

# CO-INTEGRAÇÃO, CAUSALIDADE E EFETIVIDADE DO HEDGE PARA PREÇOS DO CONTRATO DE BOI GORDO PARA NOROESTE DO PARANÁ

*Daniel Ferreira Gonçalves<sup>1</sup>*

*Ari Antônio Francischini<sup>2</sup>*

*Alexandre Florindo Alves<sup>3</sup>*

*José Luiz Parré<sup>4</sup>*

**RESUMO:** O artigo objetivou verificar a relação entre o preço a vista e futuro do boi gordo na região noroeste do estado do Paraná. Utilizou-se para a análise como preço futuro, o contrato futuro de boi gordo para o primeiro vencimento fornecido pela BM&F e como preço a vista a série de preços do Cepea para a região em estudo. Os dados se referem ao período de 03 de Janeiro de 2001 a 06 de Novembro de 2006. Para verificar a relação entre os preços utilizou-se o teste de causalidade de Granger; os testes de co-integração de Johansen e os resultados mostraram um equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, o que significa que elas se relacionam. Além da verificação da efetividade do *hedge* para a região. Verificou-se uma relação de bicausalidade entre as variáveis preço futuro e preço a vista, mostrando que os agentes ao tomarem suas decisões no mercado a vista, levam em consideração o preço de fechamento do dia anterior ao contrato de primeiro vencimento, assim como os agentes no mercado futuro ao tomarem suas decisões levam em consideração o que está ocorrendo no mercado a vista. Confirmou-se também que a efetividade do hedge é baixa nessa região.

**PALAVRAS-CHAVE:** boi gordo, causalidade, co-integração, efetividade do *hedge*.

## CO-INTEGRATION, CAUSALITY AND EFFECTIVENESS OF HEDGE FOR FAT OX'S PRICES OF THE CONTRACT FOR PARANÁ STATE'S NORTHWEST

**ABSTRACT:** This article aimed to verify the relation between present price and credit price of the fat ox in Norwest region of the state of Parana. To do the analyse as credit price, we used the fat ox's credit price contract to first payment day gave by BM&F and as present price the series of price from Cepea on the studied region. The data are from the period of January, 3<sup>rd</sup>, 2001 to november, 6<sup>th</sup>, 2006. In the objective to verify the relation between the prices we used the causality test by Granger; the tests of co-integration based on Johansen and the results showed a long time balance between the two variables, and this result means that the variables are related. We verified the hedge to the region and also verified a bi caused relation between the variables of present price and credit price, showing that the agents when they make their decisions in the present market, they consider the day before's price until the first payment day contract, just like the credit price's agents when making decisions consider what's happening in present market. We also confirmed that the efectivity of the *hedge* is low on this region.

**KEY-WORDS:** fat ox, cause, co integration, *hedge's* efectivity.

**JEL:** C10, C22

---

<sup>1</sup> Mestre em economia pela UEM, daniel\_f\_goncalves@yahoo.com.br

<sup>2</sup> Mestre em economia pela UEM, aaf50b@yahoo.com.br

<sup>3</sup> Universidade Estadual de Maringá, afalves@uem.br

<sup>4</sup> Universidade Estadual de Maringá, jlparre@uem.br

## 1 INTRODUÇÃO

Tradicionalmente, os mercados futuros se desenvolveram para ajudar a comercialização das *commodities* agrícolas e minerais. Atualmente, sua função básica é proteger das variações desfavoráveis todos os interessados em determinada mercadoria, através da fixação de um preço de compra ou venda em data futura reduzindo dessa forma os riscos de perdas. Assim, segundo Marques e Mello (1999, p. 51), um contrato futuro é uma obrigação, de exigência legal, para a entrega ou recebimento de determinada quantidade de uma mercadoria, com qualidade preestabelecida e pelo preço ajustado no pregão. Dessa forma, constitui-se num instrumento de gerenciamento de riscos de preços.

Entre os seus aspectos mais importantes estão a padronização - padrão de qualidade, a quantidade, pontos de entrega e data de encerramento dos negócios; o ponto de entrega servindo como centro de formação de preço; incidência de impostos se houver entrega efetiva da mercadoria, a possibilidade de revenda e recompra dos contratos; impossibilidade, quase que total, de manipulação de resultados; e outros.

Para o mercado agropecuário, há transações de contratos de produtos específicos com determinado preço para uma data futura. As *commodities* agrícolas, como são denominadas, são negociadas no mercado futuro, através da Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F), sendo elas: açúcar cristal, álcool anidro, algodão, bezerro, boi gordo, café arábica, milho e soja. Sob a denominação de derivativos agropecuários, apresentam crescente volume de negociações e no período de janeiro a novembro de 2006, registraram, segundo dados da BM&F, recorde histórico de 1.253.385 contratos (futuros, opções e expit), uma evolução de 26,0% em relação ao mesmo período de 2005.

Segundo dados da BM&F (2006), para o caso específico do *Boi gordo*, o volume de negócios em 2004 teve crescimento de 98,5% em relação a 2003, de 38,3% de 2005 em relação ao período anterior, e para 2006 é projetado crescimento em torno de 32% em relação a 2005, conforme Tabela 1. Esse resultado indica o dinamismo do setor, cuja evolução na BM&F se mantém a frente de outros produtos mostrando a sua importância econômica.

Tabela 1 – Contratos Negociados de Boi Gordo.

Mês	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Janeiro	4.619	6.720	6.409	1.439	12.050	6.842	9.527	17.380	15.905
Fevereiro	2.872	7.125	8.202	2.833	9.061	8.454	8.527	17.797	11.745
Março	6.593	7.588	11.218	5.355*	9.272	5.394	11.966	19.996	10264
Abril	7.044	6.444	11.548	7.114	16.293	8.128	19.623	18.239	16.958
Mai	6.266	12.268	12.720	7.603	11.437	11.016	28.304	20.119	27.179
Junho	6.720	12.992	15.905	7.559	13.477	7.029	20.966	20.087	19.978
Julho	12.476	11.461	23.609	7.920	26.578	6.943	19.352	26.695	41.061
Agosto	13.043	12.376	18.630	9.670	14.797	10.193	21.997	39.020	48.775
Setembro	9.607	17.242	16.243	11.675	13.642	11.927	27.771	48.596	43.191
Outubro	8.834	12.567	13.982	13.794	10.318	15.009	16.279	39.352	77.917
Novembro	4.460	9.373	10.012	0.094	8.152	12.769	16.792	22.615	43.409
Dezembro	5.520	7.286	1.932	8.309	7.862	9.769	24.096	21.563	
Total	88.054	123.442	150.410	92.365	152.939	113.473	225.200	311.459	365.382

Fonte: Relatório Nov./2006 da BM&F

\* Os contratos a partir de março/2001 passaram a ser negociados em R\$.

Os contratos para o *Boi Gordo* possuem vencimentos em todos os meses no ano e cada contrato é composto de 330 arrobas<sup>5</sup>.

O ano de 2004 é marco de um período de aprendizado em relação ao mercado futuro, pois houve queda de preços devido ao excesso de oferta advindas da seca no início do ano, em parte do Centro-Oeste e praticamente em todo Sul e Sudeste. Isso obrigou os produtores a antecipar vendas e a descartar matrizes e novilhos, gerando excessos não absorvidos pelo consumo e exportação. Soma-se ainda a saída do mercado de alguns frigoríficos. Dessa forma somente os pecuaristas que fizeram *hedge*<sup>6</sup> conseguiram uma melhor remuneração pelo seu produto. Do lado dos exportadores, a desvalorização do dólar e conseqüente apreciação do real em torno de 14% afetaram a receita dos mesmos, favorecendo a necessidade de um *hedge* a fim de garantirem matéria-prima a um determinado preço.

Portanto, os exportadores e os produtores devem utilizar mais frequentemente as ferramentas financeiras do mercado futuro como instrumento de proteção patrimonial e de suporte à procura de maior estabilidade de renda na atividade.

O Brasil, segundo BM&F<sup>7</sup>, é o segundo maior produtor de carne bovina<sup>8</sup>, atrás somente dos EUA, e desde 2004 ocupa a primeira posição nas exportações desse produto. Tal fato se deve ao emprego de tecnologias tais como: melhoramento genético, controle de produtividade e sanidade animal, sistemas de engorda (confinamentos) e outros.

Segundo dados da Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carnes (ABIEC), até outubro/06 o volume de exportações foi de 1.243.957 toneladas, gerando US\$ 3.191,05 milhões. O rebanho brasileiro de gado de corte é estimado pelo Conselho Nacional da Pecuária de Corte (CNPC) em 195,5 milhões de cabeças para o ano de 2005. Os maiores rebanhos do país são: Mato Grosso do Sul (1º, 12,5%), Minas Gerais (2º, 11,3%), Mato Grosso (3º, 11,3%), Goiás (4º, 9,8%), Rio Grande do Sul (5º, 7,8%), São Paulo (6º, 7,1%), Bahia (7º, 5,9%) e Paraná (8º, 5,5%), segundo dados da SEAB (2003) – Secretaria do Estado da Agricultura e do Abastecimento do Paraná.

O Paraná se destaca por possuir uma pecuária de corte relativamente desenvolvida, no aspecto tecnológico, com rebanhos de alto nível genético e aumento de qualidade das pastagens. O rebanho bovino total do Paraná em 2004 era de 10,24 milhões de cabeças sendo que 70% desse total era gado de corte e o número de abates inspecionados naquele ano chegou 1,29 milhões de cabeças<sup>9</sup>. Nesse mesmo ano, o Paraná contribui com 5,4% (41.374 Toneladas) nas exportações totais de carne bovina do Brasil. Porém, no primeiro semestre de 2005, houve redução nos preços da carne bovina devido, principalmente, às baixas cotações no mercado internacional e à intensa e longa estiagem que atingiu o estado nos meses de março e abril. Ainda assim, a carne bovina obteve o maior valor do segmento pecuário, registrando faturamento de R\$ 31,2 bilhões nesse ano e de R\$ 29,2 bilhões, previstos para 2006.

Visando contribuir para a literatura sobre mercados futuros, este artigo discute a relação entre os preços futuro e a vista e também procura medir a efetividade do *hedge* para a região noroeste do estado do Paraná<sup>10</sup>. Esse está baseado no trabalho de Perobelli (2005), que verificou as relações entre os preços a vista e futuro do mercado de boi gordo brasileiro, e busca encontrar essas mesmas relações para a região especificada, procurando verificar e identificar a direção de causação dos preços, dado pela causalidade de Granger (1969), citado

<sup>5</sup> Simbolicamente representa-se por @ que equivale a 15 kg carne de boi gordo.

<sup>6</sup> Operação que visa reduzir o risco de uma posição devido às variações de preços de um derivativo.

<sup>7</sup> In folheto explicativo sobre futuros de boi e bezerro disponibilizado no site da BM&F.

<sup>8</sup> Composta pela carne *in natura*, carne industrializada e miúdos.

<sup>9</sup> Dados da Seab-Deral, Órgão do Governo do Estado do Paraná.

<sup>10</sup> A região concentra a maior parte do rebanho bovino do estado (36%) e maior quantidade de abates (30%).

por Perobelli (2005), incluindo a análise de co-integração das variáveis e o uso de modelos de correção de erros a fim de determinar as relações entre elas.

O artigo estrutura-se em quatro etapas. A primeira busca embasamento teórico das hipóteses na literatura existente sobre o tema versado. Na segunda etapa, apresenta-se a metodologia de pesquisa para uso dos testes; na terceira estão os resultados aferidos e na última as conclusões sobre esses resultados.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

O mercado de futuros é um tema de grande interesse na área acadêmica e também fora dela. Daí o objetivo deste trabalho em analisar o mercado futuro, através da causalidade de preços a vista e futuro e também da efetividade de hedge.

Filgueiras et al. (2006) verificaram a causalidade de preço do mercado de carne de boi gordo para seis estados brasileiros. Com este trabalho os autores tiveram como objetivo, dentre os principais mercados produtores de carne bovina no Brasil, qual deles se comportam como mercado primário e a partir daí, verificar qual a direção da causalidade entre eles e se os mesmos são co-integrados. Para isso, utilizou-se o teste de raiz unitária (Dickey-Fuller), para verificar se a série é ou não estacionária. Em seguida utilizou-se o teste de causalidade de Granger, fazendo em seguida o teste de co-integração. Aproveitou-se o teste de co-integração para verificar a dinâmica de ajustamento de curto e longo prazo. Determinou-se também o índice de conexão de mercado (ICM).

Como resultado, os autores alegaram que não foi possível determinar a direção de causalidade entre as regiões. Verificou-se também que o coeficiente de correlação caminha na mesma direção. Determinou-se que o mercado baiano é tido como mercado secundário e os demais mercados analisados como mercados primários e através do ICM, verificou-se que os mercados não são inter-relacionados no curto prazo.

Perobelli (2005) procurou determinar a relação entre o preço futuro e o preço a vista do mercado de boi gordo brasileiro, utilizando dados do indicador do preço do boi gordo ESALQ/BM&F e o primeiro vencimento do contrato futuro da BM&F. A autora utilizou o método de causalidade de Granger, procedimentos de co-integração e modelo de correção de erro, além do teste de raiz unitária. A partir destes procedimentos chegou à conclusão de que existe uma relação bi causal entre os preços a vista e futuro. Foi verificado também que há uma relação de longo prazo entre as variáveis.

Lazzarini, Zylbersztajn e Takaki (1998), verificaram as inovações contratuais em mercados futuros, focando o caso do boi gordo. Para isso utilizaram a metodologia de regressões estruturais e de série de tempo, utilizaram-se também de variáveis *dummy* para verificar os efeitos das inovações. Mensuraram, através do modelo GARCH, a variabilidade de preços no mercado físico. Concluíram que as variações das inovações foram significativas, assim como os custos de impacto de mercado e a variabilidade de preços no mercado físico, o que indica que o conteúdo dos contratos influencia a demanda por contratos futuros.

Bressan e Lima (2002) também estudaram o mercado futuro. Eles analisaram modelos de previsão de preços aplicados aos contratos futuros de boi gordo na BM&F. Para isso utilizaram os modelos ARIMA e redes neurais e os modelos lineares dinâmicos. Coletaram dados semanais dos preços nos mercados físico e futuro no período de 1996 a 1999. Concluíram que há um potencial de utilização desses modelos como ferramenta de negociações de contratos futuros.

Valente e Braga (2006) analisaram a causalidade e co-integração no mercado de café entre a BM&F e a NYBOT<sup>11</sup>. Para isso, foi utilizado primeiramente o teste de raiz unitária, para verificar a estacionariedade da série. Em seguida, utilizou-se o teste de Granger e o teste de co-integração de Engle e Granger, para verificar a causalidade entre os preços. Baseou-se na lei do preço único para teorizar o artigo. Concluíram que há uma relação bi causal entre os preços, havendo também uma relação de longo prazo entre as variáveis. Destacaram ainda que a NYBOT pode ser considerada como uma boa referência na determinação do preço no mercado doméstico.

Em relação à Tonin e Alves (2005), estudaram a efetividade e razão ótima de hedge dos contratos futuros de milho para a região de Maringá. Utilizaram modelos baseados na teoria do *portfólio*, para determinar a receita de um *hedger*, além de terem utilizado relações de covariância para encontrarem a razão ótima de *hedge*. Para realizar este estudo, os autores basearam-se no artigo de Silva, Aguiar e Lima (2003). E concluíram que as séries analisadas em dólar flutuante e em Reais, obtiveram resultados satisfatórios.

Outro artigo que merece destaque é o de Fileni, Marques e Machado (1999). Os autores analisaram o risco de base e a efetividade do hedge para o agronegócio do café em Minas Gerais. Chegaram à conclusão de que o contrato futuro é eficiente para controlar o risco de preço. Utilizaram a teoria do *portfólio* e determinaram a razão de *hedge* de mínima variância.

Chiodi et al. (2005) procuraram analisar a efetividade do hedge com os contratos futuros de soja na BM&F e CBOT (Chicago Board of Trade), comparando ambos os mercados para medir sua eficiência. Mediram-se o nível ótimo de hedge e a eficiência dos mercados através do método de mínimos quadrados ordinários nas séries de preços a vista e futuro. Concluiu-se que, dependendo da região e da época do ano, é mais vantajoso fazer hedge com contratos da CBOT do que com contratos da BM&F.

Existem vários outros trabalhos analisando causalidade de preços, co-integração e mesmo efetividade do hedge em bolsa de mercadorias e futuros. Dentre eles, pode-se citar: Lien (1996), Crowder e Hamed (1993), Muller, Cassuce e Moura (2006), Nogueira, Aguiar e Lima (2002), Silveira e Ferreira Filho (2004), dentre outros.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Dados

Os dados utilizados foram obtidos junto à BM&F, para os preços futuros, e junto ao CEPEA (Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada) da ESALQ (Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”) da USP, para os preços a vista para a região noroeste do Paraná. O período analisado foi de 03/01/2001 a 06/11/2006, desconsiderando feriados ocorridos, tanto a nível nacional que afeta a BM&F e feriados na região noroeste do Paraná, no período por não haver pregão em feriados, o que totalizou 1439 dados.

#### 3.2 Teste de Dickey-Fuller

Quanto aos testes econométricos utilizados neste artigo, primeiro procurou-se observar se as séries eram ou não estacionárias. Para isso, utilizou-se o teste de Dickey-Fuller para verificar a raiz unitária das séries.

---

<sup>11</sup> NYBOT – New York Board of Trade

Para explicar o teste de Dickey-Fuller, considere o seguinte modelo, apresentado por Gujarati (2000, p. 723):

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

onde  $u_t$  é o erro estocástico que segue as hipóteses de média zero, variância constante e não autocorrelação.

Verifica-se que a equação (1) é um processo autoregressivo de primeira ordem AR (1). Se  $Y_{t-1}$  for igual a 1, diz-se que a série não é estacionária ou que a mesma tem o problema de raiz unitária.

Considere a seguinte regressão, apresentada por Gujarati (2000, p. 724):

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Gujarati (2000) alega que, se  $\rho=1$ , então se diz que  $Y_t$  não é estacionária, ou tem um problema de raiz unitária.

A equação (2) pode ser expressa de forma alternativa, como segue:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t \\ &= \delta Y_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (3)$$

sendo que  $\delta = (\rho - 1)$  e  $\Delta$  é o operador de primeira diferença.

Se  $\delta$  for igual a zero, pode-se reescrever a equação (3) como se segue:

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = u_t \quad (4)$$

Sendo assim, a equação (4) mostra que as primeiras diferenças, de uma série que contenha um problema de raiz unitária, são estacionárias, já que  $u_t$  se torna puramente aleatório.

### 3.3 Causalidade

Causalidade busca mostrar se uma determinada variável é capaz de melhorar a previsão de uma outra variável. Este trabalho busca determinar a causalidade entre as variáveis preços futuros e preços a vista. Para isso se utilizará o conceito de causalidade de Granger (1969) citado por Perobelli (2005).

Quanto à causalidade de Granger, assim como descrito por Gujarati (2000), supõe-se que as informações relevantes para a previsão das respectivas variáveis, preços futuros (PF) e preços a vista (PV), estejam contidas com exclusividade nos dados e séries temporais destas variáveis.

Sendo assim, o teste envolve a estimação das seguintes regressões:

$$PF_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i PV_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j PF_{t-j} + u_{1t} \quad (5)$$

e

$$PV_t = \sum_{i=1}^m \lambda_i PV_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j PF_{t-j} + u_{2t} \quad (6)$$

onde considera-se que os erros,  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$ , não tenham correlação. Logo, a equação (5) mostra que o PF se relaciona com os valores passados dele mesmo e também de PV, e a equação (6) mostra um comportamento similar para PV.

A hipótese nula, neste caso é:

$$H_0: \sum \alpha_i = 0. \quad (7)$$

A direção de causalidade de Granger, citado por Filgueiras et al. (2006), pode ser definida como:

- a) Unidirecional (PF  $\Rightarrow$  PV);
- b) Causalidade bilateral (PF  $\Leftrightarrow$  PV);
- c) Independência (PF e PV são independentes, PF não granger causa PV e PV não granger causa PF).

Para estimar o teste de causalidade de Granger, deve-se obter, segundo Gujarati (2000), a soma dos quadrados dos resíduos restrita:

$$SQR_1 = \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 \quad (8)$$

Em seguida, obtém-se a soma dos quadrados dos resíduos irrestrita:

$$SQR_0 = \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2 \quad (9)$$

Após, aplica-se o teste F dado por:

$$F = \frac{(SQR_1 - SQR_0) / (q - r)}{SQR_0 / (n - k)} \quad (10)$$

Segundo Gujarati (2000), se o valor calculado de F exceder o valor crítico de F em nível escolhido de significância, rejeitamos a hipótese nula. Ou seja, se a hipótese nula for rejeitada, pode-se dizer que há uma relação de causalidade de Granger entre as variáveis.

### 3.4 Co-integração

Segundo Margarido (2004, p. 89), quando duas variáveis são integradas de ordem um, mas sua combinação linear for estacionária, elas serão co-integradas, desde que os resíduos da regressão sejam estacionários. Margarido (2004) diz também que, se duas variáveis são co-integradas, elas possuem uma relação de equilíbrio no longo prazo.

Foi utilizado o teste de co-integração de Johansen, citado por Johnston e DiNardo (2001, p. 332) assim como os testes para correção, para identificar se há uma relação entre as variáveis preços a vista e preços futuros. Para isso, o teste de correção de erro utilizado foi o VEC (Vector error-correction model).

Segundo Rocha, Maia e Lima (2000, p. 7), VEC é um Vetor Auto-Regressivo (VAR) restrito pela relação de longo prazo que existe entre as variáveis do modelo, ou seja, o VEC permite erros de curto prazo entre as variáveis, porém restringe a relação de longo prazo existente entre as variáveis (co-integração). Com isso, os erros de curto prazo serão corrigidos garantindo o equilíbrio de longo prazo. O método de VEC é de suma importância para a estimação de modelos com variáveis co-integradas de primeira diferença.

Para verificar a co-integração entre as variáveis foi utilizado a estatística do traço ( $\lambda_{traço}$ ). Segundo Johansen e Juselius (1990), citados por Margarido (2004, p. 91), a hipótese nula a ser considerada é de que existam pelo menos  $r$  vetores de co-integração, sendo a mesma é representada por:

$$H_0 : \lambda_i = 0 \quad i = r + 1, \dots, n \quad (11)$$

ou seja, somente os primeiros  $r$  autovalores ( $\lambda$ ) são diferentes de zero. A estatística do traço é representada matematicamente por:

$$\lambda_{traço} = -2 \log(Z) = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (12)$$

$$r = 0, 1, 2, \dots, n-2, n-1$$

onde  $Z$  é a função de verossimilhança restrita maximizada.

Segundo Margarido (2004) ao utilizar os modelos VAR ou VEC, o principal objetivo é examinar os efeitos de choques individuais sobre a dinâmica do sistema. Portanto, torna-se necessário diagonalizar a matriz de variância-covariância, evitando assim que choques sobre determinada variável contaminem todo o sistema, impedindo que se possa analisar somente o efeito individual desse choque sobre o comportamento da variável de interesse.

### 3.5 Efetividade do *hedge*

A teoria do portfólio diz que o hedger é um investidor avesso ao risco de suas posições a vista e futuro. Portanto, o hedger mantém uma posição no mercado futuro e outra no mercado a vista.

A receita do hedger é, segundo Blank<sup>12</sup> et al. (1991) e Stoll e Wharley<sup>13</sup> (1993), citados por Nogueira, Aguiar e Lima (2002, p.79), é definida como:

$$R_h = V(p_2 - p_1) - F(f_2 - f_1) \quad (13)$$

Onde:

$R_h$  = Receita num portfólio com posições nos mercados físico e futuro;

$V$  = Tamanho da posição no mercado físico;

$p_2 - p_1$  = Diferença nos preços no instante t em relação ao instante t-1 no mercado físico;

$F$  = Tamanho da posição no mercado futuro;

$f_2 - f_1$  = Diferença nos preços no instante t em relação ao instante t-1 no mercado futuro.

A razão de hedge é definida como sendo  $h = F/V$  e dividindo-se ambos os lados da equação (13) por  $V$  e aplicando-se a propriedade da variância chega-se na seguinte equação:

$$\sigma_h^2 = \sigma_p^2 - 2h\sigma_{pf} + h^2\sigma_f^2 \quad (14)$$

Onde:

$\sigma_h^2$  = variância da receita por unidade de produto;

$\sigma_p^2$  = variância da mudança do preço no mercado físico;

$\sigma_{pf}$  = covariância entre a mudança do preço no mercado físico e do preço futuro;

$\sigma_f^2$  = variância da mudança do preço no mercado futuro.

Segundo Nogueira, Aguiar e Lima (2002, p.80), derivando-se a receita (equação 13) em relação à razão do hedge ( $h$ ) e igualando a zero, encontra-se a razão do hedge que proporciona a receita de variância mínima:

$$h^* = \sigma_{pf} / \sigma_f^2 \quad (15)$$

Segundo Nogueira, Aguiar e Lima (2002, p.80), a razão ótima do hedge ( $h^*$ ) que mostra a posição ótima no mercado futuro em relação ao mercado à vista, depende da covariância entre as mudanças nos preços futuros e a vista e da variância do preço futuro. Já a efetividade do hedge, segundo estes mesmos autores, é a proporção da variância da receita que pode ser eliminada por meio da adoção de uma carteira com razão ótima de hedge.

A efetividade do hedge pode ser representada como:

<sup>12</sup> BLANK, S.C.; CARTER, C.A.; SCHMIESING, B.H. Futures and Options Markets – Trading in Commodities and Financials. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1991.

<sup>13</sup> STOLL, H.R.; WHARLEY, R.E. Hedging with Futures Contracts. Futures and Options-Theory and Applications. Cincinnati: South-Western, p.413, 1993.



$$e = \frac{Var(p) - Var(h^*)}{Var(p)} = 1 - \frac{Var(h^*)}{Var(p)} \quad (16)$$

Onde:

Var(p) = variância na receita com hedge ótimo;

Var(h\*) = variância na receita sem hedge ótimo.

Segundo Nogueira, Aguiar e Lima (2002) multiplicando e dividindo  $(Var(h^*)/Var(p))$  por  $\sigma_p^2$ , obtém-se a fórmula envolvendo a correlação, sendo que o coeficiente de correlação ( $\rho$ ) entre duas variáveis é a razão entre a covariância entre elas e o produto dos desvios padrão. Sendo assim, essa equação demonstra que a efetividade do hedge quando se utiliza a razão ótima do hedge é o quadrado da correlação linear entre as mudanças dos preços à vista e futuros ( $e = \rho_{pf}^2$ ). Como esse número varia entre zero e um, a efetividade do hedge também varia entre zero e um ( $0 < e < 1$ ). Sendo assim, a efetividade será máxima quando as mudanças desses preços forem perfeitamente correlacionados. E quando não houver correlação entre esses preços, a efetividade será mínima.

Segundo Myers e Thompson<sup>14</sup> (1989), citados por Nogueira, Aguiar e Lima (2002, p.82), o maior problema enfrentado por negociantes de *commodities* é selecionar a proporção de posições a vista que será coberta por posições no mercado futuro, sendo este o problema da escolha da razão ótima de hedge.

Segundo Nogueira, Aguiar e Lima (2002, p.82), existem várias formas de estimar essa razão. A forma que será utilizada no presente artigo, consiste em utilizar a inclinação (coeficiente angular) da regressão simples das variações dos preços à vista, em primeira diferença, em relação à variação dos preços futuros também em primeira diferença.

A equação em diferença de preço será:

$$(\Delta PV_{i,t}) = \alpha + \beta x(\Delta PF_{j,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (17)$$

Onde:

$\Delta PV_{i,t} = PV_{i,t} - PV_{i,t-1}$  → diferença do preço a vista do boi gordo no período t e t-1;

$\Delta PF_{j,t} = PF_{j,t} - PF_{j,t-1}$  → diferença do preço futuro do boi gordo no período t e t-1, cotado na BM&F;

$\alpha$  e  $\beta$  = parâmetros; e

$\varepsilon_{i,t}$  = erro aleatório.

#### 4 DISCUSSÕES DOS RESULTADOS

Para a realização dos testes metodológicos e verificação dos resultados utilizou-se o software estatístico *Stata 9.0*. As análises e discussões dos resultados se processaram em três etapas: na primeira utilizou-se o procedimento de Dickey-Fuller a fim de verificarmos se as duas séries preço a vista e futuro são estacionárias. Com as séries estacionadas em primeira diferença e logaritmizadas verificou-se a existência ou não de co-integração e aplicação dos mecanismos de correção de erro. Logo após, fez-se o teste de causalidade de Granger (1969), citado por Perobelli (2005), no intuito de verificar a direção da causalidade, ou seja, unidirecional, bidirecional ou independência. Além disso, verificou-se através de uma regressão entre a diferença do preço a vista e futuro, ambos em primeira diferença, a efetividade do *hedge*. E utilizando as variâncias foi calculada a razão ótima do *hedge*.

<sup>14</sup> MYERS, R.J.; THOMPSON, S.R. Generalized Optimal Hedge Ratio Estimation. *American Journal Agricultural Economics*, pp. 858-867, 1989.

Por meio do procedimento de Dickey-Fuller (DF) verificou-se a existência da raiz unitária para cada uma das variáveis, tanto para o preço futuro (PF) como para o preço a vista (PV). O teste mostrou um coeficiente maior que os valores críticos para os níveis de significância (1%, 5% e 10%), o que significa que a série é não estacionária. A seguir, fez-se um novo teste com uma diferença ( $t - 1$ ) na série para as variáveis que resultou em uma série estacionária, possuindo integração de ordem 1,  $I(1)$ , o que permite conseguir uma maior eficiência na razão ótima de *hedge*. Também se aplicou o teste de Phillips-Perron (PP)<sup>15</sup> que mostrou os mesmos resultados de DF.

Objetivando testar a co-integração ou não das variáveis, buscou-se determinar a quantidade de defasagens (lags). O procedimento apontou quatro defasagens possíveis confirmadas pelos testes Akaike (AIC) e Schwartz (SBIC). Então, procedeu-se o teste de co-integração de Johansen utilizando as quatro defasagens, e o mesmo não se mostrou significativo, ou seja, não apontou vetores de co-integração entre as variáveis. Por isso, pode-se afirmar que não existe uma relação de co-integração entre as variáveis. Mas como se quer verificar a co-integração, refez-se o teste novamente utilizando dois lags, e o mesmo se mostrou significativo a 1%, pois apresentou um vetor de co-integração e desse modo pode-se rejeitar a hipótese nula de não co-integração. Isso foi provado utilizando-se o Mecanismo de Correção de Erro (VEC - Vector error-correction model) e os resultados são apresentados na tabela a seguir.

Tabela 2 – Resultados obtidos com VEC.

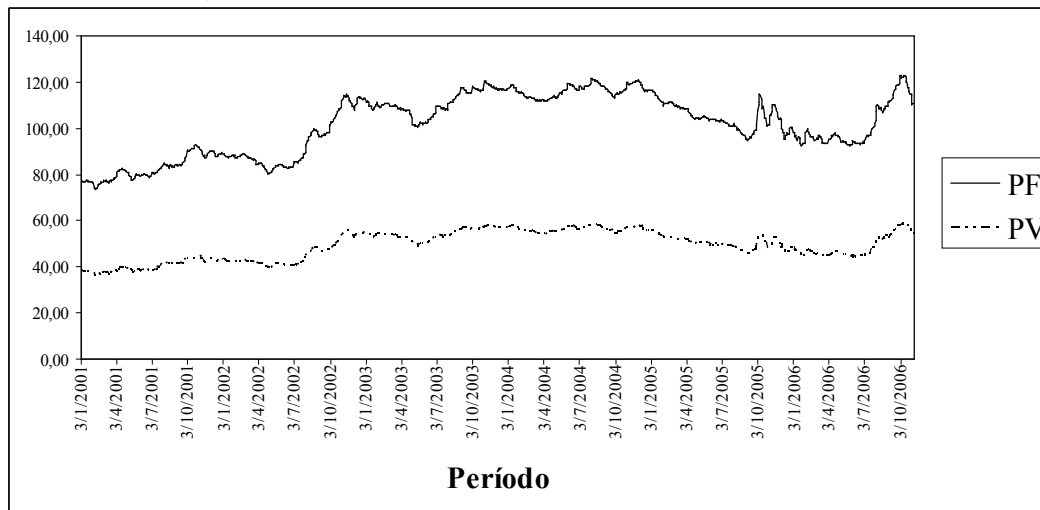
Variáveis Co-integradas	Coefficiente	Erro Padrão	Probabilidade
PV → PF em (t - 2)	-0,2041	0,0189392	0,0000
PV → PV em (t - 2)	-0,3393121	0,0240635	0,0000
PF → PV em (t - 2)	-0,3565183	0,345806	0,0000
PF → PF em (t - 2)	-0,1434975	-0,0272167	0,0000

Fonte: Elaborado pelos autores.

A co-integração das séries também pode ser verificada através do Gráfico 1, que mostra a evolução dos preços ao longo do período estudado. Verifica-se nesse gráfico que oscilações no preço futuro acompanham oscilações no preço a vista (e vice-versa), mostrando que ao longo do tempo ambos caminham na mesma direção.

<sup>15</sup> Teste sugerido para melhorar as propriedades de amostras finitas ou para acomodar as estruturas gerais dos modelos.

Gráfico 1 – Relação entre PV e PF



Fonte: Elaborado pelos autores

Em seguida foi feito o teste de Granger, a fim de verificar a direção de causalidade das variáveis, obtendo os resultados mostrados na Tabela 3.

Tabela 3 – Resultados do teste de causalidade de Granger

Hipótese Nula	F Crítico	F	Prob.	Resultado
PF não Granger causa PV		33,078	0,0000	Rejeita
PV não Granger causa PF		7,979	0,0004	Rejeita

Fonte: Elaborado pelos autores

Pode-se notar que as duas hipóteses nulas foram rejeitadas ao nível de significância de 1%, o que significa dizer que há uma causalidade bidirecional entre as variáveis, preço futuro e preço a vista. Resultando no mesmo resultado alcançado por Perobelli (2005).

A efetividade do *hedge* foi medida pelo coeficiente angular da regressão simples das variações dos preços a vista, em primeira diferença, em relação às variações dos preços futuros também em primeira diferença. Isso foi determinado pelo teste de Dickey-Fuller, que mostrou que a série, é estacionária em sua primeira diferença, o que torna a análise mais eficiente.

Assim, como lembram Nogueira, Aguiar e Lima (2002, p.86), é interessante lembrar que a efetividade do *hedge* não depende de haver defasagens ou não nas equações em diferença. Neste caso, a equação (17) é o modelo de regressão utilizado neste artigo, onde o coeficiente angular é  $0,1810545$ , o que significa que a efetividade do *hedge* para a região noroeste do Paraná contribui para redução do risco de preço.

Em relação à razão ótima de *hedge*, que foi calculada conforme a equação (15), Nogueira, Aguiar e Lima (2002, p. 86) dizem que se as variações de curto prazo fossem eliminadas à medida que o período de análise aumentasse, a variância dos preços futuros tende a diminuir, contribuindo para elevar a razão ótima de *hedge*. Pois a mesma é medida pela razão da covariância dos preços futuros.

## CONCLUSÕES

Semelhante ao resultado obtido por Perobelli (2005) para o mercado brasileiro, encontrou-se uma relação bi causal entre os preços futuro e a vista do boi gordo para a região noroeste do Paraná, mostrando que os agentes, ao tomarem suas decisões no mercado à vista, levam em consideração o preço de fechamento do dia anterior ao contrato de primeiro vencimento, assim como os agentes no mercado futuro, ao tomarem suas decisões levam em consideração o que está ocorrendo no mercado a vista.

Embora a efetividade seja baixa para a região pesquisada, devido principalmente a pouca liquidez no mercado, o *hedge* é o mecanismo mais viável para garantir aos integrantes da cadeia bovina a garantia do mínimo risco. Além disso, deve-se levar em consideração que não foi estudado o problema de risco da base no presente artigo, portanto, como é de conhecimento geral, sabe-se que a base não é fixa o que pode explicar a baixa efetividade do *hedge* para a região.

Através do hedge, os agentes de comercialização, poderão ter maiores benefícios acompanhando diariamente as cotações de preços e informações do mercado, além de tomarem decisões mais elaboradas e tecnicamente mais viáveis objetivando diminuir seus riscos.

## REFERÊNCIAS

BRESSAN, A. A.; LIMA, J. E. de. Modelos de previsão de preços aplicados aos contratos futuros de boi gordo na BM&F. **Revista Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 12, n. 1, p. 117-140, jan./jun. 2002. Disponível em: <[www.face.ufmg.br](http://www.face.ufmg.br)>. Acesso em: 01/12/2006.

BOLSA DE MERCADORIAS E FUTUROS. **Relatório Mensal da BM&F**, São Paulo, novembro 2006. Disponível em: <[www.bmf.com.br](http://www.bmf.com.br)> – Acesso em 01/12/2006.

CEPEA. Disponível em: <[www.cepea.esalq.usp.br](http://www.cepea.esalq.usp.br)>. Acesso em: 25/11/2006.

CHIODI, L. et al. **Análise da efetividade de hedging com os contratos futuros de soja na BM&F e CBOT**. In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 43, 2005. Ribeirão Preto. CD-ROM.

CROWDER, W. J.; HAMED, A. A cointegration test for oil futures market efficiency. **Journal of Futures Markets**, v.13, n.8. p. 933-941, 1993. Disponível em: <[www.periodicos.capes.gov.br](http://www.periodicos.capes.gov.br)>. Acesso em: 04/01/2006.

FILENI, D. H.; MARQUES, P. V.; MACHADO, H. M. O risco de base e a efetividade do *hedge* para o agronegócio do café em Minas Gerais. **Revista de Administração da UFLA**, v. 1, n. 1, jan./jun. 1999. Disponível em: <[www.scielo.br](http://www.scielo.br)>. Acessado em: 01/12/2006.

FILGUEIRAS, G. C. et alli. **Causalidade de preço do mercado de carne de boi gordo para seis estados brasileiros, 1994 a 2003**. In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 44, 2006. Fortaleza. CD-ROM.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. Rio de Janeiro: Macron-Books, 2000.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Métodos Econométricos**. Lisboa: McGraw-Hill, 2000, p. 572.

LAZZARINI, S. G.; ZYLBERSZTAJN, D.; TAKAKI, F. S. Inovações contratuais em mercados futuros: o caso do boi gordo na BM&F. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 2, n. 3, Set./Dez. 1998, p. 07-26. Disponível em: <www.anpad.org.br> Acesso em: 01/12/2006.

LIEN, D. D. The effect of the cointegration relationship on futures *hedging*: a note. **Journal of Futures Markets**, v. 16, n. 7, p. 773-780, 1996. Disponível em: <www.periodicos.capes.gov.br>. Acesso em: 04/01/2006.

MARGARIDO, M. A. Teste de co-integração de Johansen utilizando o SAS. **Agricultura de São Paulo**. São Paulo, v. 51, n. 1, p. 87-101, jan./jun. 2004. Disponível em: <www.iea.sp.gov.br>. Acesso em: 06/12/2006.

MARQUES, P. V.; MELLO, P. C. de. **Mercados futuros de commodities agropecuárias: exemplos e aplicações para os mercados brasileiros**. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 1999, p. 208.

MARTIN, N. B.; BEZERRA, L. M. C. Mercado futuro de boi gordo: o maior crescimento entre os derivativos agropecuários. In: **Instituto FNP, Boletim Pecuário Semanal**, n. 606 de 5 de maio de 2005. São Paulo – SP. Disponível em: <www.iea.sp.gov.br> – Acesso em 15/11/2006.

MULLER, C. A. DA S.; CASSUCE, F. C. C.; MOURA, A. D. **Estratégias com contratos futuros e previsão dos preços de café arábica: uma abordagem de co-integração**. In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 44, 2006. Fortaleza. Cd-rom.

NOGUEIRA, F. T. P.; AGUIAR, D. R. D. de; LIMA, J. E. de. Efetividade do *hedge* no mercado brasileiro de café arábica. **Revista Resenha BM&F**, n. 150, p. 78-88. Disponível em <www.bmf.com.br>. Acesso em: 05/12/2006.

PEROBELLI, F. S. **As relações entre o preço à vista e futuro: evidências para o mercado de boi gordo no Brasil**. In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 43, 2005. Ribeirão Preto. CD-ROM.

ROCHA, F. J. S.; MAIA, S. F.; LIMA, R. C. **Análise do overshooting da taxa de câmbio para o Brasil: uma abordagem de auto-regressão vetorial para o período de 1995-1998**. Anais do Seminário Luso-Espanhol de Economia Empresarial. Covilhã – Portugal, 2, 2000, p. 18. Disponível em: <www.sineziomaia.hpg.ig.com.br> – Acesso em 07/12/2006.

SILVA, R. C. P. A (Org.). **A Pecuária Paranaense em Foco**. SEAB/DERAL. Curitiba, 2003, p. 62. Disponível em: <www.pr.gov.br/seab>. Acesso em: 25/11/2006.

SILVEIRA, R. L. F. da; FERREIRA FILHO, J. B. de S. Análise das operações de *cross hedge* de bezerro e de *hedge* de boi gordo no mercado futuro da BM&F. **Revista Resenha BM&F**, n. 159, p. 56-64. Disponível em: <www.bmf.com.br>. Acesso em: 05/12/2006.

TONIN, J. M.; ALVES, A. F. **Efetividade e razão ótima de *hedge* dos contratos futuros de milho para a região de Maringá.** In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 43, 2005. Ribeirão Preto. CD-ROM.

VALENTE, L. C. M.; BRAGA, M. J. **Causalidade e co-integração no mercado de café entre a BM&F e a NYBOT.** In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 44, 2006. Fortaleza. CD-ROM.