Preto causa Noroeste do Paraná; g) Noroeste do Paraná causa São José do Rio Preto; h) Triângulo Mineiro causa Noroeste do

<sup>14</sup>O teste de Causalidade de Granger foi efetuado com 2, 5, 10, 15 e 20 defasagens; optou-se por 2 defasagens porque teve o AIC mais adequado. Os resultados das simulações estão no ANEXO B.

Paraná; i) Campo Grande causa Três Lagoas. Porém, a 10% de probabilidade existiria uma causalidade bidirecional entre os preços do boi gordo realizados em Bauru e Presidente Prudente.

**TABELA 5 - Resultado do Teste de Causalidade de Granger, com duas defasagens, para as séries de preços do boi gordo e dos índices IBG (CDI) e IBG (NPR) no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.**

<b>Hipótese Nula</b>	<b>Obs.</b>	<b>Estatística-F</b>	<b>Prob.</b>
<b>IBG (CDI) não causa Araçatuba</b>	<b>282</b>	<b>0,62495</b>	<b>0,53601</b>
Araçatuba não causa IBG (CDI)	282	27,10270	0,00000
São José do Rio Preto não causa IBG (NPR)	282	1,48544	0,01067
IBG (NPR) não causa São José do Rio Preto	282	5,69112	0,00378
<b>IBG (CDI) não causa São José do Rio Preto</b>	<b>282</b>	<b>2,62103</b>	<b>0,07453</b>
São José do Rio Preto não causa IBG (CDI)	282	19,57460	0,00000
<b>IBG (CDI) não causa Bauru</b>	<b>282</b>	<b>1,70250</b>	<b>0,18413</b>
Bauru não causa IBG (CDI)	282	16,73650	0,00000
<b>IBG (CDI) não causa Presidente Prudente</b>	<b>282</b>	<b>1,61525</b>	<b>0,20071</b>
Presidente Prudente não causa IBG (CDI)	282	18,80400	0,00000
<b>Noroeste do Paraná não causa IBG (NPR)</b>	<b>282</b>	<b>1,27279</b>	<b>0,28168</b>
IBG (NPR) não causa Noroeste do Paraná	282	7,34242	0,00078
Noroeste do Paraná não causa IBG (CDI)	282	11,04310	0,00002
IBG (CDI) não causa Noroeste do Paraná	282	5,40446	0,00498
<b>IBG (CDI) não causa Campo Grande</b>	<b>282</b>	<b>0,15665</b>	<b>0,85508</b>
Campo Grande não causa IBG (CDI)	282	16,00040	0,00000
<b>IBG (CDI) não causa IBG (NPR)</b>	<b>282</b>	<b>1,11466</b>	<b>0,32949</b>
IBG (NPR) não causa IBG (CDI)	282	23,16040	0,00000

Fonte: Dados da pesquisa

Conforme a tabela 5, obteve-se as seguintes relações de causalidade de Granger<sup>15</sup> com 5% de significância: a)Araçatuba causa IBG (CDI); b)São José do Rio Preto causa IBG (NPR); c)IBG (NPR) causa São José do Rio Preto; d)São José do Rio Preto causa IBG (CDI); e)Bauru causa IBG (CDI); f)Presidente Prudente causa IBG (CDI); g)IBG (NPR) causa Noroeste do Paraná; h) Noroeste do Paraná causa IBG (CDI); i) IBG (CDI) causa Noroeste do Paraná; j)Campo Grande causa IBG (CDI); l)IBG (NPR) causa IBG (CDI).

<sup>15</sup> Idem a nota rodapé nº 18.

Os resultados encontrados são destoantes com os encontrados no trabalho de De Zen (1997). Este autor encontrou uma relação bi-causal entre os preços da arroba do boi gordo dos mercados fora do Estado de São Paulo e o IBG (CDI), sendo que no presente trabalho, esta causalidade foi unilateral. Pode-se aventar a hipótese que a diferença entre os trabalhos possa ser originária de alterações na estrutura do mercado de boi gordo, tornando mais dinâmico, mas também mais centralizado em determinadas regiões.

Um nicho seria formado pelo mercado do estado de São Paulo conjuntamente com os mercados do Triângulo Mineiro e Noroeste do Paraná; o outro nicho seria formado pelos mercados de Campo Grande e Três Lagoas. Independente destes nichos de mercado possuírem certas peculiaridades, um é notadamente o maior e mais importante centro consumidor de carne, enquanto o outro é o maior centro produtor de gado, eles podem ser considerados integrados, de acordo com De Zen (1997), graças ao mecanismo dos vasos comunicantes. Desta maneira, um choque em um mercado regional será transmitido para todo o mercado, a diferença é que a velocidade de transmissão desses choques variará, dependendo de como os mercados são integrados, se de forma direta, a transmissão dos choques ocorrerá de forma rápida, se de forma indireta, a transmissão não é tão rápida quanto a forma direta.

### 6.1.3 Teste De Cointegração De Johansen

Sabendo-se que as séries de preços à vista são estacionárias em primeira diferença, a próxima etapa é a análise da existência ou não de cointegração entre as mesmas, por meio do teste de cointegração de Johansen.

**TABELA 6 - Resultados do teste de Cointegração de Johansen para as médias semanais de preços de Araçatuba e de demais mercados, de 23/07/1997 a 19/01/2005**

	H_0:	H_1:	$\lambda_{trace}$	Valor crítico	int.	t.l.	q.t
	Rank=r	Rank>r					
Araçatuba x Bauru	0	0	32,95*	12,53	não	não	não
	1	1	0,17	3,84	não	não	não
Araçatuba x São José do Rio Preto	0	0	57,4*	12,53	não	não	não
	1	1	3,16	3,84	não	não	não
Araçatuba x Presidente Prudente	0	0	21,27*	12,53	não	não	não
	1	1	0,18	3,84	não	não	não
Araçatuba x Noroeste do Paraná	0	0	18,91*	12,53	não	não	não
	1	1	0,17	3,84	não	não	não
Araçatuba x Três Lagoas	0	0	<b>21,47</b>	25,32	sim	sim	não
	1	1	<b>4,25</b>	12,25	sim	sim	não
Araçatuba x Campo Grande	0	0	28,93*	25,32	sim	sim	não
	1	1	5,51	12,25	sim	sim	não
Araçatuba x Triângulo Mineiro	0	0	16,24*	12,53	não	não	não
	1	1	0,26	3,84	não	não	não

Fonte: Dados da pesquisa

\* Considerou-se somente os valores significativos a 5%

Abreviações: int. para intercepto;t.l. para tendência linear;t.q. para tendência quadrática

De acordo com a tabela 6 com exceção de Três Lagoas, o mercado de boi gordo de Araçatuba é integrado com os demais mercados. O mercado de Três Lagoas não se integra ao mercado de Araçatuba, sendo, portanto, os preços do gado do primeiro influenciados por outro mercado, provavelmente um mercado que não seja localizado no Estado de São Paulo.

**TABELA 7 - Resultados do teste de Cointegração de Johansen para as médias semanais de preços de São José do Rio Preto e demais mercados, de 23/07/1997 a 19/01/2005**

	H_0:	H_1:	$\lambda_{trace}$	Valor crítico	int.	t.l.	q.t
	Rank=r	Rank>r					
São José do Rio Preto x Bauru	0	0	71,44*	19,96	sim	não	Não
	1	1	4,07	9,24	sim	não	Não
São José do Rio Preto x Presidente Prudente	0	0	29,65*	12,53	não	não	Não
	1	1	0,23	3,84	não	não	Não
São José do Rio Preto x Noroeste do Paraná	0	0	18,47*	12,53	não	não	Não
	1	1	0,21	3,84	não	não	Não
São José do Rio Preto x Três Lagoas	0	0	<b>20,13</b>	25,32	sim	sim	Não
	1	1	<b>4,53</b>	12,25	sim	sim	Não
São José do Rio Preto x Campo Grande	0	0	25,7*	25,32	sim	sim	Não
	1	1	5,65	12,25	sim	sim	Não
São José do Rio Preto x Triângulo Mineiro	0	0	16,87*	12,53	não	não	Não
	1	1	0,27	3,84	não	não	Não

Fonte: Dados da pesquisa

\* Adotou-se somente a nível de significância de 5%

Abreviações: int.para intercepto;t.l. para tendência linear;t.q.para tendência quadrática

De acordo com a tabela 7, com exceção de Três Lagoas, o mercado de boi gordo de São José do Rio Preto é integrado com os demais mercados. Até o presente momento, ganha mais consistência a hipótese de que o mercado de Três Lagoas aparentemente se comporta como um mercado isolado frente aos demais mercados de boi gordo, carente de quaisquer relações com os outros mercados.

**TABELA 8 - Resultados do teste de Cointegração de Johansen para as médias semanais de preços de Bauru e demais mercados, de 23/07/1997 a 19/01/2005**

	H_0:	H_1:	$\lambda_{trace}$	Valor crítico	int.	t.l.	q.t
	Rank=r	Rank>r					
Bauru x Presidente Prudente	0	0	55,39*	25,32	sim	sim	não
	1	1	3,80	12,25	sim	sim	não
Bauru x Noroeste do Paraná	0	0	22,99*	19,96	sim	não	não
	1	1	3,77	9,24	sim	não	não
Bauru x Três Lagoas	0	0	<b>22,03</b>	25,32	sim	sim	não
	1	1	<b>4,26</b>	12,25	sim	sim	não
Bauru x Campo Grande	0	0	28,27*	25,32	sim	sim	não
	1	1	5,43	12,25	sim	sim	não
Bauru x Triângulo Mineiro	0	0	<b>24,77</b>	25,32	sim	sim	não
	1	1	<b>4,19</b>	12,25	sim	sim	não

Fonte: Dados da pesquisa

\*Significativo a 5%

Abreviações: int.para intercepto;t.l. para tendência linear;t.q.para tendência quadrática

De acordo com a tabela 8 com exceção de Três Lagoas e do Triângulo Mineiro, o mercado de boi gordo de Bauru é integrado com os demais mercados. Ganha mais consistência a hipótese da existência de mercados aparentemente isolados, pois agora além do mercado de boi de Três Lagoas não ser cointegrado com o de Bauru, o mercado do Triângulo Mineiro também não o é.

**TABELA 9 - Resultados do teste de Cointegração de Johansen para as médias semanais de preços de Presidente Prudente e demais mercados, de 23/07/1997 a 19/01/2005**

	H_0:	H_1:	$\lambda_{trace}$	Valor crítico	int.	t.l.	t.q.
	Rank=r	Rank>r					
Presidente Prudente x Noroeste do Paraná	0	0	20,25*	12,53	não	não	não
	1	1	0,26	3,84	não	não	não
Presidente Prudente x Três Lagoas	0	0	<b>21,28</b>	25,32	sim	sim	não
	1	1	<b>4,74</b>	12,25	sim	sim	não
Presidente Prudente x Campo Grande	0	0	26,96*	25,32	sim	sim	não
	1	1	5,85	12,25	sim	sim	não
Presidente Prudente x Triângulo Mineiro	0	0	25,72*	12,53	não	não	não
	1	1	0,28	3,84	não	não	não

Fonte: Dados da pesquisa

\*Significativo a 5%

Abreviações: int.para intercepto;t.l. para tendência linear;t.q.para tendência quadrática

De acordo com a tabela 9, com exceção de Três Lagoas, o mercado de boi de Presidente Prudente é integrado com os demais mercados. Este resultado por um lado reafirma a hipótese de que o mercado de Três Lagoas se comporta como um mercado isolado, mas por outro lado perde consistência a hipótese da existência de mais de um mercado isolado, pois agora o mercado do Triângulo Mineiro é integrado com o mercado de Presidente Prudente.

**TABELA 10 - Resultados do teste de Cointegração de Johansen para as médias semanais de preços de 23/07/1997 a 19/01/2005**

	H_0:	H_1:	$\lambda_{trace}$	Valor crítico	int.	t.l.	t.q.
	Rank=r	Rank>r					
Noroeste do Paraná x Três Lagoas	0	0	<b>20,82</b>	25,32	sim	sim	Não
	1	1	<b>4,33</b>	12,25	sim	sim	Não
Noroeste do Paraná x Campo Grande	0	0	27,93*	25,32	sim	sim	Não
	1	1	6,81	12,25	sim	sim	Não
Noroeste do Paraná x Triângulo Mineiro	0	0	18,95*	12,53	não	não	Não
	1	1	0,32	3,84	não	não	Não
Três Lagoas x Campo Grande	0	0	32,36*	25,32	sim	sim	Não
	1	1	6,02	12,25	sim	sim	Não
Três Lagoas x Triângulo Mineiro	0	0	<b>21,24</b>	25,32	sim	sim	Não
	1	1	<b>4,43</b>	12,25	sim	sim	Não
Campo Grande x Triângulo Mineiro	0	0	28,78*	25,32	sim	sim	Não
	1	1	5,39	12,25	sim	sim	Não

Fonte: Dados da pesquisa

\*Significativo a 5%

Abreviações: int.para intercepto;t.l. para tendência linear;t.q.para tendência quadrática

Os resultados da tabela 10 demonstram que o mercado de Três Lagoas somente se integra com o mercado de Campo Grande, possivelmente isto decorre da proximidade destes dois mercados. Este resultado refuta a hipótese da existência de um mercado isolado, cujos preços de seu gado não seriam influenciados por nenhum outro mercado. As tabelas 1 a 7 demonstram que as séries estudadas são integradas, desta maneira os diferentes mercados de boi gordo podem ser considerados integrados com exceção de Três Lagoas que se integra somente com Campo Grande. De acordo com Nogueira (2001) isto significa que as variações

de preços se transmitem de um mercado a outro, permitindo assim uma melhor atuação dos agentes na comercialização desta commodity. Os mercados do Estado de São Paulo, devido a própria proximidade geográfica são totalmente integrados, além de se situarem em regiões com forte concentração de indústrias ligadas a atividade agropecuárias, como frigoríficos e indústrias de calçados. Não se pode esquecer que o gado encontrado nos mercados de São Paulo está pronto para o abate ou em fase de engorda. Caso seja gado em fase de engorda, este mesmo gado é “importado” de outros mercados, em especial o de Campo Grande. Este mercado por sua vez influencia de forma direta os preços do boi em Três Lagoas, sendo este mercado, por ser uma área, segundo a CNA, com grande número de novilhos e matrizes não é influenciado de forma direta por oscilações de preços nos mercados de São Paulo. O mercado de Triângulo Mineiro, por sua vez, também é reconhecido como uma área caracterizada pela pecuária leiteira, mesmo peculiaridade, só que em menor grau no Noroeste do Paraná.

Apesar das características dos diferentes mercados de boi gordo ditam as formas com que seus preços da arroba de boi gordo se inter-relacionam, pode-se corretamente considerar que o mercado brasileiro de boi gordo opera como um mercado totalmente integrado. Isto é assegurado pelo conceito de vasos comunicantes propostos por De Zen (1997). De acordo com Zen (1997, p.74) *mesmo que 2 regiões não comercializem diretamente entre si, seus preços estarão interligados se ambas comercializarem com uma terceira região*. Agora é analisada a integração entre os diversos mercados de boi gordo com os índices IBG (CDI) e IBG (NPR) que é analisada na tabela 11 que se encontra na próxima página.

**TABELA 11 - Resultados do teste de Cointegração de Johansen para as médias semanais de preços do IBG (CDI), IBG (NPR) e os mercados de boi gordo no período de 23/07/1997 a 19/01/2005**

	H_0:	H_1:	Traço	Valor crítico	int.	t.l.	q.t
	Rank=r	Rank>r					
Araçatuba x IBG (NPR)	0	0	36,48*	12,53	não	não	não
	1	1	0,16	3,84	não	não	não
Araçatuba x IBG (CDI)	0	0	105,3*	25,32	sim	sim	não
	1	1	3,92	12,25	sim	sim	não
São José do Rio Preto x IBG (NPR)	0	0	70,78*	25,32	sim	sim	não
	1	1	3,91	12,25	sim	sim	não
São José do Rio Preto x IBG (CDI)	0	0	92,64*	12,53	não	não	não
	1	1	0,19	3,84	não	não	não
Bauru x IBG (NPR)	0	0	39,96*	12,53	não	não	não
	1	1	0,20	3,84	não	não	não
Bauru x IBG (CDI)	0	0	77,15*	12,53	não	não	não
	1	1	0,19	3,84	não	não	não
Presidente Prudente X IBG (NPR)	0	0	36,24*	25,32	sim	sim	não
	1	1	4,02	12,25	sim	sim	não
Presidente Prudente X IBG (CDI)	0	0	63,96*	12,53	não	não	não
	1	1	0,22	3,84	não	não	não
Noroeste do Paraná x IBG (NPR)	0	0	16,94*	12,53	não	não	não
	1	1	0,19	3,84	não	não	não
Noroeste do Paraná x IBG (CDI)	0	0	29,13*	12,53	não	não	não
	1	1	0,20	3,84	não	não	não
Três Lagoas x IBG (NPR)	0	0	<b>20,82</b>	25,32	sim	sim	não
	1	1	<b>4,33</b>	12,25	sim	sim	não
Três Lagoas x IBG (CDI)	0	0	<b>24,18</b>	25,32	sim	sim	não
	1	1	<b>4,34</b>	12,25	sim	sim	não
Triângulo Mineiro x IBG (NPR)	0	0	14,35*	12,53	não	não	não
	1	1	0,27	3,84	não	não	não
Triângulo Mineiro x IBG (CDI)	0	0	30,97*	12,53	não	não	não
	1	1	0,24	3,84	não	não	não
Campo Grande X IBG (NPR)	0	0	27,66*	25,32	sim	sim	não
	1	1	5,54	12,25	sim	sim	não
Campo Grande X IBG (CDI)	0	0	28,1*	25,32	sim	sim	não
	1	1	5,33	12,25	sim	sim	não
IBG (NPR) X IBG (CDI)	0	0	103,75*	25,32	sim	sim	não
	1	1	3,99	12,25	sim	sim	não

Fonte: Dados da pesquisa

\*Significativo a 5% -

Abreviações: int. para intercepto; t.l. para tendência linear; t.q. para tendência quadrática

De acordo com a tabela 11, a quase totalidade dos mercados de boi gordo é integrada com os índices IBG (NPR) e IBG (CDI), com exceção de Três Lagoas. Este resultado vai de

contraponto ao resultado encontrado por De Zen (1997) em seus estudos. Em seus estudos, De Zen (1997) encontrou que o mercado de Três Lagoas e o IBG (CDI) teriam relação bi-causal, sendo do IBG (CDI) em direção a Três Lagoas o resultado mais significativo. O resultado encontrado no presente estudo demonstra que Três Lagoas não utiliza como parâmetro na formação de seus preços os indicadores dos preços de boi gordo habitualmente tomados como ponto de referência de preço desta commodity. Pode-se aventar a possibilidade de que embora o IBG (CDI) e IBG (NPR) não influenciem diretamente os preços no mercado de Três Lagoas, eles o façam de forma indireta, por intermédio de Campo Grande<sup>16</sup>. Mesmo assim, tendo-se somente como base a teoria de Garbade e Silber (1979) pode-se afirmar com certa segurança que o mercado de Três Lagoas se comporta como um mercado satélite sendo o mercado dominante do mesmo representado pelo mercado de Campo Grande.

---

<sup>16</sup> Aplica-se, caso possa ser válido, o mesmo princípio dos vasos comunicantes no referido caso.

### 6.1.4 Estimação E Análise Do VCE

A estimação e análise do VCE (Vetor de Correção de Erro) vai incorporar os parâmetros tanto a longo como curto prazo dos diferentes mercados. Primeiramente se analisará as relações entre os diferentes mercados entre si e posteriormente destes com os índices IBG (CDI) e IBG (NPR).

**TABELA 12 – Parâmetro  $\gamma_3$  do VEC para as séries de preços dos diferentes mercados de boi gordo no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.**

Relações	Valor estimado de $\gamma_3$	$t_{calculado}$
Araçatuba x Bauru	0,29977	-1,00219
Bauru x Araçatuba	-0,585256	2,01186*
Araçatuba x São José do Rio Preto	0,515582	1,477315
São José do Rio Preto x Araçatuba	-0,973166	-2,7688*
Araçatuba x Noroeste do Paraná	0,166856	1,88864
Noroeste do Paraná x Araçatuba	-0,31003	-3,30906 *
São José do Rio Preto x Noroeste do Paraná	0,067851	0,72578
Noroeste do Paraná x São José do Rio Preto	-0,205885	-2,1776 *
Bauru x Presidente Prudente	0,163379	1,80909
Presidente Prudente x Bauru	-0,307839	-3,12496 *
Presidente Prudente x Noroeste do Paraná	0,06568	0,70047
Noroeste do Paraná x Presidente Prudente	-0,217502	-2,30321 *
Noroeste do Paraná x Triângulo Mineiro	-0,210038	-2,26863 *
Triângulo Mineiro x Noroeste do Paraná	0,070611	0,77243
Três Lagoas x Campo Grande	-0,316066	-2,30717 *
Campo Grande x Três Lagoas	0,15813	1,02101

Fonte: Dados da pesquisa

\*Significativo a 5% - ( $t_{crítico}$ ) = -(1,960) – acima de 120 observações

Com base na tabela 12<sup>17</sup>, verificou-se que o parâmetro  $\gamma_3$  é estatisticamente diferente de zero, a 5% de nível de significância, nas seguintes relações:

1. Bauru x Araçatuba, o que indica que desequilíbrios transitórios para os preços do mercado de Bauru são corrigidos a uma velocidade de cerca de 58,53% a cada período;

<sup>17</sup> Os demais resultados que não demonstraram nenhuma relação no curto prazo entre os mercados estudados se encontram no ANEXO 1A.

2. São José x Araçatuba, o que indica desequilíbrios transitórios para os preços do mercado de São José do Rio Preto são corrigidos a uma velocidade de cerca de 97,32% a cada período;
3. Noroeste do Paraná x Araçatuba, o que indica que desequilíbrios transitórios para os preços do mercado do Noroeste do Paraná são corrigidos a uma velocidade de 31% a cada período;
4. Noroeste do Paraná x São José do Rio Preto, o que indica desequilíbrios transitórios para os preços do mercado do Noroeste do Paraná são corrigidos a uma velocidade de cerca de 20,6% a cada período;
5. Presidente Prudente x Bauru, o que indica que desequilíbrios transitórios para os preços do mercado de Presidente Prudente são corrigidos a uma velocidade de 30,78% a cada período;
6. Noroeste do Paraná x Presidente Prudente, o que indica que desequilíbrios transitórios para os preços do mercado do Noroeste do Paraná são corrigidos a uma velocidade de 21,75 % a cada período;
7. Noroeste do Paraná x Triângulo Mineiro, o que indica que desequilíbrios transitórios para os preços do mercado do Noroeste do Paraná são corrigidos a uma velocidade de 21% a cada período;
8. Três Lagoas x Campo Grande, o que indica que desequilíbrios transitórios para os preços do mercado de Três Lagoas são corrigidos a uma velocidade de 31,61% a cada período.

Os valores estimados de  $\gamma_3$ , conhecidos como termos de correção de erro, foram providenciados somente para aqueles valores que se mostraram significativamente diferentes de zero a 5% em termos estatísticos; o que significa que a equação em estudo contribuiu para

a restauração da relação de equilíbrio das séries no longo prazo, quando este é perturbado pela ocorrência de um choque inesperado no curto prazo, que faz que estas séries se desviem temporariamente dele.

A análise do valor do parâmetro  $\gamma_3$  permite a inserção de importantes observações acerca de como se comportam os diferentes mercados regionais(loais) de boi gordo. Primeiramente, mercados geograficamente próximos têm seus preços intimamente interligados, de tal forma, que um possível choque em um deles é rapidamente refletido para os preços de outro mercado. Deve-se ressaltar que a análise mostrou, em especial, que os mercados regionais que pertencem ao Estado de São Paulo, são os que possuem maior sensibilidade quanto um possível choque de preços e isto se deve que estes mercados se encontram fortemente integrados.

Os coeficientes estimados para os mercados que transacionam com o mercado de Araçatuba foram os que apresentaram as maiores velocidades de ajuste, fazendo com que os desequilíbrios de curto prazo dos mesmos sejam rapidamente eliminados. Estes resultados são assegurados pelos encontrados pelo teste de Causalidade de Granger presente na tabela 2, em que se observou que os preços de Araçatuba “causam no sentido de Granger” os preços da arroba de boi gordo dos mercados de Bauru, São José do Rio Preto e Noroeste do Paraná. O mercado de Araçatuba tem a sua indústria intimamente ligada produção pecuária, sendo que a cidade de Araçatuba é conhecida como a "capital do boi gordo". Este título se deve a que Araçatuba possui em seu parque industrial, empresas, frigoríficos, atacadistas, enfim todos os elos da cadeia produtiva da carne, além do que possui uma excelente infra-estrutura de Transporte. Por sua vez, os preços do mercado do Noroeste do Paraná transacionam em curto prazo, e tendo velocidade de ajuste significativa a 5%, com os preços dos mercados de Presidente Prudente, de São José do Rio Preto e do Triângulo Mineiro. A maioria destes resultados se apóia nos encontrados na tabela 2, com exceção do Presidente Prudente e

Noroeste do Paraná que mostram que existe uma bicausalidade no sentido de Granger entre os citados mercados. Os preços da arroba de boi gordo do mercado de Presidente Prudente transacionam, a 5% de significância no curto prazo, com os preços do mercado de Bauru. Trata-se de mercados próximos, que possuem excelente infra-estrutura de transporte, parque industrial, além de que ambos, comercializam com um importante centro de comercialização de boi gordo, representado pelo mercado de Araçatuba. O mercado de Três Lagoas, por sua vez, em curto prazo, com 5 % de significância, transaciona os seus preços somente com o mercado de Campo Grande. Este resultado é comprovado pelo resultado presente na Tabela 2 em que os preços do mercado de Campo Grande causam no sentido de Granger os preços no mercado de Três Lagoas.

A análise dos diferentes mercados regionais de boi gordo permitiu observar que existem dois nichos de mercados com suas respectivas áreas de influência. O primeiro seria formado pelos mercados do Estado de São Paulo (Araçatuba, Bauru, São José do Rio Preto e Presidente Prudente) conjuntamente com os mercados do Noroeste do Paraná e do Triângulo Mineiro. Este nicho de mercado abrange o maior centro consumidor de carne bovina do país (Estado de São Paulo) e áreas circunvizinhas. O principal mercado regional que serve de balizador de preços para os demais mercados deste nicho, de forma direta ou indireta, é o mercado de Araçatuba.

O segundo nicho de mercado, até a presente análise, não possui qualquer relação com o primeiro. Aquele é formado pelos mercados de Campo Grande e Três Lagoas, áreas conhecidas por sua grande produção pecuária. O mercado de Campo Grande possivelmente serve de parâmetro ou balizador para os preços no mercado de Três Lagoas. Basicamente, a observação destes dois nichos diferentes de mercado, remete ao descompasso entre a oferta e demanda no mercado de boi gordo. A oferta seria formada pelo segundo nicho, onde se encontra a maior parte da produção pecuária em estudo; a demanda por sua vez, seria formada

pelo primeiro nicho. O descompasso de preços ente a área produtora e consumidora, poder ser decorrente das grandes distâncias entre estes nichos, onerando assim muito o custo de transporte entre as mesmas.

**TABELA 13 – Parâmetro  $\gamma_3$  do VEC para as séries de preços dos diferentes mercados de boi gordo e dos índices IBG (CDI) e IBG (NPR) no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.**

Relações	Valor estimado de $\gamma_3$	$t_{calculado}$
Araçatuba x IBG (CDI)	-0,215978	-1,15148
IBG (CDI) x Araçatuba	-0,082909	-3,38777*
São José do Rio Preto x IBG (NPR)	-1,374405	-2,46069*
IBG (NPR) x São José do Rio Preto	-0,415417	-2,32266*
São José do Rio Preto x IBG (CDI)	-0,342004	-1,97038*
IBG (CDI) x São José do Rio Preto	-0,480198	-2,54917*
Bauru x IBG (CDI)	-0,30601	-1,96791*
IBG (CDI) x Bauru	-0,369518	-2,11059*
Presidente Prudente x IBG (CDI)	-0,217341	-1,59313
IBG (CDI) x Presidente Prudente	-0,363792	-2,45074*
Noroeste do Paraná x IBG (NPR)	-0,21699	-2,30581*
IBG (NPR) x Noroeste do Paraná	0,091464	0,99786
Noroeste do Paraná x IBG (CDI)	-0,2029285	-2,65545*
IBG (CDI) x Noroeste do Paraná	-0,037901	-0,43627
Campo Grande x IBG (CDI)	-0,038249	-0,6318
IBG (CDI) x Campo Grande	-0,114654	-2,02594*
IBG (NPR) x IBG (CDI)	-0,299741	-1,62515
IBG (CDI) x IBG (NPR)	-0,573168	2,84033*

Fonte: Dados da pesquisa

\*Significativo a 5% - ( $t_{crítico}$ ) = -(1,960) – acima de 120 observações

Com base na tabela 13, verificou-se que o parâmetro  $\gamma_3$ <sup>18</sup> é estatisticamente diferente de zero, a 5% de nível de significância, nas seguintes relações:

1. IBG (CDI) x Araçatuba, o que indica que desequilíbrios transitórios para os preços representados pelo IBG (CDI) são corrigidos a uma velocidade de cerca de 8,3% a cada período;

<sup>18</sup> Quando há ocorrência de transmissão recíproca de preços entre as partes envolvidas, optou-se em escolher aquela em que a velocidade de ajuste ( $\gamma_3$ ) é maior. Os demais resultados se encontram no ANEXO 2A.

2. São José do Rio Preto x IBG (NPR), o que indica que desequilíbrios transitórios para os preços do mercado de São José do Rio Preto são corrigidos a uma velocidade de cerca de 137,44 % a cada período;
3. IBG (CDI) x São José do Rio Preto, o que indica que desequilíbrios transitórios para os preços representados pelo IBG (CDI) são corrigidos a uma velocidade de cerca de 48,02% a cada período;
4. IBG (CDI) x Bauru, o que indica que desequilíbrios transitórios para os preços representados pelo IBG (CDI) são corrigidos a uma velocidade de 36,95% a cada período;
5. IBG (CDI) x Presidente Prudente, o que indica que desequilíbrios transitórios para os preços representados pelo IBG (CDI) são corrigidos a uma velocidade de cerca de 36,95% a cada período;
6. Noroeste do Paraná x IBG (NPR), o que indica que desequilíbrios transitórios para os preços do mercado do Noroeste do Paraná são corrigidos a uma velocidade de cerca de 21,70% a cada período;
7. Noroeste do Paraná x IBG (CDI), o que indica que desequilíbrios transitórios para os preços do mercado do Noroeste do Paraná são corrigidos a uma velocidade de 20,29% a cada período;
8. IBG (CDI) x Campo Grande, o que indica que desequilíbrios transitórios para os preços representados pelo IBG (CDI) são corrigidos a uma velocidade de 11,46% a cada período;
9. IBG (CDI) x IBG (NPR), o que indica que desequilíbrios transitórios para os preços representados pelo IBG (CDI) são corrigidos a uma velocidade de cerca de 57,32% a cada período.

Os resultados da tabela 13 demonstram que os preços representados pelos índices IBG (NPR) e IBG (CDI), em curto prazo, a 5% de significância, transacionam com a quase totalidade dos mercados regionais de boi gordo. A exceção se encontra no mercado de Três Lagoas, cujos valores estimados para  $\gamma_3$  foram estatisticamente não significativos para 5%. De acordo com Santana (1997), isto significa que não há transmissão de preços dos mercados de Três Lagoas para os demais mercados em curto prazo, o que demonstra que o referido mercado age independentemente no curto prazo. Uma provável hipótese para este “isolamento” comercial de Três Lagoas se deva ao fato de que este mercado compreende uma região marcada pela braquiárias e com um número relativamente grande de crias (novilhos) quando comparada ao número de animais adultos. Os índices IBG (NPR) e IBG (CDI) são causados no “sentido de Granger”, de acordo com a tabela 5, pelos preços da arroba do boi gordo nos mercados de Araçatuba, São José do Rio Preto, Bauru, Noroeste do Paraná e Campo Grande. Esta influência ocorre de forma unilateral, mas há uma relação bilateral, de acordo com a tabela 13, entre São José do Rio Preto, Bauru com o IBG (CDI) e São José com o índice IBG (NPR). Os valores estimados de  $\gamma_3$  mostram que a influência com maior intensidade dos mercados regionais para os índices. Por exemplo, o valor estimado para  $\gamma_3$  em que ocorre a transmissão de preços de São José do Rio Preto para IBG (NPR) foi de 41,54%, enquanto de IBG (NPR) para São José do Rio Preto foi de 137,44%. O coeficiente  $\gamma_3$ , termo de correção de erro, possibilita a restauração do desequilíbrio de curto prazo para o equilíbrio de longo prazo. Assim os valores estimados de  $\gamma_3$  em ordem crescente seriam: São José do Rio Preto x IBG (NPR) (137,44%), IBG (CDI) x IBG (NPR) (57,11%), IBG (CDI) x São José do Rio Preto (48,07%), IBG (CDI) x Bauru (36,96%), IBG (CDI) x Presidente Prudente (36,38%), Noroeste do Paraná x IBG (NPR) (21,7%), Noroeste do Paraná x IBG (NPR) (20,29%), IBG (CDI) x Campo Grande (11,46%) e IBG (CDI) x Araçatuba (8,3%).

## 6.2 INTEGRAÇÃO ENTRE OS MERCADOS FÍSICOS E FUTUROS

Esta etapa do trabalho analisa de que maneira ocorre a relação entre os preços dos diferentes mercados de boi gordo, os índices IBG (NPR) e IBG (CDI) com os preços do mercado futuro. O objetivo é descobrir qual mercado ou índice serve de referência para os demais. A metodologia baseou-se no trabalho de Oellermann e Farris (1985), no qual foi utilizado o teste de Causalidade de Granger para se verificar as inter-relações entre as diferentes séries de preços disponíveis e futuros.

**TABELA 14 - Resultado do Teste de Causalidade de Granger, com duas defasagens, para as séries de preços do boi gordo representadas pelo IBG (CDI) e IBG (NPR) com o preço futuro no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.**

Hipótese Nula	Obs.	Estatística-F	Prob.
IBG (CDI) não causa Futuro	281	80,67590	0,00100
<b>Futuro não causa IBG (CDI)</b>	<b>281</b>	<b>0,78572</b>	<b>0,45681</b>
IBG (NPR) não causa Futuro	281	84,07060	0,00080
<b>Futuro não causa IBG (NPR)</b>	<b>281</b>	<b>2,25413</b>	<b>0,10689</b>

Fonte: Dados da pesquisa

\*Foram considerados somente valores significativos a 5%.

Conforme a tabela 14, aceitam-se as hipóteses com 5% de significância de que: a) IBG (CDI) causa Futuro; b) IBG (NPR) causa Futuro.

**TABELA 15 - Resultado do Teste de Causalidade de Granger, com duas defasagens, para as séries de preços do boi gordo das praças de Estado de São Paulo com o preço futuro no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.**

Hipótese Nula	Obs.	Estatística-F	Prob.
Araçatuba não causa Futuro	281	86,38270	0,00050
<b>Futuro não causa Araçatuba</b>	<b>281</b>	<b>1,96889</b>	<b>0,14157</b>
São José do Rio Preto não causa Futuro	281	82,28480	0,00120
<b>Futuro não causa São José do Rio Preto</b>	<b>281</b>	<b>2,36161</b>	<b>0,09617</b>
Bauru não causa Futuro	281	80,76250	0,00077
<b>Futuro não causa Bauru</b>	<b>281</b>	<b>2,16888</b>	<b>0,11625</b>
Presidente Prudente não causa Futuro	281	80,21780	0,00000
<b>Futuro não causa Presidente Prudente</b>	<b>281</b>	<b>1,80800</b>	<b>0,16591</b>

Fonte: Dados da pesquisa

Conforme a tabela 15, obteve-se as seguintes relações de causalidade de Granger<sup>19</sup> com 5% de significância: a) Araçatuba causa Futuro; b) São José do Rio Preto causa Futuro; c) Bauru causa Futuro; d) Presidente Prudente causa Futuro.

**TABELA 16 - Resultado do Teste de Causalidade de Granger, com duas defasagens, para as séries de preços do boi gordo das praças fora do Estado de São Paulo com o preço futuro no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.**

<b>Hipótese Nula</b>	<b>Obs.</b>	<b>Estatística-F</b>	<b>Prob.</b>
Campo Grande não causa Futuro	281	79,13980	0,00150
<b>Futuro não causa Campo Grande</b>	<b>281</b>	<b>0,39249</b>	<b>0,41081</b>
Triângulo Mineiro não causa Futuro	281	85,05610	0,00108
<b>Futuro não causa Triângulo Mineiro</b>	<b>281</b>	<b>1,94461</b>	<b>0,14500</b>
Noroeste do Paraná não causa Futuro	281	69,04687	0,00078
<b>Futuro não causa Noroeste do Paraná</b>	<b>281</b>	<b>2,36090</b>	<b>0,09624</b>
Três Lagoas não causa Futuro	281	67,71670	0,00580
<b>Futuro não causa Três Lagoas</b>	<b>281</b>	<b>0,97856</b>	<b>0,37715</b>

Fonte: Dados da pesquisa

\*Foram considerados somente valores significativos a 5%.

Conforme a tabela 16, obteve-se as seguintes relações de Causalidade e Granger com 5% de significância: a) Campo Grande causa Futuro; b) Triângulo Mineiro causa Futuro; c) Noroeste do Paraná causa Futuro; d) Três Lagoas causa Futuro.

A análise do teste de causalidade de Granger referente às tabelas 14, 15 e 16 demonstra que variações nos preços nos mercados físicos e índices IBG (NPR) e IBG (CDI) tendem a influenciar as variações no mercado futuro de boi gordo. Desta maneira aponta-se que os diferentes preços no mercado físico, representados tanto pelos índices IBG (NPR) e IBG (CDI) como pelos diferentes mercados regionais de boi gordo, servem de parâmetro para a formação de preços no mercado de futuros. Assim o mercado físico poderia adquirir e assimilar uma informação mais rapidamente que o seu respectivo mercado futuro. Os preços

<sup>19</sup> O teste de Causalidade de Granger foi efetuado com 2, 5, 10, 15 e 20 defasagens; optou-se por 2 defasagens porque teve o AIC mais adequado. Os resultados das simulações se encontram no ANEXO B.

no mercado futuro refletiriam variações de preços mais tardiamente que os preços no mercado físico.

O resultado de que o mercado físico serviria de parâmetro para a formação dos preços no mercado de futuros destoa dos resultados encontrados nos trabalhos de Oellerman e Farris (1985), Koontz et al (1990) e Goodwin e Schoeder (1991). Os autores anteriormente citados encontraram em seus trabalhos que o mercado futuro lideraria a formação dos preços nos respectivos mercados físicos. Deve-se ressaltar que os trabalhos anteriormente citados se baseiam em criações de gado que se encontram de modo confinado em contraponto a criação brasileira (gado solto). Com o gado confinado, os pecuaristas não se preocupariam mais com intempéries do tempo, pastagens, entre outros fatores que comumente afligem os pecuaristas que não produzem o seu gado de modo confinado. Desta maneira o gado confinado propicia que os pecuaristas que o utilizam possam se ater mais ao mercado de futuros do que ao mercado físico no tocante as suas decisões de comercialização e produção. No entanto, tal situação, não se encontra no Brasil, pois a pecuária brasileira é comumente retratada como sendo extensiva, privando-se do confinamento. Esta talvez seja uma das razões da pouca participação dos agentes econômicos brasileiros no mercado futuro de *commodities* agropecuárias, no presente estudo a *commodity* em questão é o boi gordo.

Um dos poucos agentes da cadeia produtiva da carne que poderiam participar mais ativamente no mercado de futuros, os frigoríficos, se ausentam do mesmo já que eles possuem grande poder de barganha junto aos pecuaristas, não necessitando assim do mercado de futuros. Por sua vez, no presente trabalho, deve-se salientar que nos resultados encontrados, o índice IBG (CDI)<sup>20</sup> mostrou possuir maior poder de influência sobre os preços futuros do que as outras variáveis envolvidas. Esta afirmação vem de acordo com a teoria de que o índice

---

<sup>20</sup> A maior influência do IBG (CDI) sobre o preço futuro é verificado pelo valor da probabilidade relacionado a estatística F.

IBG (CDI) é o balizador<sup>21</sup> do primeiro vencimento do contrato futuro de boi gordo. A utilização do primeiro vencimento do contrato futuro de boi gordo como preço futuro da referida commodity explica a relevância da influência do IBG (CDI) para com o preço futuro do contrato de boi gordo. Assim pode-se afirmar com base nos resultados encontrados e de acordo com a teoria de Garbade e Silber (1979) que o mercado físico de boi gordo, que engloba os diferentes mercados regionais e índices de preços da referida commodity, é considerado como mercado dominante, cabendo desta forma ao mercado de futuro utilizar o primeiro como balizador na formação de seus preços.

---

<sup>21</sup> Este conceito da maior influência do IBG (CDI) sobre o vencimento do primeiro contrato futuro de boi gordo vai ser retomado na próxima etapa do estudo relacionada ao cálculo da eficiência do mercado futuro de boi gordo.

### 6.3 EFICIÊNCIA NO MERCADO DE FUTUROS

O primeiro vencimento do contrato futuro de boi gordo na BM&F:

*reflete as cotações do mês presente, sendo determinado essencialmente pelo indicador do preço à vista, em dólares, Esalq/BM&F. Esse indicador é a média ponderada dos preços observados para o boi gordo no Estado de São Paulo e reflete as interações entre a oferta e a demanda por boi. Como o primeiro vencimento é determinado em sua essência pelo Esalq/BM&F, ele poderá ser usado como uma proxy dos preços no mercado físico. (PEROBELLI e SCHOUCHANA, 2000, p.71)*

Desta maneira a análise da eficiência do mercado de futuros de boi gordo, em sua essência, é o estudo da veracidade da hipótese de que o preço futuro do contrato de boi gordo da BM&F<sup>22</sup> é um previsor não viesado do preço disponível (IBG (CDI)) desta mesma commodity. É preciso realizar primeiramente o teste de raiz unitária nos preços futuros<sup>23</sup> para se verificar a estacionaridade da mesma.

**TABELA 17 – Teste de raiz unitária para a série de preços futuros no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.**

Série em nível	Defasagem	Tipo de equação estimada	Resultado do teste ADF
$F_{t-1}$	2	Com intercepto	-1,624236
Série em primeira diferença	Defasagem	Tipo de equação estimada	Resultado do teste ADF
$F_{t-1}$	1	Sem tendência e sem intercepto	-12,72337*

Fonte: Dados da pesquisa

\* Significativo a 1%.

\*\* Significativo a 5%

\*\*\* Significativo a 10%.

A tabela 17 demonstra que a série de preços futuros é estacionária em primeira diferença. Sabendo-se que o IBG (CDI)<sup>24</sup> também é integrado em primeira diferença, passa-se a analisar a eficiência dos mesmos.

<sup>22</sup> Utilizasse como preço futuro o primeiro vencimento do contrato futuro de boi gordo.

<sup>23</sup> Usou-se o mesmo critério dos anteriores quanto ao número de defasagens de 0 a 36, sendo o critério de Akaike o norteador da defasagem e modelo a ser escolhido.

<sup>24</sup> A estacionaridade em primeira diferença já foi verificado na tabela 2.

Com base na equação 28 foi estimada a relação de longo prazo entre o IBG (CDI) e os preços futuros.

**TABELA 18 - Estimação da equação de longo prazo entre IBG (CDI) e preços futuros no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.**

	$\alpha$	$\beta$
Parâmetro	0,08330	0,97200
Valor t	1,28446	44,26116
Valor Prob.	0,20000	0,00000

Fonte: Dados da pesquisa  
 $R^2=0.87455$

O erro é estacionário de ordem zero<sup>25</sup>, desta maneira o erro sendo I(0) assegura que as variáveis em estudo (IBG (CDI) e preços futuros) são cointegradas. O coeficiente de elasticidade ( $\beta$ ) para a variável  $F_{t-1}$  apresentou sinal positivo, comprovando assim complementaridade entre preços futuros e preços à vista (IBG (CDI)). O valor estimado do coeficiente aponta que um aumento de 100% nos preços futuros está associado a um aumento de 97,20% nos preços à vista. A próxima etapa é verificar a existência da eficiência no mercado de futuros por intermédio do Teste de Wald nos parâmetros encontrados na estimação da equação de longo prazo.

**TABELA 19 – Testes de Wald para Restrição de Parâmetros ( $S_t = \alpha + \beta_1 F_{t-1} + \mu_t$ ) na relação entre IBG (CDI) e preços futuros no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.**

$H_0 : \alpha = 0$	$H_0 : \beta_1 = 1$	$H_0 : \alpha = 0$ e $\beta_1 = 1$
1,64984 (0,2000)	1,632955 (0,2023)	0,834354 (0,4352)

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: Em parênteses são os valores da probabilidade

Os resultados do Teste de Wald no longo prazo corroboram a hipótese da eficiência do mercado de futuros, ou seja, o preço futuro é um previsor não viesado do preço disponível no

<sup>25</sup> O erro possui no teste ADF(0) o valor de  $-7,2925$  contra o valor crítico de  $-2,5729$  a 1%.

longo prazo. Com a comprovação da eficiência no longo prazo o próximo passo é a aplicação do MCE (Modelo de Correção de Erro).

**TABELA 20 – Estimação do Modelo de Correção de Erro<sup>26</sup> para a relação entre IBG (CDI) e Preços Futuros no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.**

$$(\Delta S_t = \alpha + \rho[S_{t-1} - \delta F_{t-2}] + \varphi \Delta F_{t-1} + \lambda_1 \Delta S_{t-1} + \lambda_2 \Delta S_{t-2} + \varepsilon_t)$$

	$\alpha$	$\rho$	$\varphi$	$\lambda_1$	$\lambda_2$
Parâmetros	0,00044	-0,23071	0,241305	0,250883	0,156885
Estatística t	0,280162	-3,50651	2,968973	3,188295	2,048092
Probabilidade	0,7796	0,0005	0,0033	0,0016	0,0415

Fonte: Dados da pesquisa

O termo de correção de erro  $\rho$  apresenta o valor de  $-0,23071$ , desta maneira, 23,07% das expectativas de formação do preço futuro estão sendo revistas a cada período. No entanto, como  $\rho$  é baixo, segundo Freitas e Margarido (2003, p.37) demonstra que a *passagem de uma situação de desequilíbrio de curto prazo para uma situação de equilíbrio de longo prazo tende a ser corrigida lentamente*.

Os valores encontrados do DW<sup>27</sup> e LM<sup>28</sup> demonstraram que não foi detectada nenhuma correlação serial nos resíduos estimados, conseqüentemente a aplicação do MCE é viável. Verifica-se agora se há ocorrência de eficiência no mercado de futuros no curto prazo por meio do Teste de Wald nos parâmetros estimados no MCE.

**TABELA 21 – Teste de Wald sobre os coeficientes estimados do Modelo de Correção de Erro na relação entre IBG (CDI) e Preços Futuros no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.**

$H_0 : \rho = -1$	$H_0 : \varphi = 1$	$H_0 : \lambda_1 = 0$	$H_0 : \lambda_2 = 0$	$H_0 : \rho = -1, \varphi = 1, \lambda_1 = 0, \lambda_2 = 0$
136,7062*	87,12488*	10,16523*	4,194681*	130,2253*
0,0000**	0,0000**	0,0016**	0,0406**	0,0000**

Fonte: Dados da pesquisa

\* Valores da Estatística F

\*\*Valores da Probabilidade

<sup>26</sup> Eliminou-se do Modelo de Correção de Erro os coeficientes defasados que se mostraram estatisticamente insignificantes.

<sup>27</sup> O valor crítico para a estatística Durbin Watson é superior a 1,79 e inferior a 1,73.

<sup>28</sup> Para LM (11), os resultados de Obs R2 foi de 10,87 com probabilidade de 0,45 ; assegurando assim que não há correlação serial nos resíduos da regressão estimada

A análise por intermédio do Teste de Wald demonstrou que o mercado em curto prazo é ineficiente. Isto é corroborado por Sheldon (1987) que afirma que o mercado aumenta o seu nível de eficiência aos poucos, sendo assim ineficiente no curto prazo.

O IBG (CDI) mostrou-se compatível para o cálculo da eficiência no mercado futuros de boi gordo a longo prazo. Desta maneira, verificasse se o índice IBG (NPR) também possa ser viável<sup>29</sup> no cálculo da eficiência em mercado de futuros de boi gordo.

**TABELA 22 - Estimação da equação de longo prazo na relação entre IBG (NPR) e Preços Futuros no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.**

	$\alpha$	$\beta$
Parâmetro	0,08200	0,966232
Valor t	1,297382	45.14999
Valor Prob.	0,19560	0,00000

Fonte: Dados da pesquisa  
 $R^2=0,8788$

Os preços à vista são cointegrados com o preço futuro, pois o erro é estacionário de ordem zero<sup>30</sup>I(0).O valor estimado para o coeficiente  $\beta$  foi de 0,9662, este valor indica que um aumento da ordem de 100% nos preços futuros está associado a um aumento de 96,62% nos preços do indicador IBG (NPR). Contrastando os valores estimados para as elasticidades de longo prazo para o IBG (CDI) e IBG (NPR), verificou-se que a primeira é superior a segunda (0,9720. > 0,9662). Desta maneira, entre os índices, ao menos no longo prazo, a complementaridade é maior entre IBG (CDI) e preços futuros, do que destes com a IBG (NPR). Examina-se agora, com aplicação do Teste de Wald, a presença ou não de eficiência.

<sup>29</sup> Entenda-se por viável a série de preços ou índice em que se verifique a presença de eficiência em mercado de futuros em longo e/ou curto prazo.

<sup>30</sup> O erro possui no teste ADF(0) o valor de -6,2558 contra o valor crítico de -2,5729 a 1%.

**TABELA 23 – Testes de Wald para Restrição de Parâmetros ( $S_t = \alpha + \beta_1 F_{t-1} + \mu_t$ ) para a relação entre IBG (NPR) e Preços Futuros no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.**

$H_0 : \alpha = 0$	$H_0 : \beta_1 = 1$	$H_0 : \alpha = 0$ e $\beta_1 = 1$
1,683199 (0,195564)	2,489750 (0,115715)	25,16618 (0,000)

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: Em parênteses são os valores da probabilidade

De acordo com os resultados apontados pelo Teste de Wald na tabela 23, o preço futuro não é um previsor não viesado do preço à vista (IBG (NPR)) no longo prazo. No entanto, ainda existe a possibilidade que haja eficiência no curto prazo. Com o objetivo de se verificar a possibilidade de eficiência no curto prazo aplica-se o MCE encontrado na tabela 24.

**TABELA 24 –Estimação do Modelo de Correção de Erro<sup>31</sup> para a relação entre IBG (NPR) e Preços Futuros no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.**

$$(\Delta S_t = \alpha + \rho[S_{t-1} - \delta F_{t-1}] + \varphi \Delta F_{t-1} + \lambda_1 \Delta S_{t-1} + \varepsilon_t)$$

	$\alpha$	$\rho$	$\varphi$	$\lambda_1$
Parâmetros	-0,002758	-0,1753	0,229686	0,430660
Estatística t	1,772805	-4,00100	3,514162	6,197146
Probabilidade	0,0774	0,0001	0,0005	0,0000

Fonte: Dados da pesquisa

O valor estimado para  $\rho$  na tabela 24, termo de correção de erro, foi de  $-0,1753$ , assim desequilíbrios transitórios são corrigidos a uma velocidade de 17,53% a cada período. O MCE irá ser aplicado, pois anteriormente, os valores encontrados de DW<sup>32</sup> e LM<sup>33</sup> asseguram a aplicação do MCE. Com a aplicação do MCE e do Teste de Wald possibilita-se detectar a ocorrência ou não de eficiência no curto prazo.

<sup>31</sup> Eliminou-se do Modelo de Correção de Erro os coeficientes defasados que se mostraram estatisticamente insignificantes.

<sup>32</sup> O valor crítico da estatística Durbin Watson é superior a 1,73 e inferior a 1,79.

<sup>33</sup> Para LM(11) o resultado encontrado para Obs R<sup>2</sup> foi de 14,12 com probabilidade de 0,22; assegurando assim que não há correlação serial nos resíduos da regressão estimada

**TABELA 25 – Teste de Wald sobre os coeficientes estimados do Modelo de Correção de Erro na relação entre IBG (NPR) e Preços Futuros no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.**

$H_0 : \rho = -1$	$H_0 : \varphi = 1$	$H_0 : \lambda_1 = 0$	$H_0 : \rho = -1, \varphi = 1, \lambda_1 = 0$
354,2759*	138,9105*	38,40462*	272,4239*
0,0000**	0,0000**	0,0000**	0,0000**

Fonte: Dados da pesquisa

\* Valores da Estatística F

\*\*Valores da Probabilidade

Conforme as estimativas dos parâmetros do teste de Wald encontrados na tabela 25, o mercado analisado, em curto prazo, é ineficiente.

A próxima etapa do estudo é verificar a possibilidade da eficiência em mercado de futuros de boi gordo tendo como parâmetro um mercado (local) regional de boi gordo. O mercado selecionado foi o de Araçatuba, porque:

- a. é um importante mercado, devido à presença de frigoríficos para o abate de animais;
- b. localiza-se no maior mercado consumidor de carne bovina brasileiro, o Estado de São Paulo;
- c. a análise técnica até agora mostrou que este mercado não é só integrado com os demais mercados físicos, seja direta ou indiretamente por meio do mecanismo de vasos comunicantes, como também influencia o mercado futuro de boi gordo por meio do Teste de Causalidade de Granger;
- d. os preços de seu mercado entram no cálculo do IBG (CDI) (Índice de boi Gordo), bem como o diferencial<sup>34</sup> de preços para este mercado possui valor negativo.

<sup>34</sup> O diferencial de preços é a diferença entre o IBG (CDI) e o preço disponível do mercado em estudo. A título de exemplo, em maio de 2004, o diferencial de preços para o boi gordo em Araçatuba foi de -0,216 enquanto em Presidente Prudente foi de 1,194. O valor negativo do diferencial em relação a Araçatuba possibilita uma situação ímpar, pois evidencia que o preço disponível desta região é superior ao IBG (CDI) o que não se verifica nos demais mercados estudados.

Os cálculos referentes à eficiência no mercado de futuros se encontram abaixo:

**TABELA 26 - Estimação da equação de longo prazo entre preços do boi gordo em Araçatuba e Preços Futuros no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.**

	$\alpha$	$\beta$
Parâmetro	0,085998	0,964606
Valor t	1,356106	44,92416
Valor Prob.	0,1762	0,00000

Fonte: Dados da pesquisa  
 $R^2=0,8778$

As variáveis em estudo (Araçatuba e preços futuros) são cointegradas, pois o erro é estacionário<sup>35</sup>, I(0). A elasticidade de longo prazo, representada pelo valor estimado para  $\beta$  foi de 0,9646. Assim, um acréscimo de 100% nos preços futuros está associado a um acréscimo de 96,46% nos preços à vista do mercado de Araçatuba. Mesmo assim, a elasticidade de longo prazo referente ao mercado de Araçatuba é menor que a IBG (NPR) e a do IBG (CDI) ( $0,9646 < 0,9662 < 0,9720$ ). Investiga-se a hipótese de eficiência no longo prazo com aplicação do Teste de Wald nos parâmetros estimados na tabela 26.

**TABELA 27 – Testes de Wald para Restrição de Parâmetros ( $S_t = \alpha + \beta_1 F_{t-1} + \mu_t$ ) entre preços do boi gordo em Araçatuba e Preços Futuros no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.**

$H_0 : \alpha = 0$	$H_0 : \beta_1 = 1$	$H_0 : \alpha = 0 \text{ e } \beta_1 = 1$
1,839025 (0,176154)	2,717176 (0,100391)	27,32826 (0,00000)

Fonte: Dados da pesquisa  
 Nota: Em parênteses são os valores da probabilidade

Os resultados da tabela 27 asseguram que os preços futuros não são previsores não viesados dos preços à vista de Araçatuba, sendo então, este mercado ineficiente no longo prazo. Aplica-se agora o MCE representado na tabela 28.

<sup>35</sup> O erro possui no teste ADF(0) o valor de -6,1841 contra o valor crítico de -2,5729 a 1%.

**TABELA 28 –Estimação do Modelo de Correção de Erro<sup>36</sup> entre preços do boi gordo em Araçatuba e Preços Futuros no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.**

$$(\Delta S_t = \alpha + \rho[S_{t-1} - \delta F_{t-1}] + \varphi \Delta F_{t-1} + \lambda_1 S_{t-1} + \phi_{27} \Delta F_{t-27} + \varepsilon_t)$$

	$\alpha$	$\rho$	$\phi$	$\lambda_1$	$\phi_{27}$
Parâmetro	-0,002668	-0,14317	0,222102	0,36612	-0,13052
Estatística t	-1,5892298	-2,972469	3,048767	4,864915	-2,44728
Probabilidade	0,1133	0,0032	0,0025	0,0000	0,00151

Fonte: Dados da pesquisa

O valor estimado para o termo de correção de erro ( $\rho$ ) foi de  $-0,1431$ , desta maneira, o ajuste do desequilíbrio de curto prazo para o equilíbrio de longo prazo ocorre a uma velocidade de 14,31 % por período analisado.

Os resultados obtidos das estatísticas DW<sup>37</sup> e LM<sup>38</sup> asseguram a viabilidade da aplicação do MCE, já que não foi detectada nenhuma correlação serial nos resíduos estimados. Os valores encontrados no MCE são submetidos ao Teste de Wald, os resultados se encontram na tabela 29.

**TABELA 29 – Teste de Wald sobre os coeficientes estimados do Modelo de Correção de Erro entre preços do boi gordo em Araçatuba e Preços Futuros no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.**

$H_0 : \rho = -1$	$H_0 : \varphi = 1$	$H_0 : \lambda_1 = 0$	$H_0 : \phi_{27} = 0$	$H_0 : \rho = -1, \varphi = 1, \lambda_1 = 0, \phi_{27} = 0$
316,4610*	114,0225*	23,66739*	5,989172*	187,5548*
0,0000**	0,0000**	0,0000**	0,0150**	0,0000**

Fonte: Dados da pesquisa

\* Valores da Estatística F

\*\*Valores da Probabilidade

Os resultados encontrados na tabela 29 ditam que o mercado, em análise, é ineficiente no curto prazo.

<sup>36</sup> Eliminou-se do Modelo de Correção de Erro os coeficientes defasados que se mostraram estatisticamente insignificantes.

<sup>37</sup> O valor crítico da estatística Durbin Watson é superior a 1,81 e inferior a 1,73.

<sup>38</sup> Para LM (14), os resultados encontrados foram de Obs R<sup>2</sup> igual 16,99 com probabilidade de 0,25; assegurando assim que não há correlação serial nos resíduos da regressão estimada.

Os resultados desta seção corroboram a afirmação de Perobelli e Schouchana (2000) que os preços referentes ao vencimento do primeiro contrato futuro de boi gordo são determinados essencialmente pelo Indicador de Boi Gordo da Esalq/USP, quando os valores deste são expressos em dólares. No entanto, os resultados refutaram a hipótese 3 formulada no início do estudo, reafirmando assim, que embora importantes, os diferentes preços regionais do boi gordo não possibilitam a eficiência em mercados futuros.

A observância da eficiência no mercado de futuros de boi gordo também foi verificada em outros estudos sobre eficiência. Por exemplo, os trabalhos de Frick e Campos (1996), Silveira (2002) mostraram-se inconclusivos quanto à presença ou não de eficiência no mercado de futuros de boi gordo. No entanto, Saboya e Bacchi (1999) mostraram que há eficiência na formação dos preços futuros de boi gordo na BM&F. A análise do presente estudo possibilitou observar que o mercado de futuros de boi gordo é eficiente desde que algumas condições sejam previamente aceitas: o preço futuro deve se representado pelo primeiro vencimento do contrato futuro de boi gordo, bem como o preço à vista pelo IBG (CDI) providenciado pelo CEPEA.

## 7. CONCLUSÃO

O enfoque principal em que se assenta o presente trabalho é a busca pelo conhecimento do comportamento dos preços do boi gordo em mercados físicos e futuro.

A análise para as relações entre os mercados acima citados, passa pelo exame da integração espacial entre os diferentes mercados de boi gordo e destes com o mercado de futuro desta *commodity*. Também se faz necessária a análise da eficiência no mercado de futuro em relação aos preços dos mercados regionais e dos preços dos índices IBG (CDI) e IBG (NPR).

Uma das hipóteses deste estudo é que o mercado de boi gordo é totalmente integrado e também o é em relação aos preços futuros e preços dos índices IBG (CDI) e IBG (NPR). A aceitação desta hipótese poderia indicar a possibilidade de maior dinamização, desenvolvimento, do mercado de futuro. Este desenvolvimento poderia ser detectado pela eficiência no mercado de futuros em relação aos preços regionais e índices NPR e IBG do boi gordo.

Quanto à integração verificou-se que o mercado de boi gordo pode ser dividido em dois nichos: um representado pelos mercados de São Paulo e áreas circunvizinhas, o outro, pelos mercados de Campo Grande e Três Lagoas. Independente, desta divisão, o mercado de boi gordo é considerado integrado, graças ao mecanismo de vasos comunicantes. Por sua vez, os mercados são integrados em relação aos índices NPR e IBG, com exceção do mercado de Três Lagoas. Este último mercado, de acordo com os resultados encontrados, só não é considerado um mercado isolado, pois se integra com o mercado de Campo Grande. A análise demonstrou que há uma causalidade unidirecional entre os preços regionais e os índices NPR, em especial o IBG.

Deve-se salientar que o resultado acima mencionado entrou em confronto com os resultados demonstrados por De Zen (1997). Este autor encontrou uma causalidade bidirecional entre os preços regionais e os preços representados pelo IBG. Os resultados do presente trabalho apontam para uma causalidade unidirecional entre os preços regionais e o IBG. Isto provavelmente é decorrente de que a atual estrutura do mercado de boi gordo tornou-se mais centralizada em torno de dois nichos de mercados, fazendo com que os preços dos mesmos recebam pouca influência dos preços do Indicador de Boi Gordo (IBG).

De acordo com Liu e Wang (2003) a integração espacial entre mercados é de vital importância para o destino de políticas governamentais de intervenção, tais como, políticas de estabilização de preços e políticas protecionistas. Conforme estes autores, o efeito de uma intervenção governamental em um mercado particular pode também ser transmitida aos mercados que são espacialmente integrados. Assim uma possível intervenção, por exemplo, no mercado de boi gordo de Araçatuba/SP afetaria todo o mercado de boi gordo em estudo. Desta maneira não há a necessidade do governo intervir em todos os mercados, mas justamente naqueles mais importantes, tidos como mercados formadores de preços, no presente estudo seriam os mercados de Campo Grande e Araçatuba, e estes influenciariam os demais.

Buscou-se também analisar as relações entre os preços a vista dos diferentes índices e mercados regionais com os preços futuros. A literatura a respeito do estudo das relações entre o mercado físico e futuro, em especial o trabalho de Oellerman e Farris (1985), consideram que o mercado de futuro sinaliza o preço para o respectivo mercado físico. No entanto, no presente trabalho, foi verificado que o mercado físico, formado pelos diferentes mercados regionais e pelos índices IBG (CDI) e IBG (NPR), é o mercado que sinaliza o preço para o mercado de futuro. Uma das possíveis razões para o resultado anteriormente citado foi de que no caso da pecuária brasileira, o gado é particularmente criado em pastagens naturais e não

confinado. Os estudos a respeito da relação entre mercado futuros e físicos, na literatura, em especial de Oellerman e Farris (1985) se baseiam em criações em que os animais em estudo são confinados, desta maneira, os produtores participam mais do mercado de futuros, pois não têm que se ater a riscos inerentes a produção de gado “solto”. Possivelmente, aqui esteja a causa da pouca participação dos agentes econômicos brasileiros no mercado futuro de *commodities* agropecuárias quando comparado a participação dos agentes americanos no respectivo mercado de futuros. Por exemplo, enquanto o total de negócios efetuados com *commodities* agropecuárias no total de negociações da BM&F é inferior a 5% enquanto na CBOT este patamar é de cerca de 30%.

A constatação de que o mercado físico sinaliza o preço para o mercado de futuro talvez seja explicado pela investigação efetuada por Leuthold e Hartman (1979). Estes autores verificaram em seus estudos que os produtores de gado utilizam poucas variáveis econômicas para a tomada de suas decisões. Entre estas, estão os preços dos mercados futuros, que segundo os referidos autores, tem subestimado as suas informações, levando a ineficiência em alguns casos. Possivelmente esta seja uma das possíveis explicações para o pouco desenvolvimento do mercado futuro de boi gordo relativamente ao seu mercado físico.

O exame da eficiência no mercado de futuros no longo prazo foi apenas observado na relação entre os preços futuros da BM&F e à vista representados pelo IBG (CDI) com a utilização do Teste de Wald. A comprovação da eficiência somente no longo prazo, vem de encontro a argumentação de Sheldon (1987) de que os mercados de futuros, em seus estágios iniciais de desenvolvimento, seriam ineficientes. Com o passar do tempo, ocorreria um “ajuste”, levando a eficiência ao mercado no longo prazo. Cabe aqui uma observação importante quanto análise da eficiência no longo prazo, o ajuste, ou mais propriamente a velocidade de ajuste encontrada foi muito baixa. Este pequeno valor da velocidade de ajuste demonstra que a passagem de uma situação de desequilíbrio de curto prazo (ineficiência) para

uma situação de equilíbrio de longo prazo (eficiência) tende a ser corrigida lentamente. Possivelmente, este resultado vem de encontro com os resultados encontrados por Leuthold (1974). Este autor coloca que os preços no mercado à vista são mais estáveis que os preços no mercado futuro, desta maneira, provavelmente os produtores na tomada de suas decisões, principalmente quanto à estimação do preço de venda da arroba de boi gordo, tem como base os preços à vista e não os preços futuros.

A conclusão geral do presente estudo é que qualquer política governamental para o setor deve levar os reflexos que a mesma causará nos mercados regionais, em especial, os situados em São Paulo. A razão para isto é que qualquer política que afete o preço do boi em uma das regiões estudadas se disseminaria por todo o mercado físico, e via de regra atingindo o mercado futuro da mesma. Para os agentes econômicos, o mercado integrado permite um nível de conhecimento do comportamento dos diferentes preços dos diferentes mercados de boi gordo, possibilitando que os agentes possam tomar decisões mais acertadas sobre os mesmos mercados. A eficiência no mercado de futuros de boi gordo permite aos mesmos agentes reduzir o risco e a variabilidade de preço associados a produção e comercialização do boi gordo, bem como maior conhecimento dos efeitos de um choque no mercado de boi gordo sobre toda a cadeia produtiva da pecuária.

Para investigações futuras sobre integração espacial do mercado de boi gordo brasileiro, sugere-se a inclusão da análise da integração dos mercados de boi magro e bezerro com o mercado de boi gordo. Investigações a esse respeito possibilitariam maior compreensão do comportamento dos elementos que compõem a cadeia produtiva da carne bovina no Brasil.

Em relação a eficiência em mercados de futuros, recomenda-se a análise da investigação da eficiência no mercado de futuros de bezerro e seus possíveis reflexos nos mercados físicos e futuros de boi gordo. Sugere-se também, que novas pesquisas sejam

realizadas com o intuito de se ratificar se as conclusões encontradas neste estudo permanecerão ainda válidas ou se sofreram modificações e quais os motivos para as mesmas.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGUIAR ,D.R.D;BARROS,G.S.C.Causalidade e Assimetria na transmissão de preços de soja e derivados no Brasil nos anos 80.*Estudos Econômicos* ,v.21,n.1, p.89-103,1991.

ALENCAR, L.S. Raízes Unitárias e Cointegração: Uma Introdução.*Boletim do Banco Central do Brasil*, abril, p.171-211,1998.

ARBEX, Marcelo A; SILVA, A.B.M. Eficiências dos mercados futuros e co-integração: uma aplicação para os contratos de café e soja.*Resenha BM&F*, n.127, out., p.55-69,1998.

AZEVEDO, Paulo Furquim. Comercialização deficiente, informalidade e risco de preços: o mesmo problema?*Artigos Técnicos de Derivativos Agropecuários*, n.2, p.7-17,2002.

BACCHI, M.R.P Transmissão de preços entre os segmentos produtivos da pecuária de corte brasileira. In: *XXXV Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*, 1999, Foz do Iguaçu. ANAIS. Foz do Iguaçu - Pr: SOBER, 1999.CD-ROM

BESSLER, D; BRANDT,J. Causality Test in Livestock Markets. *American Journal of Agricultural Economics*, 64,p.140-144, 1982.

BIGMAN, D; GOLDFARB,D;SCHECHTMAN,E. Futures Market Efficiency and the Time Content of the Information Sets. *The Journal of Futures Markets*, v.3, n.3, p.321-334, 1983.

CARNEIRO, F.G. *Especificação de Modelos Dinâmicos e Cointegração: Um Texto Didático*.Universidade Católica de Brasília, 17p, 2003.

CHOWDHURY, A. R. Futures Market Efficiency: Evidence from Cointegration Tests. *The Journal of Futures Markets*, v.11, n. 5, p.577-589, 1991.

COLLING,P;IRWING, S. The Reaction of Live Hog Futures Prices to USDA Hogs and Pigs Reports. *American Journal of Agricultural Economics*, 72,p.84-94, 1990.

COELHO, Alexandre Bragança.*A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos*.São Paulo.Dissertação de Mestrado.Departamento de Economia e Contabilidade da Universidade de São Paulo, 2002.

DE ZEN, Sérgio.Alguns Aspectos do Processo de Formação dos Preços da Pecuária de Corte. *Preços Agrícolas*, n.86, p.4-9, dez.1993

\_\_\_\_\_. *Integração entre os mercados de boi gordo e de carne bovina nas regiões Centro-Oeste e Sudeste do Brasil*. Piracicaba.Dissertação de Mestrado.Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, 1997.

EDWARDS,F.R.;MA,W.C.*Futures and Options*. Ed.McGraw-Hill,New York,1992.

- ELTON, E. J.; GRUBER, M. J. *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. 5. ed. USA: John Wiley & Sons Inc., 1995.
- ENDERS, W. *Applied Econometrics Time Series*. Iowa/USA: John Wiley and Sons, 1995, 433p.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55, p.251-276, 1987.
- FACKER, P.L.; GOODWIN, B.K. *Spatial Price Analysis. Forthcoming, Handbook of Agricultural Economics*. North-Holland, p.1-59, 2000.
- FAMA, E. The Behavior of Stock Market Prices. *Journal of Business*, 38, p. 34-105, 1965.
- \_\_\_\_\_. Efficient capital markets: a review of the theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25, p.383-417, 1970.
- \_\_\_\_\_. Efficient capital markets II. *Journal of Finance*, 46, p.1575-1617, 1991.
- FAMA, E; FISHER, L.; JENSEN, M.; ROLL, R. The Adjustment of Stock Prices to New Information. *International Economic Review*, 10, p. 1-21, 1969.
- FAMINOW, M.D.; BENSON, B.L. Integration of spatial markets. *American Journal of Agriculture Economics*, 72, p.49-62, 1990.
- FORTENBERY, T. R.; ZAPATA, H. O. An Examination of Cointegration Relations Between Futures and Local Grain Markets. *The Journal of Futures Markets*, v.13, n. 8, p. 921-932, 1993.
- FREITAS, S.L; MARGARIDO, M.A. Fatores que Influenciam o Cultivo de Amendoim das Águas no Estado de São Paulo: Uma Análise Econométrica. *Agricultura em São Paulo*, v.50, n.2, p.29-40, 2003.
- FRICK, Oscar; CAMPOS, R.B.M. Eficiência do Mercado Futuro de Boi Gordo. *Resenha BM&F*, n.113, out/nov, p.47-52, 1996.
- HATANAKA, M. *Time series based econometrics: unit roots and cointegration*. New York: Oxford University Press, 1998, 294p.
- GARBADE, K.; SILBER, W. Dominant and Satellite Markets :A Study of Dually Traded Securities. *The Review of Economics and Statistics*, 61, p.455-461, 1979.
- GOSS, B. The Forward Pricing Function of the London Metal Exchange. *Applied Economics*, 13, p.133-150, 1981.
- GONZALEZ-RIVERA, G; HELFAND, S.M. The Extent, Pattern, and Degree of Market Integration: A Multivariate Approach for the Brazilian Rice Market. *American Journal of Agricultural Economics*, 83, p.576-592, 2001.

- GOODWIN, B. K; PIGGOTT, N. E. Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects. *American Journal of Agricultural Economics*, 83, p.302-317, 2001.
- GOODWIN, B.K.; SCHROEDER, T.C. Cointegration Tests and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets. *American Journal of Agricultural Economics*, 73,p.452-464, 1991.
- GROSSMAN, S.J; STIGLITZ, J.E. On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *The American Economic Review*, v.70, n.3,p.393-408, 1980.
- GUJARATI,D.N.*Econometria Básica*.São Paulo: Makron Books,2000,850 p.
- HAIGH, M.S. Cointegration Analysis of Unbiased Expectations in the BIFFEX Freight Futures Markets. In: *AAAAEA Annual Meeting*.1998, 15p.
- HAKKIO, C.S.; RUSH, M. Market Efficiency and Cointegration: An Application to the Sterling and Deutschemark Exchange Rates. *Journal of International Money and Finance*, 8,p.75-88, 1989.
- HARRIS, R. I.D. *Cointegration analysis in econometric modelling*. London: Prentice Hall, 1995, 176 p.
- ISARD, P. How far can we push the Law of one price. *American Economic Review*, v. 67,p.942-948, 1977.
- JOHANSEN, S.Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v.12, p.231-254, 1988.
- KOONTZ, S; GARCIA, P; HUDSON, M. Dominant-Satellite Relationships Between Live Cattle Cash and Futures Markets. *The Journal of Futures Markets*, v. 10, n.2, p.123-136, 1990.
- KOPPENHAVER,G.D.The Forward Pricing Efficiency of The Live Cattle Futures Market. *The Journal of Futures Markets*, v.3, n.3, p.307-319, 1983.
- LEUTHOLD, R. The Price Performance on the Futures Markets of a Nonstorable Commodity: Live Beef Cattle. *American Journal of Agricultural Economics*,56, p.271-279,1974.
- LEUTHOLD, R; HARTMAN, P. A Semi-Strong Form Evaluation of the Efficiency of the Hog Futures Markets. *American Journal of Agricultural Economics*, 61, p.482-489, 1979.
- LIU, Q; WANG, H.H. Market Integration Test Pacific Egg Markets. In: *American Agricultural Economics Association Annual Meeting*.Montreal, Canada, 20p,jul.2003.
- MALUF FILHO, J. A. Eficiência do mercado de opções da Bolsa de Valores de São Paulo. *Revista de Administração*, São Paulo, v. 26, n. 3, p. 12-22, jul. / set. 1991.

MARGARIDO, Mário A. *et al.* *Análise dos Efeitos Preço e Câmbio sobre o Preço do Óleo de Soja na Cidade de São Paulo: uma aplicação do modelo VAR*. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br>> Acesso em 10 fev. 2005.

MORGAN, C. W.; RAYNER, A. J.; ENNEW, C. T. Price Instability and Commodities Futures Markets. *World Development, Great Britain*, v.22, n.11, p.1729-1736, 1994.

NOGUEIRA, Fernando T. P. *Integração espacial e efetividade do hedge no mercado brasileiro de café arábica*. Viçosa. Dissertação de Mestrado. Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, 2001.

OELLERMAN, C.; FARRIS, P. Futures or Cash: Which Market Leads Live Beef Cattle Prices? *The Journal of Futures Markets*, v.5, n.4, p.529-538, 1985.

OSTERWALD-LENUM, M., A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v.54, p.461-472, 1992.

PEROBELLI, Fabiana S. *Análise sobre Eficiência em Mercados de Futuros: Uma Comparação entre os Contratos de Algodão em Pluma da BM&F e da NYBOT*. Piracicaba. Dissertação de Mestrado. Escola Superior da Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, 2001.

PEROBELLI, F. S.; SCHOUCHANA, F. Oportunidades no Mercado Futuro de Boi Gordo da BM&F. *Resenha BM&F*, n.141, p.69-74, 2000.

PONTES JÚNIOR, O. C. *Investigação da Eficiência no Mercado Futuros de Açúcar na BM&F*. Florianópolis. Dissertação de Mestrado. Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Santa Catarina, 2000.

RASHID, S. Spatial Integration of Maize Markets in Post-Liberalized Uganda. *International Food Policy Research Institute*, mai., 2004, 45 p.

RAVALLION, M. Testing marketing integration. *American Journal of Agriculture Economics*, 68, p.102-109, 1986.

RICH, D. R. *Feeder cattle cash settlement: impacts on basis variability and behavior in select U.S. markets*. Thesis (M.S)-University of Illinois, 1990.

RIVERA, G.; HELFAND, S. 2001. The Extent, Pattern and Degree of Market Integration: A Multivariate Approach for the Brazilian Rice Market. *American Journal of Agricultural Economics*, 83, p.576-592, 2001.

ROCHELLE, Thereza C. P. O contrato Futuro de Boi Gordo: Uma análise do Impacto da Liquidação Financeira sobre o Risco de Base. *Prêmio BM&F Derivativos*, 1997, 71p.

SABOYA, L. V.; BACCHI, M. R. P. Uma Proposta Metodológica para Análise da Eficiência na Formação de Contratos futuros. In: *XXXV Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*, 1999, Foz do Iguaçu. ANAIS. Foz do Iguaçu - Pr: SOBER, 1999. CD-ROM

SAMUELSON, P. A. Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. *Industrial Management Review*, v. 6, p. 41-49, 1965.

SANTANA, A.C. Comercialização e integração de mercado na pecuária de corte do Estado do Pará. In: *XXXVI Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*, 1998, Poços de Calda. ANAIS. Poços de Caldas - MG: SOBER, CD-ROM, 1998.

SHEN, C.; WANG, L. Examining the Validity of a Test of Futures Market Efficiency: A Comment. *The Journal of Futures Markets*, 10, p.195-196, 1990.

SHELDON, I.M. Testing for Weak Efficiency in New Agricultural Futures Markets. *American Journal of Agriculture Economics*, 38, p.51-64, 1987.

SHU, V.Y. *Equilíbrio e Eficiência do Mercado Futuro de Câmbio Livre*. São Paulo. Dissertação de Mestrado. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, 1995.

SILVA, Alexandre B.M. *Análise da Eficiência do Mercado Futuro de Soja no Brasil*. Viçosa. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal de Viçosa, 1998.

SILVA, C.A. BATALHA, M. Estudo sobre a Eficiência Econômica e Competitividade da Cadeia Agroindustrial da Pecuária de Corte no Brasil. Brasília, DF: IEL, 2000.

SILVEIRA, Rodrigo L.F. Análise das Operações de Cross Hedge do Bezerro e do Hedge do Boi Gordo no Mercado Futuro da BM&F. *Prêmio BM&F de Derivativos 2002*, 55p.

STIGLITZ, J. E. The allocation role of the stock market: pareto optimality and competition. *The Journal of Finance*, Chicago: American Finance Association, v. 36, n. 2, p. 235-251, mai 1981.

VASCONCELOS, M.A.S; ALVES, S. *Manual de Econometria*. São Paulo: Atlas, 2000.

WORKING, H. A Theory of Anticipatory Prices. *American Economic Review*, 48, p.188-199, 1958.

ANEXO A – CÁLCULO DO PARÂMETRO  $\gamma_3$  PARA AS SÉRIES DE PREÇOS DO BOI GORDO

**ANEXO 1A - Parâmetro  $\gamma_3$  do VEC para as séries de preços dos diferentes mercados de boi gordo no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.**

Relações	Valor estimado de $\gamma_3$	$t_{calculado}$
Presidente Prudente x Araçatuba	-0,24889	-1,25525
Araçatuba x Três Lagoas	0,13804	0,27824
Três Lagoas x Araçatuba	-0,09391	-1,49517
Araçatuba x Campo Grande	-0,03795	-0,74171
Campo Grande x Araçatuba	-0,04951	-0,80307
Araçatuba x Triângulo Mineiro	-0,03273	-0,31215
Triângulo Mineiro x Araçatuba	-0,08316	-0,78680
São José x Bauru	-0,47924	-1,36302
Bauru x São José	-0,05114	-0,15122
São José x Presidente Prudente	-0,14104	-0,70919
Presidente Prudente x São José	-0,11383	-0,56980
São José x Três Lagoas	-0,01144	-0,23130
Três Lagoas x São José	-0,06682	-1,09406
São José x Campo Grande	-0,05221	-1,06001
Campo Grande x São José	-0,02879	-0,49304
São José X Triângulo Mineiro	-0,10361	-0,87544
Triângulo Mineiro x São José	-0,02888	-0,24504
Bauru x Noroeste do Paraná	-0,00398	-0,19009
Noroeste do Paraná x Bauru	-0,07146	-1,17443
Bauru x Três Lagoas	-0,05165	-1,07740
Três Lagoas x Bauru	-0,03340	-0,56532
Bauru x Campo Grande	-0,05165	-1,07740
Campo Grande x Bauru	-0,03340	-0,56532
Bauru x Triângulo Mineiro	-0,06515	-0,50051
Triângulo Mineiro x Bauru	-0,09321	-0,68646
Presidente Prudente x Três Lagoas	-0,13758	-0,27649
Três Lagoas x Presidente Prudente	-0,07070	-1,15034
Presidente Prudente x Campo Grande	-0,05704	-1,12305
Campo Grande x Presidente Prudente	-0,03351	-0,55613
Presidente Prudente x Triângulo Mineiro	-0,11299	-1,02471
Triângulo Mineiro x Presidente Prudente	-0,07162	-0,65239
Noroeste do Paraná x Três Lagoas	0,00678	0,14095
Três Lagoas x Noroeste do Paraná	-0,08205	-1,33317

CONTINUAÇÃO DO ANEXO 1A

Relações	Valor estimado de $\gamma_3$	$t_{calculado}$
Noroeste do Paraná x Campo Grande	-0,04167	-0,84154
Campo Grande x Noroeste do Paraná	-0,03768	-0,62647
Três Lagoas x Triângulo Mineiro	-0,0632	-0,94456
Triângulo Mineiro x Três Lagoas	-0,02908	-0,52777
Campo Grande x Triângulo Mineiro	-0,01231	-0,19349
Triângulo Mineiro x Campo Grande	-0,08378	-1,52195

Fonte: dados da pesquisa

\*Significativo a 5% - ( $t_{crítico}$ ) = -(1,960) – acima de 120 observações

**ANEXO 2A - Parâmetro  $\gamma_3$  do VEC para as séries de preços dos diferentes mercados de boi gordo e dos índices IBG e NPR no período de 23/07/1997 a 19/01/2005.**

Relações	Valor estimado de $\gamma_3$	$t_{calculado}$
Araçatuba x NPR	0,82019	1,30865
NPR X Araçatuba	-1,13518	-1,83451
Bauru x NPR	-0,64203	-1,50806
NPR X Bauru	0,29500	0,68213
Presidente Prudente X NPR	-0,31825	-1,29505
NPR X Presidente Prudente	0,03526	0,14685
Três Lagoas x NPR	-0,08205	-1,33317
NPR X Três Lagoas	0,00678	0,14095
Três Lagoas x IBG	-0,07656	-1,20050
IBG x Três Lagoas	-0,07467	-1,28700
Campo Grande x NPR	-0,03768	-0,62647
NPR x Campo Grande	-0,04167	-0,84154

Fonte: dados da pesquisa

\*Significativo a 5% - ( $t_{crítico}$ ) = -(1,960) – acima de 120 observações

## ANEXO B – CÁLCULO DAS DEFASAGENS PARA O TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Para se implementar o teste de causalidade de Granger, estima-se o modelo (11) e (12) por mínimos quadrados ordinários (MQO), para os diferentes preços à vista e entre preços à vista e preços futuros. Escolhe-se o número apropriado de defasagens de acordo com o critério de Akaike.

$$X_t = \sum a_i Y_{t-i} + \sum b_i X_{t-i} + \mu_{1t} \quad (11)$$

$$Y_t = \sum c_i Y_{t-i} + \sum d_i X_{t-i} + \mu_{2t} \quad (12)$$

Foram testados de 0 a 20 defasagens, sendo o melhor resultado segundo o critério de Akaike obtido com duas defasagens. Deve-se observar que nas tabelas anexas quando ocorre a seguinte relação, por exemplo, A título de exemplo, colocou-se os outros resultados, não todos, mas aqueles com 2, 5, 10 e 20 defasagens.

**ANEXO 1B – Resultados da análise do número de defasagens dos preços à vista do boi gordo de 23/07/1997 a 19/01/2005 sob o critério de Akaike**

	Araçatuba x Bauru	Bauru x Araçatuba	SJRP X Araçatuba	Araçatuba x SJRP	SJRP X NoPr	NPr x SJRP
Nº de Defasagens	AIC	AIC	AIC	AIC	AIC	AIC
2	<b>-4,73965</b>	<b>-4,79581</b>	<b>-4,73504</b>	<b>-4,73348</b>	<b>-4,68784</b>	<b>-4,69532</b>
5	-4,73063	-4,78402	-4,72293	-4,72364	-4,67050	-4,68697
10	-4,71163	-4,76590	-4,69532	-4,69735	-4,67268	-4,65189
20	-4,62155	-4,68057	-4,68057	-4,62214	-4,66201	-4,61410

Fonte: dados da pesquisa

Obs: SJRP: São José do Rio Preto

**ANEXO 2B – Resultados da análise do número de defasagens dos preços à vista do boi gordo de 23/07/1997 a 19/01/2005 sob o critério de Akaike**

	Pre.Prud. x Bauru	Bauru x Pres. Prud.	Araçatuba X NPr	NoPr X Araçatuba	NoPr X Pres.Prud.	Pres. Prud. X NoPr
Nº de Defasagens	AIC	AIC	AIC	AIC	AIC	AIC
2	<b>-4,76940</b>	<b>-4,69890</b>	<b>-4,72887</b>	<b>-4,73270</b>	<b>-4,70901</b>	<b>-4,69027</b>
5	-4,76456	-4,69724	-4,71952	-4,71542	-4,70596	-4,67334
10	-4,73594	-4,67013	-4,67943	-4,71239	-4,66717	-4,67630
20	-4,61800	-4,61484	-4,65147	-4,69449	-4,60803	-4,62740

Fonte: dados da pesquisa

Obs: NoPr –Noroeste do Paraná; Pres. Prud.- Presidente Prudente

**ANEXO 3B – Resultados da análise do número de defasagens dos preços à vista do boi gordo de 23/07/1997 a 19/01/2005 sob o critério de Akaike**

	Tr.Lag. X C.Gr.	C.Gr. X Tr. Lag	NoPr X SJRP	SJRP X NoPr	Tr.Mi. X NoPr	NoPr X Tr.Mi.
Nº de Defasagens	AIC	AIC	AIC	AIC	AIC	AIC
2	<b>-4,67025</b>	<b>-4,65778</b>	<b>-4,68784</b>	<b>-4,69532</b>	<b>-4,71824</b>	<b>-4,71220</b>
5	-4,66981	-4,64897	-4,67050	-4,68697	-4,71503	-4,70760
10	-4,64291	-4,61955	-4,67268	-4,65189	-4,71596	-4,67636
20	-4,55629	-4,54189	-4,66201	-4,61410	-4,68246	-4,61881

Fonte: dados da pesquisa

Obs:Tr. Lag- Três Lagoas; NoPr –Noroeste do Paraná; C.Gr –Campo Grande; SJRP – São José do Rio Preto; Tr. Mi – Triângulo Mineiro

**ANEXO 4B – Resultados da análise do número de defasagens dos preços à vista do boi gordo de 23/07/1997 a 19/01/2005 sob o critério de Akaike**

	IBG X Araçatuba	Araçatuba X IBG	IBG X SJRP	SJRP X IBG	IBG X Bauru	IBG X Bauru
Nº de Defasagens	AIC	AIC	AIC	AIC	AIC	AIC
2	<b>-4,73235</b>	<b>-4,56825</b>	<b>-4,62465</b>	<b>-4,69916</b>	<b>-4,49965</b>	<b>-4,75030</b>
5	-4,71370	-4,54450	-4,50623	-4,68206	-4,47581	-4,73283
10	-4,67062	-4,49648	-4,61288	-4,63705	-4,43566	-4,69174
20	-4,60390	-4,44408	-4,37352	-4,55603	-4,35316	-4,61222

Fonte: dados da pesquisa

Obs: SJRP: São José do Rio Preto

**ANEXO 5B – Resultados da análise do número de defasagens dos preços à vista do boi gordo de 23/07/1997 a 19/01/2005 sob o critério de Akaike**

	IBG X Pre.Prud.	Pré.Prud. X IBG	IBG X C.Gr	C.Gr. X IBG	NPR X IBG	IBG X NPR
Nº de Defasagens	AIC	AIC	AIC	AIC	AIC	AIC
2	<b>-4,51940</b>	<b>-4,69799</b>	<b>-4,50750</b>	<b>-4,66401</b>	<b>-4,74162</b>	<b>-4,54294</b>
5	-4,49404	-4,67369	-4,49845	-4,65264	-4,72763	-4,52374
10	-4,45033	-4,63694	-4,45849	-4,61184	-4,68727	-4,48328
20	-4,37451	-4,55050	-4,41764	-4,53716	-4,60490	-4,40293

Fonte: dados da pesquisa

Obs: Pres.Prud - Presidente Prudente; C.Gr.- Campo Grande

**ANEXO 6B – Resultados da análise do número de defasagens dos preços à vista do boi gordo de 23/07/1997 a 19/01/2005 sob o critério de Akaike**

	IBG X NPr	NPr X IBG	NPR X NoPr	NoPr X NPR	SJRP X NPR	NPR X SJRP
Nº de Defasagens	AIC	AIC	AIC	AIC	AIC	AIC
2	<b>-4,69830</b>	<b>-4,46440</b>	<b>-4,73683</b>	<b>-4,71100</b>	<b>-4,73807</b>	<b>-4,73807</b>
5	-4,68593	-4,43607	-4,72270	-4,70584	-4,72904	-4,72902
10	-4,63992	-4,40514	-4,72192	-4,66880	-4,70172	-4,70172
20	-4,57654	-4,35906	-4,71651	-4,64723	-4,64483	-4,64483

Fonte: dados da pesquisa

Obs: SJRP: São José do Rio Preto

**ANEXO 7B – Resultados da análise do número de defasagens dos preços à vista e futuro do boi gordo de 23/07/1997 a 19/01/2005 sob o critério de Akaike**

	IBG X P.Fut.	P.Fut. X IBG	Araçatuba X P.Fut.	P.Fut. X Araçatuba	P.Fut. X NPR	NPR X P.Fut.
Nº de Defasagens	AIC	AIC	AIC	AIC	AIC	AIC
2	<b>-4,39594</b>	<b>-5,32070</b>	<b>-4,76589</b>	<b>-5,45824</b>	<b>-5,53461</b>	<b>-4,77395</b>
5	-4,39128	-5,29348	-4,75591	-5,45537	-5,44858	-4,76666
10	-4,34781	-5,26641	-4,70444	-5,46272	-5,45659	-4,71690
20	-4,25157	-5,17315	-4,60847	-5,39051	-5,37797	-4,62639

Fonte: dados da pesquisa  
Obs: P.Fut – Preço Futuro

**ANEXO 8B – Resultados da análise do número de defasagens dos preços à vista e futuro do boi gordo de 23/07/1997 a 19/01/2005 sob o critério de Akaike**

	P.Fut. X C.Gr.	C.Gr X P.Fut.	SJRP X P.Fut.	P.Fut. X SJRP	Bauru X P.Fut.	P.Fut. X Bauru
Nº de Defasagens	AIC	AIC	AIC	AIC	AIC	AIC
2	<b>-5,46865</b>	<b>-4,67018</b>	<b>-4,72484</b>	<b>-5,44194</b>	<b>-4,78345</b>	<b>-5,44343</b>
5	-5,41853	-4,66784	-4,71552	-5,43909	-4,76857	-5,42690
10	-5,45856	-4,61312	-4,67190	-5,43538	-4,71929	-5,43714
20	-5,35603	-4,54370	-4,58363	-5,36239	-4,63376	-5,34306

Fonte: dados da pesquisa  
Obs: P.Fut – Preço Futuro; C.Gr – Campo Grande; SJRP – São José do Rio Preto

**ANEXO 9B – Resultados da análise do número de defasagens dos preços à vista e futuro do boi gordo de 23/07/1997 a 19/01/2005 sob o critério de Akaike**

	Pre. Prud X P.Fut.	P.Fut. X Pre. Prud	Tr.Mi. X P.Fut.	P.Fut. X Tr.Mi.	NoPr X P.Fut.	P.Fut. X NoPr	Tr. Lag X P.Fut.	P.Fut. X Tr. Lag
Nº de Defasagens	AIC	AIC	AIC	AIC	AIC	AIC	AIC	AIC
2	<b>-4,71863</b>	<b>-5,45358</b>	<b>-4,77570</b>	<b>-5,48245</b>	<b>-4,70558</b>	<b>-5,30697</b>	<b>-4,68955</b>	<b>-5,56431</b>
5	-4,70400	-5,44318	-4,76213	-5,45157	-4,69891	-5,27129	-4,66707	-5,44618
10	-4,66189	-5,46164	-4,76629	-5,46789	-4,63342	-5,28580	-4,63069	-5,48114
20	-4,56334	-5,40061	-4,62656	-5,37734	-4,55145	-5,17926	-4,54357	-5,38809

Fonte: dados da pesquisa  
Obs: P.Fut – Preço Futuro; Pres.Prud - Presidente Prudente; Tr. Lag- Três Lagoas; NoPr – Noroeste do Paraná;  
Tr. Mi – Triângulo Mineiro.