



## **RAZÃO ÓTIMA DE HEDGE PARA OS CONTRATOS FUTUROS DO BOI GORDO: UMA ANÁLISE DO MECANISMO DE CORREÇÃO DE ERROS**

**JULCEMAR BRUNO ZILLI; ADRIANA FERREIRA SILVA; SILVIA KANADANI  
CAMPOS; JAQUELINE SEVERINO COSTA;**

**ESALQ/USP**

**PIRACICABA - SP - BRASIL**

**julcemar@esalq.usp.br**

**APRESENTAÇÃO ORAL**

**Comercialização, Mercados e Preços**

**Razão ótima de *hedge* para os contratos futuros do Boi Gordo: uma análise do  
Mecanismo de Correção de Erros**

**Grupo de Pesquisa: Comercialização, Mercados e Preços.**

**Resumo:** A gestão dos resultados das atividades agropecuárias tem se tornado um constante desafio para os empresários rurais e a sua mensuração é imprescindível para o planejamento e análises de desempenho. No caso do mercado do boi gordo não tem sido diferente, principalmente, no que se refere às oscilações apresentadas nos preços. Nesse sentido, o mercado futuro tem se traduzido em um importante instrumento para reduzir os riscos de oscilação de preços. Porém, o pecuarista precisa identificar qual a proporção da produção que deve ser protegida. Assim, o objetivo principal do presente estudo consiste em estimar a razão ótima de *hedge* (ROH) para os pecuaristas da região de Cuiabá/MT e Campo Grande/MS utilizando o Mecanismo de Correção de Erros (MCE) para os dados diários, semanais e mensais. Os resultados mostraram que a razão ótima de *hedge* é muito sensível a frequência dos dados. A Região de Campo Grande/MS apresentou ROH superiores as de Cuiabá/MT, pois regiões com maiores volatilidades devem proteger uma parcela maior da produção. Além disso, concluiu-se que a razão ótima de *hedge* apresenta melhores índices quanto se insere o Mecanismo de Correção de Erros no processo de estimação confirmando que séries não estacionárias podem fornecer estimativas errôneas da razão ótima de *hedge*, quando não considerado as relações de co-integração entre as variáveis.

**Palavras-chave:** Preços físicos e futuro. Boi Gordo. MCE. Razão ótima de *hedge*.



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



**Abstract:** The management of the results of the farming activities has if become a constant challenge for the agricultural entrepreneurs and its measure is essential for the planning and analyses of performance. In this case of the market of the fat cattle it has not been different, mainly, as for the oscillations presented in the prices. In this direction, the futures market if has translated an important instrument to reduce the risks of price fluctuation. However, the producer needs to identify to which the ratio of the production that must be protected. Thus, the main goal of the present study consists of esteem the Optimal Hedge Ratio (OHR) for the producer of the region of Cuiabá/MT and Campo Grande /MS using the Error-Correction Mechanism (ECM) for the daily, weekly and monthly data. The results had shown that the Optimal Hedge Ratio is many sensible the frequency of the data. The Region of Campo Grande/MS presented high OHR of Cuiabá/MT, therefore regions with higher volatile must protect a bigger share of the production. Moreover, concluded that the OHR presents better index how much the Error Correction Mechanism in the process of esteem is inserted confirming that not stationary series can supply mistaken estimates of the OHR, when not considered the relations of co-integration between the variables.

Key-words: Future and spot prices. Fat cattle. ECM. Optimal hedge ratio.

## 1. INTRODUÇÃO

A gestão dos resultados das atividades agropecuárias tem se tornando um constante desafio para os empresários rurais. Entretanto, a mensuração é imprescindível para o planejamento e análise do desempenho da sua atividade. As constantes oscilações dos preços das *commodities* prejudicam as estimativas de rentabilidade, visto que, quando o pecuarista toma a decisão de criar boi gordo não consegue ter uma perspectiva do preço que receberá no momento da venda dos animais para abate. Nesse contexto, surgiu o mercado futuro como uma maneira de gerenciar os riscos<sup>1</sup> envolvidos no processo de produção e comercialização da produção pecuária.

As negociações envolvendo mercados futuros estão se tornando cada vez mais importantes no contexto econômico nacional e internacional. Trata-se de um instrumento eficiente de mercado utilizado para reduzir o risco de variações de preços dos produtos que apresentam maior volatilidade. Especificamente, a comercialização em mercados futuros agropecuários refere-se, essencialmente, a negociações de contratos futuros<sup>2</sup>. Segundo a Bolsa

---

<sup>1</sup> Segundo Corrêa e Raíces (2005) quando se fala de gestão de risco em *commodities* agrícolas, pode-se ter a idéia errada de que o único risco a ser focado é o preço. No entanto, para uma eficaz gestão de risco tem-se que compreender cada tipo de risco envolvido nas operações, identificando todas as áreas e avaliando cada um deles e determinando limites de risco que se quer correr em cada uma das *commodities* envolvidas, definir procedimentos e monitorar bem de perto se tudo o que foi traçado está sendo rigorosamente cumprido.

<sup>2</sup> Um contrato futuro é o compromisso, legalmente exigível de entregar ou de receber determinada quantidade de uma mercadoria, de qualidade preestabelecida, com o preço estabelecido nas rodas de negociações de uma Bolsa de Mercadorias no momento em que o contrato é executado (RADETZKI, 1990). Os contratos futuros são compensados através da *Clearing* Interna de uma Bolsa de Mercadorias ou uma Câmara de Compensação (ou *Clearing* Externa), separada da Bolsa. A Câmara de Compensação assume perante o vendedor e o comprador, respectivamente, a responsabilidade que garante a transação (CBOT, 1985).



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



de Mercadorias e Futuros (BM&F, 2007a) o crescimento no volume de contratos agropecuários negociados entre 2000 e 2007 apresentou uma evolução de, aproximadamente, 240%, sendo que o ano de 2007 apresentou um aumento no número de contratos negociados de 72,02%, se comparado a 2006. Da mesma forma, os contratos negociados de boi gordo na BM&F cresceram cerca de 500% nos últimos sete anos, sendo que o maior crescimento aconteceu em 2007 (138%).

O comportamento desse mercado demonstra que os contratos futuros começam a ser vistos pelos agentes<sup>3</sup> como um importante instrumento de proteção financeira contra crises econômicas e riscos inerentes ao agronegócio<sup>4</sup>. Nesse sentido, o agente passa a entender as opções e os benefícios do mercado futuro e, com isso, as vantagens de investir em ferramentas de proteção financeira (*hedge*) no mercado futuro para aprender a gerir melhor seu negócio.

Para Montezano (1987), os benefícios da utilização dos mercados futuros consistem, além da proteção contra risco de preços, na redução dos custos de transação, aumento do grau de competitividade no mercado físico (em decorrência de uma maior visibilidade de preços), na possibilidade de realização de operações de financiamentos e na alocação eficiente de recursos.

Considerando, portanto, a abrangente importância desse mercado, os agentes podem buscar nos mercados futuros uma forma de garantir uma rentabilidade ou, no mínimo, suprir os custos envolvidos no processo produtivo. Isso ocorre pelo fato dos mercados futuros reunirem compradores e vendedores num único mercado centralizado, reduzindo os custos de transação, o que fornece maior liquidez no mercado físico e proporciona, ainda, um preço competitivo no mercado. O uso de mercados futuros também reduz outros custos de transação, como por exemplo, aquele relativo à procura de uma contraparte financeiramente sólida (CBOT, 1985).

Dessa forma, segundo Marques e Mello (1999), todos os produtores envolvidos nesse mercado têm muito a ganhar se essa comercialização for feita de forma técnica e economicamente eficiente. Entretanto, o processo de administração de risco envolvendo mercados futuros necessita da identificação do tamanho ótimo de *hedge* que deve ser feito para maximizar a rentabilidade do agente. Para isso, o *hedger* deve optar pela utilização de uma razão ótima de *hedge* (ROH).

A razão ótima de *hedge* é a relação entre o número de unidades transacionadas no Mercado futuro e o número de unidades comercializadas no mercado físico. Segundo Ederington (1979) a estratégia de *hedge* adotada depende dos objetivos dos investidores. Grande parte das pesquisas tem se concentrado na razão ótima de *hedge* de variância mínima.

Assim sendo, o mercado futuro contribui para o planejamento das finanças dos *hedgers* ao atuar de forma a facilitar a estimação do preço do produto negociado. Ao realizar este tipo de contratação, o pecuarista reúne condições para pré-determinar o preço mínimo de venda do boi gordo por ele comercializado, evitando assim, o risco gerado com as flutuações dos preços. O comprador também pode garantir a compra de determinada matéria-prima a um

---

<sup>3</sup> Os principais agentes envolvidos nos mercados agropecuários são: os produtores, os bancos, as cooperativas, as associações, etc.

<sup>4</sup> Os preços baixos e instáveis, associado aos fatores climáticos, são considerados os maiores problemas enfrentados pelos produtores rurais.



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



preço acessível garantindo um mínimo de rentabilidade.

Em decorrência da proteção conferida pelo mercado futuro, a utilização dos contratos está crescendo, tornando-se uma opção ainda mais relevante para a negociação de mercadorias, índices ou ativos financeiros. Os gestores rurais, cada vez mais, estão utilizando este tipo de mercado como uma forma de administrarem seus riscos.

Para tanto, há necessidade de que os agentes envolvidos no processo de comercialização tenham uma melhor percepção sobre o funcionamento do mercado futuro agropecuário, sendo fundamental para a maior inserção dos pequenos produtores nesse processo. Além disso, deve-se que analisar a situação destes produtores que estão, praticamente, isolados desse mercado dado os elevados custos de transação associados à negociação dos contratos futuros. Desta forma, observa-se que um maior acesso dos agentes ao mercado futuro poderia auxiliar na administração dos riscos envolvidos na sua atividade agropecuária e, com isso, a rentabilidade da propriedade poderia aumentar de forma mais eficiente.

Os avanços nos volumes de negociações realizadas nos mercados futuros nos últimos anos demonstram o aumento da preocupação dos *hedger* no gerenciamento dos riscos envolvidos na atividade agropecuária. Assim, para Bhaduri e Durai (2007) o uso efetivo de contratos futuros em decisões de *hedge* tem-se tornado o centro do debates para encontrar a taxa de *hedge* ótima em pesquisas financeiras empíricas.

Considerando que, após a decisão de adoção do mecanismo de *hedge* o produtor precisa decidir o quanto de sua produção incluir nesse processo, a determinação de uma razão ótima de *hedge*, que auxilie sua tomada de decisão assume papel crucial no desempenho final da transação.

Diante disso, o presente estudo objetivou identificar uma razão ótima de *hedge* para os contratos de boi gordo para as regiões de Cuiabá/MT e Campo Grande/MS. Especificamente, buscou-se estimar a razão ótima de *hedge* para as diferentes frequências de dados captando, assim, a sensibilidade da taxa ótima a essas mudanças.

## 2. REFERENCIAL TEÓRICO

Os contratos futuros são utilizados por uma variedade de agentes econômicos na cadeia produtiva de importantes *commodities* comercializáveis. Entretanto, a maior dificuldade dos *hedger* está na identificação da proporção da posição no mercado físico que deve ser protegida pelo mercado futuro. De acordo com Johnson (1960) esse problema se constitui na escolha de uma razão ótima de *hedge*. A solução frequentemente recomendada para a taxa ótima está baseada na razão entre a covariância dos preços físicos e futuros e a variância da cotação futura (BENNINGA et al., 1984).

Os recentes avanços em séries temporais têm desempenhado papel crucial nas análises sobre mercado futuro, permitindo assim repensar os métodos convencionais adotados para encontrar a razão de *hedge* ótima para derivativos agropecuários.

Segundo Ederington (1979), a razão de *hedge* pode ser definida como a razão do número de unidades comercializadas no mercado futuro para o número de unidades comercializadas no mercado físico, conforme já mencionado. Chen et al (2001) definem a razão de *hedge* como a combinação dos investimentos no mercado futuro e no mercado físico de maneira a formar um portfólio que elimine ou reduza as flutuações nos valores da



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



produção. Para Cecchetti et al (1988), outra possível definição de razão de *hedge* pode ser atribuída à razão de *hedge* que equaliza a taxa marginal de substituição do agente entre o retorno da expectativa e o desvio padrão do portfólio em função da inclinação praticável.

Além dos debates sobre a definição da razão de *hedge*, diversos estudos têm sido realizados com intuito de propor uma medida de razão ótima. De acordo com Park e Switzer (1995) citado em Kenourgios (2005) alguns estudos que investigam medidas de eficácia de hedging têm adotado o método de mínimos quadrados ordinários (MQO) na estimação de razão ótima de *hedge*. Nesse método a razão de *hedge* ótima é estimada por meio de uma regressão simples utilizando dados históricos dos retornos dos preços físicos em função dos retornos nos preços futuros e o coeficiente de determinação é uma medida de efetividade do *hedge*.

Myers et al (1989) utilizou MQO para estimar a razão ótima de *hedge* para estocagem de farelo de soja, milho e trigo. Os resultados apontaram que, usando regressão simples, mudanças nos preços fornecem estimativas razoáveis de *hedge*.

De acordo com Harris e Shen (2002), quando os preços futuros seguem um processo denominado martingale<sup>5</sup>, a expectativa de retorno futuro é zero e neste caso a razão ótima de *hedge* é simplificada de forma a minimizar a variância do portfólio de *hedge*. Desta forma, pelo método da mínima variância a razão ótima de *hedge* pode ser estimada regredindo o retorno do mercado físico contra retornos do mercado futuro usando MQO.

Ederington (1979) apontou a necessidade de utilizar os preços em nível na regressão por MQO ao invés das variáveis na diferença. Porém, se os preços físicos e futuro são não estacionários e não co-integrados, então a estimação da razão ótima de *hedge* pode ser espúria. Assim, estudos têm mostrado a baixa apropriação da regressão por MQO na estimação de taxas de *hedge*.

Segundo Herbst et al. (1993) citado em Kenourgios (2005) tal fato se deve, em especial pela possibilidade de autocorrelação serial e heterocedasticidade embutidos no modelo, o que ocorre com frequência, nas séries de preços físico e futuro. Desta forma, para evitar problemas de freqüentes variações nos índices de preços futuros e nos índices de formação de estoques, diversos trabalhos têm medido as taxas de *hedge* através de processos auto-regressivo de heterocedasticia condicional (ARCH).

De acordo com Lien (2005) em muitos estudos, tanto os preços físicos quanto os futuros expressam a existência de tendência estocástica e assim a *performance* das taxas de *hedge* e o *hedging* podem mudar, acentuadamente, quando as variáveis de co-integração são erroneamente omitidas no modelo estimado. Consequentemente torna-se necessário examinar a possibilidade de relação de co-integração entre os preços, como sugere a hipótese de mercados eficientes.

A importância da incorporação da relação de co-integração na modelagem estatística de preços físicos e futuro tem sido bastante documentando na literatura sobre mercados futuros, e sua importância concentra-se no fato de que taxas de *hedge* e o desempenho do *hedging* pode mudar fortemente quando não são realizadas análises de co-integração (LIEN, 2005).

Portanto, para o mesmo autor a relação ótima de *hedge* decorrente da estimação pelo

---

<sup>5</sup> ( $E(f_t) = f_{t-1}$ ) a expectativa do preço futuro é igual ao preço no futuro



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



Mecanismo de Correção de Erros (MCE) é, geralmente, preferida à relação de MQO, devido, sobretudo, às propriedades estatísticas e pela propriedade de que a relação ótima do *hedge* minimiza a variância condicional do portfólio. Entretanto, Lien (1996) reconhece que, dado que a relação de MQO minimiza a variância incondicional de dentro de uma amostra, esta poderá conduzir a melhores resultados quando comparado ao MCE. Esta conclusão é válida levando-se em conta o tamanho das amostras e características estatísticas específicas a cada uma, pois somente mudanças estruturais dentro de cada amostra podem, possivelmente, conduzir à relação de *performance* entre os dois métodos.

### 3. MATERIAL E MÉTODOS

#### Fonte e definição das variáveis

A definição das regiões abrangidas pelo estudo levou em consideração o potencial da região na produção brasileira de gado de corte. Diante disso, definiu-se como praça de estudo Cuiabá/MT e Campo Grande/MS. A justificativa da utilização dessas regiões encontra-se na representatividade da produção estadual de cada praça no cenário nacional, visto que, o Mato Grosso aparece como o estado com o maior volume de abates, seguido de São Paulo e Mato Grosso do Sul (IBGE, 2007). A não utilização de regiões no estado de São Paulo está relacionada à proximidade com o local de formação dos lotes do boi gordo negociado na Bolsa de Mercadorias e Futuros.

Para a estimação da razão ótima de *hedge* foram utilizadas as cotações diárias dos primeiros vencimentos dos contratos futuros do boi gordo entre 02/01/2002 e 28/12/2007 e suas médias semanais e mensais. Os dados (R\$/@) foram obtidos junto ao banco de dados *on-line* da Bolsa de Mercadorias & Futuros.

Além disso, pode-se utilizar dados com as mais diferentes frequências. O horizonte de análise pode ser de algumas horas a alguns meses. Entretanto, a questão central é a existência de relação entre as diferentes frequências e o horizonte do *hedging*.

Os preços físicos para as diferentes praças foram obtidos junto ao Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea/Esalq/USP) e todas as séries foram deflacionadas pelo Índice Geral de Preços (IGP/DI) base: dez/2007 da Fundação Getúlio Vargas.

A estimativa das razões ótimas de *hedge* foram obtidas com o auxílio do software econométrico *Eviews* versão 5.0.

#### Modelo econométrico

O procedimento convencional para a estimação da razão ótima de *hedge* de mínima variância envolve a regressão dos retornos dos preços físicos em função dos retornos da cotação futura utilizando o método de Mínimos Quadrados Ordinários (JUNKUS e LEE, 1985). Especificamente, a equação de regressão pode ser escrita como:

$$\Delta S_t = \alpha + \beta \Delta F_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde:  $\Delta S_t$  representa os retornos do preço físico,  $\Delta F_t$  significa os retornos das cotações



futuras da *commodity* e a estimativa da razão ótima de *hedge* de variância mínima é dada pelo coeficiente  $\beta$ . A técnica é robusta, eficiente e fácil de ser utilizada, contudo, para o método ser válido e eficiente algumas pressuposições devem ser consideradas. Um caso onde as pressuposições não são completamente satisfeitas ocorre quando, o termo de erro na regressão é heterocedástico. Outro problema apontado por Myers e Thompson (1989) ocorre quando se usa amostras de momentos incondicionais ao invés de amostras de momentos condicionais que são informações correntemente disponíveis.

Além disso, os diferentes métodos não levam em consideração a possibilidade de que as séries dos preços físicos e futuros não sejam estacionários, entretanto, se as séries apresentarem raiz unitária os resultados serão diferentes e ineficientes. Se as duas séries são co-integradas, como definidas por Engle e Granger (1987), então a equação de regressão (1) será má especificada e um Termo de Correção de Erro (TCE) deve ser incluído na regressão. Assim, se as séries seguirem um ruído branco, então se espera que as séries sejam co-integradas e, nesse caso, deve-se estimar o modelo de correção de erros.

A análise da co-integração envolve duas etapas principais. Primeiramente, deve-se realizar a análise de raiz unitária<sup>6</sup> e na sequência, comprovando-se que as séries não são estacionárias e integradas de mesma ordem deve-se realizar o teste de co-integração (Engle e Granger, 1987).

De acordo com Chou et al. (1996) se o teste indicar que os preços físicos e futuros são co-integrados, então a razão ótima de *hedge* pode ser estimada em duas etapas. A primeira envolve a estimação da seguinte regressão de co-integração:

$$S_t = \alpha + \beta F_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Posteriormente, deve-se estimar o seguinte modelo de correção de erro:

$$\Delta S_t = \rho u_{t-1} + \beta \Delta F_t + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta F_{t-i} + \sum_{j=1}^n \varphi_j \Delta S_{t-j} + e_t \quad (3)$$

onde:  $u_t$  é a série dos resíduos oriundos da regressão de co-integração (2). A estimativa da razão ótima de *hedge* é obtida pela estimativa do coeficiente  $\beta$ .

Lien e Luo (1993) assumiram que se pode utilizar como relação de co-integração de longo prazo a diferença entre o preço físico e futuro ( $S_t - F_t$ ) e, com isso, estimaram o seguinte modelo de correção de erros:

$$\Delta S_t = \rho(S_{t-1} - F_{t-1}) + \beta \Delta F_t + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta F_{t-i} + \sum_{j=1}^n \varphi_j \Delta S_{t-j} + e_t \quad (4)$$

Alternativamente, Chou et al (1996) sugeriu a estimação do seguinte modelo de correção de erros:

---

<sup>6</sup> Os procedimentos adotados para os testes de raiz unitária podem ser vistos em Dickey e Fuller (1981); Phillips e Perron (1988); Dickey e Pantula (1987).



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



$$\Delta S_t = \rho \hat{u}_{t-1} + \beta \Delta F_t + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta F_{t-i} + \sum_{j=1}^n \varphi_j \Delta S_{t-j} + e_t \quad (5)$$

onde:  $\hat{u}_{t-1} = S_{t-1} - (\alpha + \beta F_{t-1})$ , ou seja, a estimativa da série  $\hat{u}$  é o resíduo estimado da equação (2). Assim, a razão ótima de *hedge* é dada pela estimativa do coeficiente  $\beta$  da equação 5.

#### Procedimentos econométricos

O processo de verificação e análise dos resultados iniciou-se com a aplicação do teste de Dickey-Pantula para identificar se as séries apresentavam uma ou mais raízes unitárias. A confirmação dos resultados veio dos testes alternativos: Dickey-Fuller Aumentados (ADF), Phillips-Perron (PP), DF-GLS que testam à existência de apenas uma raiz unitária. Além disso, realizou-se o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) para corroborar os resultados anteriores.

A minimização dos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwartz (BIC), Hannan-Quinn (HQ) e o correlograma dos resíduos serviram de base para definir o número de defasagens necessárias para torná-los ruído branco.

A análise da relação de co-integração de longo prazo das séries foi realizada com o auxílio do modelo de Engle e Granger (1987). Sendo os resíduos estacionários gerou-se a série dos resíduos (termo de correção de erros) da equação (2) e incorporou-se ao modelo para estimar o mecanismo de correção de erros. A razão ótima de *hedge* (ROH<sub>ECM</sub>) foi captada, diretamente, por um coeficiente da equação (3).

A estimativa da razão ótima de *hedge* (ROH<sub>BASE</sub>) utilizando a proposta de Lien e Luo (1993) envolveu a inserção da base ( $S_t - F_t$ ) como termo de correção de erros e a estimativa surgiu pelo coeficiente de um dos parâmetros do mecanismo de correção de erros apresentado na equação (4).

Já a estimativa da razão ótima de *hedge* (ROH<sub>MQO</sub>) foi obtida com o uso de uma regressão linear simples entre o retorno do preço físico e preço futuro do boi gordo na equação (1).

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

### Análise Descritiva de Dados

A análise da estatística descritiva busca descrever e sumarizar os dados com a aplicação de diferentes técnicas. As medidas de tendência central são utilizadas para verificar como as diferentes observações são semelhantes. Nesse quesito, observa-se (Tabela 1) que a média das cotações futuras do boi gordo para as diferentes frequências (diário, semanal e mensal) estiveram próximas a R\$ 67,43/arroba. Para as regiões de Cuiabá/MT e Campo Grande/MS observa-se uma média de R\$ 59,42/arroba e R\$ 61,63/arroba, respectivamente.

A diferença existente entre os preços físicos das regiões em relação à cotação futura da BM&F, também conhecida como base, é explicada, principalmente, pelos custos de

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural

carregamento envolvidos no processo de comercialização do boi gordo. Essa característica se deve a existência de um local de entrega do produto físico definido pela BM&F na qual o detentor de contratos de venda deve disponibilizar o produto para o *hedger* que está comprado no mercado futuro.

As medidas de dispersão mostram como as observações diferem ao longo do tempo. A variância e, principalmente, o desvio padrão indica que ocorreu uma oscilação de, aproximadamente, R\$ 8,00/arroba para todas as séries consideradas no estudo.

Tabela 1 – Análise descritiva dos preços físicos e futuro para as diferentes frequências (R\$/@)

	Diários			Semanal			Mensal		
	BM&F	Cuiabá	Campo Grande	BM&F	Cuiabá	Campo Grande	BM&F	Cuiabá	Campo Grande
Média	67,43	59,43	61,63	67,44	59,42	61,64	67,43	59,41	61,63
Variância	63,13	43,05	64,62	62,92	42,88	64,35	62,51	42,51	63,80
D. P	7,95	6,56	8,04	7,93	6,55	8,02	7,91	6,52	7,99
Máximo	84,20	74,91	80,05	83,81	73,69	78,94	82,28	72,43	77,13
Mínimo	53,66	48,11	47,60	53,91	48,37	47,65	54,14	48,99	47,80
Assimetria	-0,06	0,12	-0,08	-0,06	0,12	-0,08	-0,07	0,11	-0,09
Curtose	1,84	2,00	1,88	1,82	1,98	1,86	1,80	1,94	1,82

Fonte: Dados de pesquisa

Além disso, observa-se uma amplitude de variação das cotações em torno de R\$ 30,00/arroba na maioria das séries. Uma nota importante deve ser feita para a análise da curtose que mostra possíveis problemas relacionados com o formato das caudas da distribuição normal.

Além disso, observou-se que o preço do boi gordo para nas diferentes regiões analisadas apresentou elevações no preço nominal da arroba em cerca de 52%. Entretanto, os preços reais apresentaram uma queda entre 12% e 14% no período analisado. A queda no preço real tem sido verificado nas mais diversas *commodities* agropecuárias comercializadas no Brasil.

## Resultados empíricos

### Testes de raiz unitária

Uma série estacionária pode ser identificada quando sua média, variância e autocovariância permanecerem as mesmas independentemente do período de tempo em que estão sendo medidas. As implicações da estacionariedade nas séries são profundas e afetam as suas propriedades e comportamento. O uso de variáveis não estacionárias poderá levar à estimação de regressões espúrias, a regressão de uma variável em relação à outra pode apresentar estimativas dos coeficientes altamente significativos e um elevado coeficiente de determinação quando, na verdade, uma variável não tem relação com a outra (regressão espúria).

Por conseguinte, o primeiro passo envolve testes para identificar a ordem de



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



integração da série<sup>7</sup>. Vários métodos têm sido propostos com a finalidade de testar a estacionariedade. Eles são baseados no fato de que uma série não estacionária é caracterizada por uma raiz unitária. O teste de raiz unitária desenvolvido por Dickey e Pantula (1987) identifica a presença de raízes unitárias múltiplas na série. A vantagem da realização desse teste está no fato de testar a existência de mais de uma raiz, enquanto os demais testes identificam apenas a existência de uma raiz unitária. O teste é realizado em tantas etapas quanto o número de raízes que se deseja testar na série.

O teste DP apresentou, para a variável logaritmizada da cotação diária no mercado futuro do boi gordo (BM&F), valores estatísticos de -14,64 e 0,03 para a primeira e segunda etapa, respectivamente, os quais foram comparados com os valores críticos simulados por Dickey-Fuller para a distribuição  $\tau$ ,  $\tau_\mu$  ou  $\tau_\tau$  (Tabela 2). As estatísticas resultantes dos modelos estimados indicaram a ausência de componentes determinísticos e o valor crítico da distribuição  $\tau$  para 1% de significância (-2,58) levou a uma rejeição da hipótese nula de duas raízes unitárias na primeira fase do teste e não rejeitou a hipótese de 1 raiz unitária na segunda parte. Os efeitos da presença de autocorrelação nos resíduos foram amenizados com a introdução de 6 defasagens da variável dependente definidas pelo critério de Akaike (AIC) e corroborada pelo correlograma dos resíduos. Diante disso, observou-se que a série possui uma raiz unitária sem a presença de termos deterministas.

A série logaritmizada do preço físico diário do boi gordo (*Cuiabá*) na região de Cuiabá/MT apresentou, segundo o teste DP, rejeição à hipótese nula de duas raízes ( $\tau_c = -10,613$ ) e não rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária ( $\tau_c = 0,359$ ) ao nível de 1% de significância. Assim, verificou-se a presença de uma raiz unitária sem a presença de termos determinísticos.

Da mesma forma, o teste DP rejeitou a hipótese nula de 2 raízes ( $\tau_c = -11,815$ ) frente ao valor crítico de  $\tau_t = -2,58$  para a série do preço físico diário do boi (*Campo Grande*) gordo na região de Campo Grande/MS. Entretanto, não se rejeitou a hipótese da presença de uma raiz unitária, pois a estatística do teste é superior ao valor crítico ( $\tau_t = -2,58$ ) a 1% de significância.

Além disso, realizaram-se testes alternativos de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP), DF-GLS e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) que analisam a existência de apenas uma raiz unitária. A necessidade de tornar os resíduos ruído branco exigiu a utilização de defasagens definidas pelos critérios de Schwartz (BIC), Akaike (AIC), Hannan Quinn (HQ) e a análise do correlograma.

O teste individual de ADF para a cotação diária futura da BM&F demonstrou a não significância de qualquer termo determinístico, dado que não se rejeitou a hipótese de que a tendência e a constante eram iguais à zero. A estatística do teste apresentou um valor de  $\tau_c = -0,060$  que é maior do que o valor crítico da distribuição  $\tau$  ( $\tau_t = -2,58$ ) gerada por Dickey e Fuller (1981) não rejeitando a hipótese nula da presença de uma raiz unitária com 6 defasagens definidas pelo modelo de Akaike (entre parênteses).

O teste conjunto de ADF entre o modelo com constante e o modelo com constante e tendência ( $\Phi_3$ ) não apresentou rejeição na hipótese nula de que a tendência é igual a zero e que a série possui uma raiz unitária. A análise da inclusão ou não da constante no modelo

<sup>7</sup> Trata-se do número de vezes que a série deve ser diferenciada para se tornar estacionária.



gerou um valor estatístico para o  $\Phi_1$  igual a 1,54 que se encontra na região de aceitação da hipótese nula a 5% de significância e, com isso, a introdução desse componente não interfere nos resultados. A estatística para  $\Phi_2$  analisa a hipótese nula que a tendência e a constante são iguais a zero com a presença de raiz unitária. A estatística apresentou-se não significativa diante dos valores críticos simulados por Dickey e Fuller (1981). Esse resultado confirma que o fato de não incluir os termos determinísticos no modelo não afeta os resultados e, portanto, constata-se que não há presença de termos determinísticos.

As demais séries apresentaram um comportamento semelhante ao observado no teste ADF para a cotação diária futura da BM&F e, com isso, notou-se que todas indicaram a presença de uma raiz unitária sem termos determinísticos.

O teste Phillips-Perron (PP) faz uma correção no parâmetro da autocorrelação e a estatística converge para a distribuição  $\tau$  simulado por Dickey e Fuller (1981). Nele rejeita-se a hipótese nula de uma raiz unitária se o valor da estatística for menor do que os valores críticos. Assim, para todas as séries analisadas o valor calculado da estatística apresentou-se superior a -2,58, -1,95 ou -1,65 para 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente. Desta forma, o teste indicou a presença de uma raiz unitária em cada série com a ausência dos termos determinísticos.

O teste DF-GLS para as séries indicaram que o valor da estatística superou os valores críticos simulados por Elliott, Rothenberg e Stock (1996) não rejeitando a hipótese da presença de raiz unitária.

Tabela 2 – Resultados dos testes de raiz unitária realizados sobre o logaritmo das séries diárias do Boi Gordo.

Variável	DP		ADF			PP	DF-GLS	KPSS	
	$\tau_1$	$\tau_2$	$\tau$	$\Phi_1$	$\Phi_2$				$\Phi_3$
BM&F (6)	-14,648***	0,028	-0,060	1,54	1,03	0,01	-0,137	-1,426	1,772***
Cuiabá (8)	-10,613***	-0,359	-0,381	2,54	2,24	0,82	-0,391	-1,000	0,435***
Campo Grande (8)	-11,815***	-0,333	-0,333	1,89	1,60	0,50	-0,427	-0,988	1,499***

Fonte: Dados de pesquisa

\*\*\* 1% de significância

\*\* 5% de significância

\* 10% de significância

O KPSS é um teste diferente dos demais, pois possui a hipótese nula que testa estacionariedade. Nesse caso, rejeita-se a hipótese nula caso o valor calculado da estatística seja maior do que os valores simulados por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992). Como as estatísticas do teste apresentaram valores maiores do que os valores críticos rejeitam-se a hipótese de estacionariedade das séries.

De acordo com Malliaris e Urrutia (1991) o hedging é mais eficiente quando o horizonte do hedging é de uma semana comparado com 4 semanas. Entretanto, podem aparecer alguns problemas relacionados ao tamanho da amostra quando o horizonte da análise é de poucos anos.

A utilização de dados com uma frequência semanal apresentou resultados semelhantes aos identificados para as séries diárias (Tabela 3). O teste de Dickey e Pantula apontou a existência de apenas uma raiz unitária sem a presença de componentes determinísticos. Além



disso, utilizou-se 4 defasagens da variável dependente para controlar os efeitos da autocorrelação dos resíduos.

Da mesma forma, o teste ADF individual demonstrou a existência de uma raiz unitária sem componentes determinísticos. A conclusão foi reforçada pelo teste ADF conjunto que demonstrou na estatística  $\Phi_2$  que a inclusão da constante e da tendência não afeta os resultados e, com isso, não devem estar presentes no modelo. Os testes de Phillips-Perron (PP) e DF-GLS confirmam os resultados obtidos para todas as séries semanais.

Como o KPSS testa a existência de séries estacionárias como hipótese nula observou-se que as estatísticas dos testes apresentam-se significativas para 1% de significância. Assim, constata-se que as séries possuem uma raiz unitária.

Tabela 3 – Resultados dos testes de raiz unitária sobre o logaritmo das séries semanais do Boi Gordo

Variável	DP		ADF			PP	DF-GLS	KPSS	
	$\tau_1$	$\tau_2$	$\tau$	$\Phi_1$	$\Phi_2$	$\Phi_3$	$\tau$	<i>Ers</i>	$\eta_\tau$
BM&F (1)	-7.057***	-0.246	-0.258	1,982	1,556	0,366	-0.278	-2.128	0.229***
Cuiabá (15)	-6.982***	-0.301	-0.301	1,215	1,261	0,676	-0.388	-1.964	0.238***
Campo Grande (6)	-6.826***	-0.060	-0.060	2,042	1,536	0,264	-0.168	-1.294	0.226***

Fonte: Dados de pesquisa

\*\*\* 1% de significância

\*\* 5% de significância

\* 10% de significância

A frequência mensal dos dados para as séries no logaritmo da cotação futura da BM&F, preço físico da região de Cuiabá/MT e Campo Grande/MS apresentaram uma raiz unitária com a ausência de termos determinísticos. A principal diferença observada nos resultados diz respeito com o teste KPSS que rejeitou a hipótese de estacionariedade a 5% de significância enquanto que para dados diários ou semanais ocorria a 1% de significância. Esse comportamento pode ser visualizado na Tabela 4.

Tabela 4 – Resultados dos testes de raiz unitária sobre o logaritmo das séries mensais do Boi Gordo.

Variável	DP		ADF			PP	DF-GLS	KPSS	
	$\tau_1$	$\tau_2$	$\tau$	$\Phi_1$	$\Phi_2$	$\Phi_3$	$\tau$	<i>Ers</i>	$\eta_\tau$
BM&F (2)	-3.737***	-0.287	-0.313	1,449	1,152	0,288	-0.327	-1.907	0.161**
Cuiabá (2)	-5.635***	-0.250	-0.306	0,315	1,307	1,635	-0.375	-2.331	0.176**
Campo Grande (2)	-6.009***	-0.276	-0.350	1,474	1,255	0,412	-0.299	-1.998	0.152**

Fonte: Dados de pesquisa

\*\*\* 1% de significância

\*\* 5% de significância

\* 10% de significância

Portanto, as estatísticas dos testes DP, ADF, PP, DF-GLS e KPSS baseados nos diferentes critérios de informação mostram que nenhuma das séries em nível são processos estacionários, enquanto que o teste das séries na diferença rejeita a hipótese de raiz unitária, sugerindo a presença de estacionariedade. Assim, confirma-se que o logaritmo dos preços físicos e futuros são integrados I(1) e a primeira diferença é suficiente para levar a



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



estacionariedade.

Como as séries são diferenciadas uma vez, pode-se concluir que cada série é um processo I(1) o que é condição necessária para os testes de co-integração<sup>8</sup>. Portanto, utilizou-se o procedimento de Engle e Granger (1987) em duas etapas para examinar a presença de co-integração.

A análise de co-integração de Engle e Granger (1987) objetiva verificar se existe uma combinação linear estacionária ao longo do tempo. O procedimento de co-integração de Engle e Granger (1987) identifica o grau de relação de equilíbrio de longo prazo entre o preço físico e a cotação futuro do boi gordo (equação de longo prazo) e como todas as séries analisadas são integradas de mesma ordem pode-se realizar a combinação linear. Assim, realizando os testes de co-integração e estimando os vetores de co-integração é, por essa razão, um importante resultado na especificação do modelo para calcular a razão de *hedge*.

Diante disso, pode-se fazer o teste de raiz unitária nos resíduos. Além disso, caso os resíduos não sejam ruídos brancos deve-se utilizar a forma aumentada do teste Dickey e Fuller (ADF).

O teste de co-integração dos resíduos CRADF pode ser utilizado para identificar relações de co-integração entre séries. Nesse caso, testa-se a hipótese nula de que não existe co-integração ou, de outra forma, que os resíduos possuem uma raiz unitária contra a alternativa da existência de co-integração. Assim, se o valor calculado da estatística do teste for maior do que os valores simulados por Mackinnon (1991) não se rejeita a hipótese nula.

O teste de co-integração dos resíduos mostrou que se pode rejeitar a hipótese da não existência da relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços físicos diários do boi gordo na região de Cuiabá/MT e as cotações diárias dos contratos futuros com primeiro vencimento na BM&F a 5% de significância. Já a estatística do teste demonstrou que Campo Grande/MS apresenta-se, significativamente, co-integrada com as cotações da BM&F.

Para frequência de dados semanais observa-se que ambas as séries indicaram co-integração a 5% de significância.

Tabela 5 – Resultados da co-integração de Engle e Granger sobre o logaritmo das séries com diferentes frequências.

	Variável	Estatística Do teste	Valores críticos			H0: não há co-integração
			1%	5%	10%	
Diário	Cuiabá x BM&F	-3.887**	-3,907	-3,342	-3,049	Rejeita
	Campo Grande x BM&F	-4.708***	-3,907	-3,342	-3,049	Rejeita
Semanal	Cuiabá x BM&F	-3.540**	-3,934	-3,357	-3,059	Rejeita
	Campo Grande x BM&F	-3.512**	-3,934	-3,357	-3,059	Rejeita
	Cuiabá x BM&F	-3,386*	-4,054	-3,423	-3,104	Rejeita

<sup>8</sup> O conceito de co-integração está relacionado à existência de uma relação de equilíbrio no longo prazo entre variáveis integradas de mesma ordem, isto é, entre variáveis que exibem tendência estocástica e que precisam do mesmo número de diferenças para se tornarem estacionárias.

ensa	Campo Grande x BM&F	-4.839***	-4,054	-3,423	-3,104	Rejeita
------	---------------------	-----------	--------	--------	--------	---------

Fonte: Dados de pesquisa

\*\*\* 1% de significância

\*\* 5% de significância

\* 10% de significância

Para séries mensais notou-se que a hipótese de não existência de co-integração entre Campo Grande/MS e BM&F foi rejeita a 1% de significância. Entretanto, a análise da co-integração entre Cuiabá/MT e a BM&F mostrou que as mesmas são co-integradas apenas a 10% de significância.

### Razão Ótima de Hedge

A razão ótima de *hedge* (ROH) fornece subsídios para os produtores identificarem o percentual da posição física que deveria ser protegida no mercado futuro. Diante disso, utilizaram-se diferentes modelos para estimar tais relações.

Inicialmente, estimou-se a relação com a aplicação da técnica de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). A técnica é robusta e simples de usar, entretanto, para ser correta e eficiente há necessidade de fazer pressuposições específicas que devem ser satisfeitas. A presença de autocorrelação pode produzir estimativas ineficientes dos coeficientes agravando as estimativas para o erro padrão. Consequentemente, os resultados devem ser examinados com cautela.

As estimativas da razão ótima de *hedge* sem a inserção do Mecanismo de Correção de Erros (Equação 1) estão sendo apresentadas na Tabela 6. Nela observa-se, para a frequência diária, que a região de Campo Grande/MS apresenta o maior percentual (17,56%) de físico que deverá ser protegido pelo mercado futuro. Já os cálculos apontaram uma razão de 8,23% para a região de Cuiabá/MT. As séries com frequência semanal demonstraram razões de 31,73% e 57,36% para as regiões de Cuiabá/MT e Campo Grande/MS, respectivamente. Os dados mensais demonstram que a estimativa da razão ótima se eleva para 82,19% na região de Cuiabá/MS e 88,57% em Campo Grande/MS.

Tabela 6 – Comparativo das Razões de Ótimas de *Hedge*.

	Variável	ROH <sub>MQO</sub>	R <sup>2</sup>	ROH <sub>ECM</sub>	R <sup>2</sup>	ROH <sub>BASE</sub>	R <sup>2</sup>
Diário	Cuiabá x BM&F	0.0823***	0.017	0.0711***	0.144	0.0629***	0.133
	Campo Grande x BM&F	0.1756***	0.054	0.1457***	0.197	0.1369***	0.188
Semanal	Cuiabá x BM&F	0.3173***	0.206	0.2811***	0.560	0.2748***	0.546
	Campo Grande x BM&F	0.5736***	0.419	0.5096***	0.646	0.5028***	0.645
	Cuiabá x BM&F	0.8219***	0.778	0.8102***	0.821	0.7957***	0.820

efet	Campo Grande x BM&F	0.8857***	0.801	0.9047***	0.871	0.8801***	0.864
------	---------------------	-----------	-------	-----------	-------	-----------	-------

Fonte: Dados de pesquisa

\*\*\* 1% de significância

\*\* 5% de significância

\* 10% de significância

O emprego de séries não estacionárias e integradas de mesma ordem leva a análise da co-integração. Uma vez que as séries apresentaram-se co-integradas CI(1,1) há necessidade da inserção de um termo de correção de erro.

Desta maneira, as estimativas da razão ótima de *hedge* com o mecanismo de correção de erro para a região de Campo Grande/MS foram de 14,57%, 50,96% e 90,47% para os dados diários, semanais e mensais, respectivamente. Os cálculos para Cuiabá/MT demonstram razões de 7,11% para dados diários, 28,11% para dados semanais e 81,02% para dados mensais.

Com a utilização da base como uma aproximação do termo de correção de erros realizou-se a análise das razões ótimas de *hedge* e constatou-se que os resultados são muito próximos dos verificados com o modelo de Engle e Granger (1987).

Entretanto, a efetividade do hedging medida pelo coeficiente de determinação ( $R^2$ ) mostrou que os melhores resultados são obtidos com a introdução do mecanismo de correção de erros proposto por Engle e Granger (1987).

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A análise da razão ótima de *hedge* identificou que os preços físicos e futuro são integrados de ordem 1 e, ambas as praças são co-integradas com a cotação futura do boi gordo para os contratos com primeiro vencimento. Assim, possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo.

A proporção da produção de boi gordo que deve ser protegida no mercado futuro nas regiões de Cuiabá/MT e Campo Grande/MS, estimada através da utilização do Mecanismo de Correção de Erros (MCE), demonstrou ser mais eficiente do que as demais técnicas utilizadas no estudo. A constatação veio através do indicador que mede a efetividade do *hedge*.

Portanto, as relações de co-integração manifestam-se significativamente na determinação da razão ótima de *hedge* e a supressão dessa análise pode levar a interpretação errônea da proporção de *hedge* que deve ser realizados pelos hedger associados à atividade pecuária.

De acordo com os resultados as maiores razões de *hedge* apareceram na região que apresentou maior volatilidade nos preços físicos. Assim, a maior instabilidade dos preços físicos praticados na região de Campo Grande/MS indica que os pecuaristas devem proteger no mercado futuro uma parcela maior da sua produção. Já os pecuaristas localizados na região de Cuiabá/MT sofrem menos com a volatilidade dos preços físicos e, com isso, podem fazer *hedge* de uma parcela menor da sua produção.

Os resultados para as diferentes frequências indicam que os pecuaristas que acompanham os preços físicos diários devem *hedgear* uma pequena parcela da produção e especular com o restante.



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



Para os pecuaristas que acompanham o preço semanal há um aumento na volatilidade e, com isso, devem *hedgear*, aproximadamente, metade da sua produção, principalmente, se os pecuaristas estiverem localizados na região de Campo Grande/MS.

O acompanhamento mensal dos preços exige dos produtores maior proteção contra as oscilações nos preços físicos e, com isso, a razão ótima de *hedge* se eleva para mais de 80%. Novamente, a região de Campo Grande/MS exige que os pecuaristas protejam 90% da produção no mercado futuro.

Portanto, a frequência de acompanhamento dos preços físicos interfere, significativamente, no percentual de proteção que o pecuarista deve realizar no mercado futuro.

## REFERÊNCIAS

BENNINGA, S., R. ELDOR, AND I. ZILCHA. The Optimal Hedge Ratio in Unbiased Futures Markets. **Journal of Futures Markets**. Vol. 4, 1984. p.155-59.

BHADURI, S. N.; DURAI, S. R. S. **Optimal Hedge Ratio and Hedging Effectiveness of Stock Index Futures: Evidence from India**. Disponível em:  
<<http://www.nseindia.com/content/research/comppaper171.pdf>> Acesso em: 08 ago.2007.

BM&F. Bolsa de Mercadorias e Futuros. **Volume Geral**. Disponível em:  
<http://www.bmf.com.br/portal/pages/boletim1/VolumeGeral/VolumeGeral.asp>. Acesso em: 10 jan.2008.

CBOT (Chicago Board of Trade). **Manual de Commodities**. Chicago: Chicago Board of Trade, tradução de PROMERC. 1985.

CECCHETTI, S.G.; CUMBY, R.E.; FIGLEWSKI, S. Estimation of the Optimal Futures Hedge. **The Review of Economics and Statistics**, Vol. 70, 1988. p.623-630.

CEPEA. Centro de Estudos Avançados em Econômica Aplicada. Disponível em:  
<[www.cepea.esalq.usp.br](http://www.cepea.esalq.usp.br)> Acesso em: 6 Jan.2008.

CHEN, S.S.; LEE, C.F.; SHRESTHA, K. On A Mean-Generalized Semivariance Approach to Determining the *Hedge* Ratio. **Journal of Futures Markets**, Vol. 21, No. 6. 2001. p.581-598.

CHOU, W.L.; DENIS, K.K.F.; LEE, C.F. Hedging with the Nikkei index futures: The conventional model versus the error correction model. **Quarterly Review of Economics and Finance**, Vol. 36, 1996, p.495-505.

CORRÊA, A. L.; RAÍCES, C. **Derivativos agrícolas**. São Paulo: Globo, 2005.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Econometrica**, Vol. 49, No. 4, 1981, p.1057-1-72.



DICKEY, D. A.; PANTULA, S. G. Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes. **Journal of Business e Economic Statistics**, Vol. 5, No.4, 1987. p.18-24.

EDERINGTON, L.H. The Hedging Performances of the New Futures Markets. **Journal of Finance**, Vol. 34, No. 1. 1979. p.157-170.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T.; STOCK, J. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. **Econometrica**, Vol. 64, 1996, p.813-836.

ENGLE, R.F.; GRANGER C.W.J. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. **Econometrica**, Vol. 55, 1987. No. 2, p.251-276.

HARRIS, R.D.F.; SHEN, J. **Robust estimation of the optimal hedge ratio**. School of Business and Economics, University of Exeter. 2002. Disponível em: <<http://www.nhh.no/for/seminars/previous/2002-fall/120902.pdf>> Acesso em: 01 ago.2007

HERBST, A.F.; KARE D.D.; MARSHALL J.F. A Time Varying Convergence Adjusted, Minimum Risk Futures Hedge Ratio. **Advances in Futures and Option Research**, Vol. 6, 1993, p.137-155.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Quantidade de bovinos abatidos por tipo de rebanho**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?c=602&z=t&o=21>> Acesso em: 10 jan.2008.

IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <[www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)> Acesso em: 5 jan.2008.

JOHNSON, L.L. The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures. **The Review of Economic Studies**, Vol. 27, No. 3, 1960, pp.139-151.

JUNKUS, C.J.; LEE, C. The use of Three Stock Index Futures in Hedging Decisions. **Journal of Futures Markets**, Vol. 5, No. 2. 1985. p.201-222.

KENOURGIOS, D.; SAMITAS, A.; DROSOS, P. Hedge ratio estimation and hedging effectiveness: the case of the S&P 500 stock index futures contract. **Economics Working Paper Archive: EconWPA**, 2005. Disponível em: <<http://econwpa.wustl.edu:8089/eps/fin/papers/0512/0512018.pdf>> Acesso em: 05 jan.2008.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root? **Journal of Econometrics**, Vol. 54, 1992, p.159-178.



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



LEE, C. F., BUBNYS, E. L., e LIN, Y. Stock index futures hedge ratios: Test on horizon effects and functional form. **Advances in Futures and Options Research**, Vol. 2, 1987, p.291–311.

LIEN, D. The Effect of the Cointegration Relationship on Futures Hedging. **Journal of Futures Markets**, Vol. 16, 1996, No. 7, p.773-780.

LIEN, D. A Note On The Superiority Of The OLS *Hedge Ratio*. **The Journal of Futures Markets**, Vol. 25, No. 11. 2005. p.1121–1126

LIEN, D.; LUO, X. Estimating multiperiod hedge ratios in cointegrated markets. **Journal of Futures Markets**, Vol. 13, 1992. p.909–920

MACKINNON, J. **Critical values for cointegration tests**. In: Engle, R.F. & Granger, C.W.J. (eds.) Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration. Oxford University Press: Oxford, 1991.

MARQUES, P.V.; MELLO P.C. **Mercados futuros de Commodities Agropecuárias**. São Paulo: Bolsa de mercadorias & de Futuros, 1999.

MIFFRE J. The Conditional Price of Basis Risk: An Investigation Using Foreign Exchange Instruments. **Journal of Business Finance & Accounting**, Vol. 31, No. 7-8. 2004. p.1043-1068.

MALLIARIS, A. G.; URRUTIA, J. L. The impact of the lengths of estimation periods and hedging horizons on the effectiveness of a hedge: Evidence from foreign currency futures. **Journal of Futures Markets**, Vol. 3, 1991, p.271–289.

MONTEZANO, R. M. **Introdução aos Mercados Futuros de Índices de Ações**. São Paulo: BM&F/IBMEC, 1987.

MYERS, R. J.; THOMPSON, S.R. Generalized Optimal *Hedge Ratio* estimation. **American Journal of Agricultural Economics**, Vol. 71. 1989. p.858-867

PARK, T.H.; SWITZER, L.N. Bivariate GARCH Estimation of the Optimal Hedge Ratios for Stock Index Futures: A Note. **Journal of Futures Markets**, Vol.15, 1995. No. 1, p. 61-67.

PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. **Biometrika**, Vol. 75, 1988. No. 2, p.335–346.

RADETZKI, M. **A Guide to Primary Commodities in the World Economy**, Brasil Blackwell, 1990.