

ANÁLISE DAS OPERAÇÕES DE *HEDGE* DO BOI GORDO NO MERCADO FUTURO DA BM&F PARA O ESTADO DE GOIÁS

Odilon José de Oliveira Neto ¹
Simone Oliveira Rezende²
Reginaldo Santana Figueiredo³

RESUMO

Este artigo analisa as operações de *hedge* do boi gordo no mercado futuro da BM&F para o Estado de Goiás. Para isso, foi levantada a série temporal de preços da arroba do boi gordo para o Estado de Goiás, junto à Federação da Agricultura e Pecuária do Estado de Goiás e a série temporal de preços da arroba do boi gordo no mercado futuro da BM&F, junto ao Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada, seguida da apresentação e análise do comportamento da base e do risco de base. Posteriormente as séries temporais de preços da arroba do boi gordo foram analisadas a partir da aplicação do Teste Aumentado de *Dickey-Fuller* para se verificar a estacionariedade das séries. As séries se mostraram, segundo o teste, estacionárias na primeira diferença. Na seqüência, foram realizados os cálculos da razão de *hedge* ótima e efetividade de *hedge*. Conclui-se com a efetividade das operações de *hedge*, uma diminuição de aproximadamente 90% do risco. Este resultado determina a relevância da utilização das operações de *hedge* no mercado futuro da BM&F para o Estado de Goiás, e a utilização do modelo de Myers e Thompson (1989) como melhor parâmetro para a decisão nas operações de *hedge*.

Palavras-chave: *Hedge*, Mercado Futuro, Boi Gordo.

ABSTRACT

This paper analyzes the hedge operations of the beef cattle in the future market of BM&F for the State of Goiás. Therefore, a time series for fat bull prices in Goiás State was obtained from Farmer's Association and a time series for beef cattle prices in the future market of BM&F was obtained from the Center for Advanced Studies in Applied Economics following by the presentation and analysis of the basis behavior of the basis and of the basis risk. In the sequence the time series of prices were analyzed starting from the application of the Aumented Dickey-Fuller Test to verify the stationary. As it can be observed in those analyses, it can be inferred that the series are non-stationary. Soon afterwards, the series were submitted to transformations to analyze the stationary. According to the test, the series were stationary in the first difference. In the sequence, the calculations of the optimal hedge ratio and hedge effectiveness were accomplished. It is concluded with the effectiveness of the hedge operations, there was a decrease of approximately 90% of the risk. Its result determines the relevance of the use of the hedge operations in the future market of BM&F for State of Goiás, and the use of the applied model of the Myers and Thompson (1989) as the best parameter for the decision in the hedge operations.

Key words: Hedge, Future Market, Beef Cattle.

¹ Mestre em Agronegócios (UFG), professor UFU/MG, professorodilon@yahoo.com.br

² Mestre em Economia, prof. Fac. Aphoniano e Alves Faria (GO), sreoli@yahoo.com.

³ Phd., prof. do Programa de Pós-Graduação em Agronegócio (Mestrado) – UFG (GO), santanarf@uol.com.br.

1 INTRODUÇÃO

Tendo em vista a dificuldade dos produtores de bovinos de corte em lidar com cenários incertos de formação de preços no mercado físico nas regiões onde bovinos são produzidos e comercializados, assim como a necessidade real em se proteger contra as constantes oscilações de preços, é que se revela a importância das operações de *hedge* em mercados futuros.

O gerenciamento de risco na agropecuária, que tem por objetivo fundamental administrar as perdas potenciais relativas ao processo de negociação nos mais diversos mercados, tem, nas operações de *hedge*, um mecanismo estratégico de gestão dos preços alvo, em ambientes de incerteza na formação dos preços de comercialização.

Em síntese, a limitação dos agentes responsáveis pela produção agropecuária no Estado de Goiás, na comercialização de seus produtos a valores que permitam garantir a sobrevivência de suas atividades e a cobertura dos custos da atividade são determinantes para utilização dos mercados futuros para as operações de gerenciamento de risco e retorno.

Considerando os riscos envolvidos na produção e comercialização de produtos agrícolas, como: características técnicas de cada cultura, qualidade da produção, logística, riscos de desempenho (pragas, doenças, etc.) e exposição ao mercado físico (a vista), alguns trabalhos merecem destaque no que diz respeito ao gerenciamento do risco de oscilações de preços na comercialização das *commodities* agrícolas por meio de operações de *hedge*, dentre eles: Martins e Aguiar (2004) que analisaram a efetividade do *hedge* da soja em grão brasileira com contratos futuros na *Chicago Board Of Trade*; Nogueira, Aguiar e Lima (2002) que verificaram a eficiência das operações de *hedge* do café arábica no mercado brasileiro; Müller (2007) que analisou a efetividade das estratégias estáticas e dinâmicas de *hedge* no mercado brasileiro de café arábica; Castro Júnior (1998) que estudou os impactos da liquidação financeira sobre a eficiência de *hedging* nos contratos futuros das *commodities* boi gordo e soja e, Bittencourt, Silva e Safádi (2006) que evidenciou a eficiência do *hedge* dinâmico para os contratos futuros brasileiros.

Nesse contexto, surge o seguinte questionamento: o conhecimento do comportamento da base, do risco de base, da razão ótima de *hedge* e efetividade de *hedge* podem ser considerados como ferramentas de gerenciamento e proteção contra as incertezas na comercialização do boi gordo por parte dos produtores do Estado de Goiás?

Diante desse questionamento é que esse estudo tem por objetivo analisar as operações de *hedge* do boi gordo no mercado futuro da BM&F para o Estado de Goiás.

Para se alcançar o objetivo proposto no estudo foi necessário perpassar pelas seguintes etapas de trabalho: levantar a série temporal do preço do boi gordo para o Estado de Goiás e no mercado futuro da Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F); calcular o risco de base nas operações de *hedge* dos preços do boi gordo do Estado de Goiás nos meses de vencimento dos contratos futuros de boi gordo na BM&F; analisar as séries temporais dos preços a vista e futuro do boi gordo; analisar o risco de base do *hedge* dos preços do boi gordo na BM&F e calcular a razão ótima de *hedge* desta operação e sua respectiva efetividade sob a perspectiva de três diferentes modelos de regressão.

Na seqüência, vale ressaltar que esse estudo foi motivado pela relevância das informações obtidas para produtores, empresários, comunidade acadêmica e científica, devido sua perspectiva geração de conhecimento, que é conduzida pelo confronto entre o teórico e o empírico, assim como pela carência de pesquisas referentes a essa temática.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 *Hedge* em mercados futuros

Na concepção de Hardaker *et al* (2004) os mercados futuros permitem a realização de um seguro de preço tanto para o comprador, como para o vendedor de determinado produto, lembrando que a prática de comercialização a futuro é o gerenciamento de preços, através de um conjunto de ações contempladas com a finalidade de maximizar as margens de comercialização, utilizando-se de alternativas de negociação que minimizem as perdas provenientes de constantes mudanças e perspectivas econômicas do setor agropecuário. Nesse caso, pode-se afirmar que o preço do contrato futuro de determinado produto agrícola deriva do valor do mercado a vista do mesmo, apontando que o local de comercialização, onde são negociados contratos de *commodities* agropecuárias, dentre outros, a futuro, no Brasil, concentram-se na Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F).

Logo, ressalta-se que estratégias de proteção contra o risco são pouco utilizadas, por sua vez, a tendência da procura por mecanismos de comercialização mais eficientes, ou seja, que garantam um retorno mais justo na negociação das *commodities* tendem a ser cada vez maiores, como é o caso dos mercados futuros. Todavia, Marques e Mello (1999)

denominam as estratégias de proteção contra o risco de: *hedge*, destacando que essa é uma ferramenta de gerenciamento do risco de oscilações de preços no mercado físico de uma *commodity* agrícola.

Na concepção do *Futures Industry Institute* (2002) o *hedge* é uma operação que envolve a uma tomada de posição contrária a posição no mercado a vista com o objetivo de minimizar o risco financeiro com possíveis oscilações de preços de determinada *commodity*. Entretanto, destaca-se que o *hedge* efetiva-se a partir da compra ou venda de contratos futuros em substituição temporária à negociação no mercado físico (*spot*) que ocorrerá posteriormente.

2.2 Razão de *hedge* ótima e efetividade de *hedge*

Segundo Hull (2003), a razão de *hedge* ótima ou razão de *hedge* ótima é definida de acordo com a proporção do tamanho da posição em futuros em relação à extensão da exposição no mercado físico. Desse modo, destaca-se que, na maioria dos casos, demonstra-se apenas a razão de *hedge* de 1,0, ou seja, o número de produtos protegidos pela operação de *hedge* nos contratos e no mercado físico definidos na mesma proporção, porém faz-se necessário destacar que, se o objetivo do *hedger* for proteger-se contra o risco, minimizando ao máximo o mesmo, não necessariamente será estabelecida uma razão de *hedge* em 1,0.

Por outro lado, as medidas de efetividade aplicam-se a um período de tempo determinado de duração do *hedge*. Porém, a restrição das estratégias define que o *hedger* ignore novas informações de mercado, o que, em suma, presume que as medidas de efetividade são precisas apenas para os mercados com maior estabilidade de preços, onde o efeito condicionado à volatilidade no tempo não imponha significativos ajustamentos das medidas (FILENI, 1999).

Para Fileni (1999), a efetividade do *hedge* pode ser descrita como a redução percentual da variância do retorno a partir da decisão de *hedge*, sendo esta conseguida através do quadrado do coeficiente de correlação dos preços a vista e futuro. Partindo desse fundamento, quanto maior for a correlação, maior será a redução do risco, e também, mais efetivo é o *hedge*, da mesma forma, a medida de efetividade é apropriada quando a minimização do risco ou a proteção contra a incerteza de oscilações de preços é o objetivo fundamental do *hedge*.

2.3 Base e Risco de base

Hull (2003) define a diferença entre os preços nos mercados locais, ou preços a vista no mercado físico (*spot*) e os dos mercados futuros previamente definidos para determinada data, como sendo o valor da base, e em seguida, destaca a necessidade da avaliação do risco envolvido nesta relação no resultado final da operação de *hedge*.

Assim sendo, vale ressaltar que Hull (2005) estabelece que o valor da base seja conseguido a partir da seguinte operação:

$$b_1 = S_1 - F_1 \quad (01)$$

Onde b_1 é o valor da base, S_1 representa o preço *spot* (a vista) do boi gordo no mercado físico (Estado de Goiás) e F_1 o preço futuro na data de vencimento dos contratos futuros da BM&F. Calculado o valor das bases para os períodos de vencimento dos contratos, Conduz-se a solução da média geral dos vencimentos, denominada base média geral, que Fontes, Castro Júnior e Azevedo (2005) apresentam com a expressão:

$$b_{MédiaG} = \frac{1}{n} \sum_n^{1,T} b_{t,T} \quad (02)$$

Segundo a equação (02) apresentada: $b_{MédiaG}$ representa o valor da base média para o mês de vencimento (T), enquanto $b_{t,T}$ é igual ao valor da base no período t , para (T), e n é igual ao número de bases encontradas no (T), lembrando que (T) significa mês de vencimento.

Diante do exposto, discute-se que, caso o preço no mercado local (*spot*) e futuro venha a se comportar no mesmo patamar, o resultado final do processo é considerado uma operação perfeita. Entretanto, observa-se que se o preço do produto físico no mercado local superar o preço do mercado futuro, considerar-se-á o fortalecimento da base. Por outro lado, caso o preço no mercado físico local seja menor que o preço no mercado futuro, isso indicará o enfraquecimento da base (HULL 2005; CASTRO JÚNIOR 2001).

Logo, é frequente a movimentação dos preços a vista e futuro na mesma direção, entretanto, estas não são lineares quanto a valores e intensidade. A Esse fenômeno dar-se-á a denominação risco de base, que mais precisamente, são os movimentos imprevisíveis relativos à base, uma vez que, mesmo movimentando-se na mesma direção, os preços no

mercado físico (*spot*) e futuro não apresentam uma simultaneidade e intensidade; assim sendo, o mercado futuro elimina apenas parcialmente os riscos relativos aos preços, minimizando, mas não os eliminando totalmente (BM&F 2005).

Na concepção de Castro Júnior (2001) a variação de preços durante o período de vigência do contrato futuro, que também pode ser quantificada através do desvio padrão da base, denominado risco de base, deve-se a diversos fatores, dentre eles: qualidade do produto, localização do mercado, tempo de vigência do contrato.

Baseando-se no modelo de Hull (2005), na seqüência, segue a equação do risco de base a partir da quantificação do desvio-padrão das bases encontradas, conforme expressão indicada por Fontes, Castro Júnior e Azevedo (2005):

$$Rb = \sqrt{\frac{1}{n-1} (\sum b_{t,T} - b_{MédiaG})^2} \quad (03)$$

Nesse caso, define-se: RB , como sendo o risco de base; e $b_{MédiaG}$, representando a base média geral e b_t, T , conforme determinação anterior, é o valor da base no período t , para o mês de vencimento T ; sendo n , igual ao número de bases selecionadas ou definidas na amostra.

3 METODOLOGIA

3.1 Fonte de dados

Em um primeiro momento, foi realizado um levantamento dos preços futuros na BM&F e do preço a vista no mercado físico da arroba do boi gordo no Estado de Goiás, entre os meses de janeiro de 1997 e outubro de 2007, com o objetivo de verificar as diferenças da variância da base (risco de base) no período.

A pesquisa relacionada ao levantamento de dados teve como ponto de partida os preços médios no mercado físico do boi gordo no Estado de Goiás, representados pelos preços de negociação em Goiânia – GO, sendo estes, obtidos junto a Federação da Agricultura e Pecuária do Estado de Goiás (FAEG), enquanto os dados relacionados às cotações de preços futuros foram obtidos junto ao Centro de Estudos Avançado em Economia Aplicada (CEPEA) da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ) da Universidade do Estado de São Paulo (USP). As séries de preços da arroba do

boi gordo no mercado físico e no mercado futuro podem ser visualizadas no gráfico 2 (anexo).

A referência de preços para liquidação dos contratos futuros de boi gordo na BM&F, assim como para composição do indicador ESALQ/BM&F no ajuste diário dos contratos futuros em aberto baseiam-se nos preços em reais por arroba de boi gordo praticados nas principais regiões produtoras do Estado de São Paulo, mais precisamente: Presidente Prudente, Araçatuba, Bauru/Marília e São José do Rio Preto. Contudo, ressalta-se que o peso de cada região na composição do Indicador é definido com base nos dados de volume de abate dos frigoríficos amostrados, que são atualizados mensalmente. A participação de cada região é definida pela soma dos volumes de abate das unidades que possuem cadastro no Serviço de Inspeção Federal (SIF), consideradas no levantamento do dia. Tem-se, desta forma, um painel mensal de ponderação que leva em conta os padrões sazonais de abate de cada região. Quando uma unidade sai da amostra, devido à falta de relato do preço ou exclusão pelo critério estatístico, o peso relativo dessa unidade é redistribuído entre as demais. Desta forma, o sistema de ponderação pode modificar-se diariamente, de acordo com a participação dos frigoríficos na amostra (CEPEA, 2007).

3.2 Procedimentos empíricos

De posse dos dados (preços da arroba do boi gordo), foi calculada a base média geral e o risco de base para as operações de *hedge* dos preços do boi gordo para o Estado de Goiás, conforme o vencimento do contrato futuro de boi gordo da BM&F.

Em seguida, os preços futuros e a vista foram organizados constituindo-se em séries temporais de preços do boi gordo no mercado futuro na BM&F e no mercado físico para o Estado de Goiás. Posteriormente, as séries temporais foram verificadas quanto ao contexto da estacionariedade por meio do teste da raiz unitária, este utilizado como ferramenta de detecção do nível de estacionariedade das séries. Contudo, destaca-se a utilização das equações (04), (05), (06), (07) e (08) de *Dickey-Fuller* para constatação da estacionariedade, sendo a última equação utilizada para transformação estacionária das séries de preços futuros e a vista do boi gordo:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (04)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (05)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (06)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \delta Y_{t-2} + u_t \quad (07)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^p \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (08)$$

Com objetivo de verificar os resultados das análises de regressão, no quadro 1 são apresentados os testes estatísticos utilizados nesse estudo, os quais são considerados os mais relevantes na análise de séries temporais com base nas premissas de Vogelpang (2005), Alexander (2005), Triola (2005) e Hill, Griffiths e Judge (2001).

Quadro 1 – Principais parâmetros estatísticos das análises de séries temporais

<p>Teste <i>d</i> de Durbin-Watson (<i>Durbin-Watson test</i>)</p>	<p>É um dos mais importantes testes utilizados para avaliação de existência de correlação serial. Se sua estatística <i>d</i> de (DW) for menor que 2, existe evidência de correlação serial positiva. Se for maior que 2, existe evidência de correlação serial negativa. Quando próxima de 2, maior a evidência que não existe correlação serial.</p>
<p>Crítério de Informação de Akaike</p>	<p>O Critério de Informação de Akaike, ou AIC, é um guia para seleção do número de termos de uma equação. Ele está baseado na soma do quadrado dos resíduos, mas coloca penalidade sobre coeficientes excedentes. Sob certas condições, pode-se escolher o tamanho de uma distribuição de defasagens, por exemplo, escolhendo a especificação com mais baixo valor de AIC.</p>
<p>Crítério de Schwarz (<i>Schwarz Criterion</i>)</p>	<p>O critério de informação de Schwarz (CIS) é um critério alternativo ao AIC com basicamente a mesma interpretação, porém com penalidade mais alta para coeficiente extras ou excedentes.</p>

Fonte: Baseado em Vogelpang (2005), Alexander (2005), Triola (2005) e, Hill, Griffiths e Judge (2001).

Ressalta-se também, que são esses parâmetros estatísticos que permitem a conclusão dos testes de raiz unitária após a aplicação dos modelos de regressão de *Dickey-Fuller*. Ou seja: o Teste *d* de *Durbin-Watson* (DW), o Critério de Informação de *Akaike* (CIA) e o Critério de *Schwarz* (CSZ). Sendo ambos definidos respectivamente segundo as equações (09), (10) e (11):

$$d = \frac{\sum_{t=2}^{t=n} (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{t=n} \hat{u}_t^2} \quad (09)$$

$$\ln CIA = \left(\frac{2k}{n} \right) + \ln \left(\frac{SQR}{n} \right) \quad (10)$$

$$\ln CIS = \frac{k}{n} + \ln n + \ln \left(\frac{SQR}{n} \right) \quad (11)$$

Sendo que, tanto para CIA como para CIS, k é o número de regressores (incluindo o intercepto) e n o número de observações (GUJARATI, 2006).

Na seqüência, apresenta-se o processo metodológico para estimação da razão ótima de *hedge* e da efetividade de *hedge*, destacando que essas são ferramentas que tem por objetivo contribuir para proteção contra os riscos de oscilações de preços na comercialização do boi gordo no mercado físico.

Considerando estes aspectos, Hull (2005) apresenta o método de estimação da razão de *hedge* ótima, determinada a partir do modelo de determinação dos preços a vista e futuro, em que o valor de h que minimiza a variância é:

$$h = \rho \frac{\sigma_S}{\sigma_F} \quad (12)$$

Onde: S : mudança no preço a vista, S , durante o período Δ de tempo igual à vida do *hedge*; F : mudança no preço futuro, F , durante um Δ período de tempo igual à vida do *hedge*; σ_s : desvio padrão de ΔS ; σ_f : desvio padrão de ΔF ; ρ : coeficiente de correlação entre ΔS e ΔF ; h : razão ótima de *hedge*.

Portanto, a definição da razão de *hedging* ótima será o produto do coeficiente de correlação (R^2) entre ΔS e ΔF pela razão do desvio padrão de ΔS , e o desvio padrão de ΔF .

Sendo assim, a variância do valor da posição do *hedger* é dependente da razão de *hedging*. Não obstante, caso $\rho = 1$ e $\sigma_f = \sigma_s$, a razão de *hedge* ótima, h , é = 1,0, resultado este que é esperado quando os preços futuros refletem os preços a vista com perfeição. Entretanto, caso $\rho = 1$ e $\sigma_f = 2\sigma_s$, a razão de *hedge* ótima, h , é 0,5; sendo esse resultado

esperado caso a variação do preço futuro seja igual a duas vezes a variação do preço no mercado físico (HULL, 2003).

Após o cálculo da razão de *hedge* ótima, h , estabelecida pelo resultado da razão entre as variações (σ) de ΔS e ΔF , será verificada a proporção da variância eliminada por meio da operação (*hedge*) a partir do cálculo da efetividade de *hedge*, representada por ρ^2 , que como fora fundamentado teoricamente, para Ederington (1979) é estimado a partir do coeficiente de determinação (R^2) e representa a redução do risco de preço com a operação de *hedge*.

Desse modo, a efetividade de *hedge* é apresentada conforme a contextualização do modelo de Hull (2005), na equação:

$$\rho^2 = h^2 \frac{\sigma_F^2}{\sigma_S^2} \quad (13)$$

Reconhecendo as limitações do modelo de estimação da razão de *hedge* ótima apresentada por Hull (2005), que permite que séries de preços não-estacionárias sejam utilizadas, neste estudo, fora utilizado o modelo de Myers e Thompson (1989) a fim de calcular a razão de *hedge* ótima e efetividade de *hedge* após a transformação estacionária da série na primeira diferença, com base na equação:

$$\Delta S_t = \alpha + \delta \Delta F_t + \sum_{i=1}^p \beta \Delta S_{t-i} + \gamma \Delta F_{t-1} + u_t \quad (14)$$

Em seguida, foi aplicado o modelo de Myers e Thompson (1989) com a inserção da variável *dummy*, com objetivo de descobrir se há diferença na razão de *hedge* ótima entre os meses de safra e entressafra. Para isso, foi calculada, com base na equação a seguir, a razão de *hedge* ótima e efetividade de *hedge*:

$$\Delta S_t = \alpha + \delta \Delta F_t + \sum_{i=1}^p \beta \Delta S_{t-i} + \gamma \Delta F_{t-1} + \gamma D_i \Delta F_t + u_t \quad (15)$$

No contexto metodológico, ressalta-se que os cálculos, tabelas e gráficos a serem efetivados neste estudo foram obtidos a partir da utilização dos softwares: *Microsoft Excel* 2007, componente do pacote *Office Professional Edition* 2007 e *EvIEWS* 5.0, componentes

especialmente utilizados com objetivo de efetuar os cálculos matemáticos, estatísticos e econométricos a partir dos dados obtidos, e, também, testar os modelos constituídos com a utilização das expressões, equações ou fórmulas apresentadas, permitindo melhorar a eficiência e precisão na utilização dos dados coletados para composição do estudo.

4 ANÁLISE E RESULTADOS

4.1 Base e Risco de Base

Dando continuidade à discussão sobre a relação de preços da arroba do boi gordo no mercado futuro da BM&F e no mercado a vista no Estado de Goiás, foram calculadas as estatísticas (base média geral e risco de base) voltadas à avaliação qualitativa do comportamento do mercado do boi gordo com vistas às avaliações das operações de *hedge*. Na tabela 1, apresenta-se o valor da base, que é conseguida a partir da equação (01) e corresponde aos valores referentes à diferença entre os preços no mercado físico da arroba do boi gordo no Estado de Goiás e os preços futuros praticados na BM&F que se distinguem ao longo do período em estudo, tendo início em janeiro de 1997 e se estende até o mês de outubro de 2007.

Tabela 1 – Valor da Base (Preço a vista da arroba do Boi Gordo no Estado de Goiás - Preço da arroba do Boi Gordo no Mercado Futuro BM&F) entre os meses de janeiro de 1997 e outubro de 2007

Mês/Ano	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Janeiro	-1,64	-2,64	-3,65	-4,89	-3,03	-3,14	-1,24	-6,35	-5,12	-0,51	-1,99
Fevereiro	-2,21	-2,91	-4,90	-4,95	-3,61	-4,02	-1,95	-5,93	-5,54	-2,43	-2,31
Março	-2,54	-2,94	-4,46	-3,99	-3,12	-3,53	-2,43	-5,58	-4,65	-1,35	-1,59
Abril	-2,53	-3,04	-4,31	-3,39	-3,20	-2,75	-3,00	-5,78	-3,90	-0,43	-1,48
Mai	-2,32	-2,92	-4,01	-3,22	-3,19	-3,03	-2,15	-6,67	-5,88	-0,38	-1,71
Junho	-2,32	-2,66	-4,17	-3,16	-3,09	-2,84	-2,49	-6,84	-5,36	-1,23	-1,99
Julho	-2,34	-2,77	-4,42	-2,76	-3,03	-2,41	-4,33	-5,17	-4,51	-1,53	-1,13
Agosto	-2,06	-2,52	-3,46	-2,87	-3,26	-2,65	-4,78	-4,84	-4,23	-1,93	-3,18
Setembro	-1,45	-2,45	-3,63	-2,52	-2,70	-1,78	-3,96	-5,33	-4,40	-1,83	-3,15
Outubro	-1,58	-1,55	-3,34	-2,84	-2,66	-1,61	-3,85	-5,98	-2,97	-1,56	-4,13
Novembro	-2,14	-1,45	-4,00	-2,92	-2,72	-1,37	-3,08	-4,33	-2,05	-0,86	-
Dezembro	-2,53	-2,26	-4,27	-3,06	-3,33	-2,29	-5,19	-4,72	-1,94	-1,44	-

Fonte: Dados da pesquisa

A média geral dos preços praticados na base (Estado de Goiás) e também a variação dos preços durante o período compreendido entre janeiro de 1997 e outubro de 2007 foram quantificadas respectivamente através do cálculo do valor da base média e do desvio padrão da base, este último, também conhecido por risco de base.

A seguir, no gráfico 1 são apresentados o valor da base média geral e do risco de base, calculados com base nas equações (02) e (03), e também os valores máximos e mínimos dos preços a vista da arroba do boi gordo praticadas no Estado de Goiás em relação aos preços da arroba do boi gordo praticados no mercado futuro da BM&F, entre os meses de janeiro de 1997 e outubro de 2007.

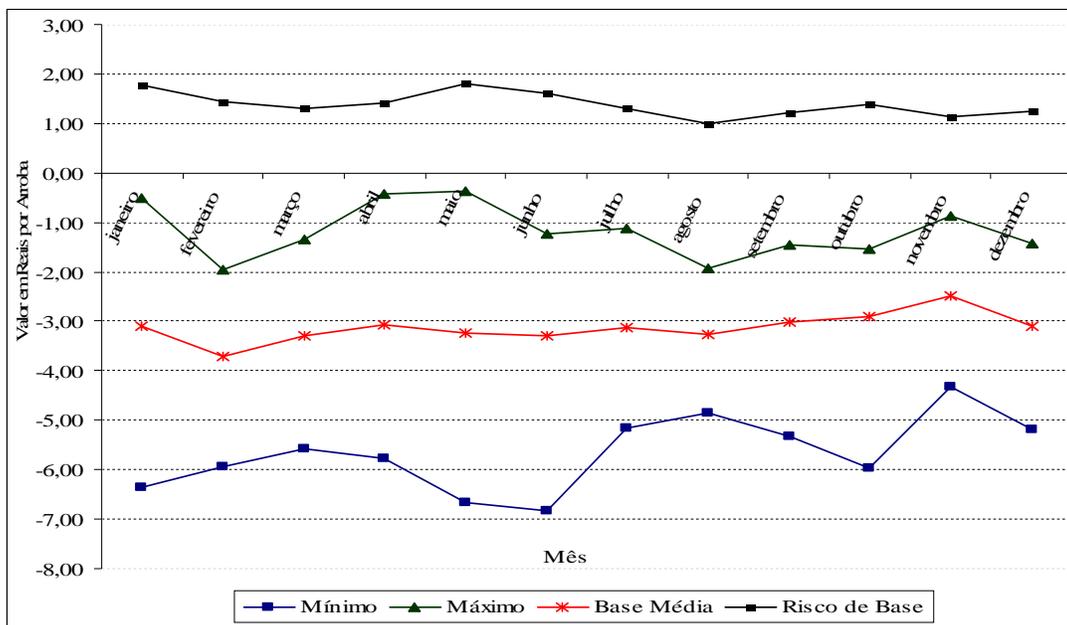


Gráfico 1 – Estatísticas do mercado do boi gordo (Mercado Futuro x Mercado a vista GO) de 1997 e 2007

Fonte: Dados da pesquisa

O gráfico 1 permite compreender melhor o comportamento da base entre os anos de 1997 e 2007 e seus principais parâmetros estatísticos. Assim sendo, observa-se que o valor da base média geral apresenta-se bem próximo a (R\$ -3,00) durante todos os meses do ano, enquanto o risco de base varia entre (R\$ 1,00) e (R\$ 2,00). Por outro lado, ressalta-se que o risco de base é maior entre os meses considerados de safra (dezembro a maio), com destaque para os meses de dezembro e janeiro (início do período de safra) quando a um fortalecimento da base, o que via de regra é bom para quem está vendido e ruim para quem está comprado. Por outro lado, verifica-se que o risco de base é menor entre os meses de

entressafra (junho a novembro), onde observa-se que a base permanece mais constante e relativamente fraca, o que em geral é bom para quem está comprado e ruim para quem está vendido.

Contudo, no gráfico 1, o maior diferencial da base, ou seja, a distância entre o valor mínimo e o valor máximo da base, que corresponde à relação entre o preço a vista da arroba do boi gordo no Estado de Goiás em relação ao preço da arroba do boi gordo no mercado futuro da BM&F, foi identificado no período compreendido entre o fim do período de safra, mais precisamente, abril e maio, e o início do período de entressafra.

Esse fato é um indicativo da determinante incerteza relacionada ao período correspondente ao fim da safra e início da entressafra do boi gordo, já que na observação do comportamento da base, percebe-se que os valores máximos da base são de (R\$ -0,43) e (R\$ -0,38) para abril e maio, e os valores mínimos da base são de (R\$ -5,78), (R\$ -6,67), (R\$ -6,84) e (R\$ -5,17) para abril, maio, junho e julho, o que define o maior risco de base para o período de transição entre safra e entressafra.

Na seqüencia, são apresentadas e analisadas as séries de preços da arroba do boi gordo com objetivo de observar a existência de raiz unitária e, conseqüentemente, observar-se-á se as mesmas são estacionárias ou não.

4.2 Teste de Estacionariedade nas séries de preços da arroba do boi gordo

Dando continuidade ao estudo, ressaltasse as considerações de Gujarati (2006) que afirma que uma série temporal estacionária desenvolve-se estocasticamente no tempo ao redor de uma média constante, o que, reflete o equilíbrio da mesma. Destaca-se também que a utilização de uma série estacionária determina um resultado eficaz nos modelos de previsão realizados a partir da utilização dessas.

Com objetivo de testar a estacionariedade das séries temporais, assim como mensurar a ordem de integração entre os preços futuros da arroba do boi gordo na BM&F e dos preços a vista da arroba do boi gordo no Estado de Goiás, foram aplicados os testes da raiz unitária com objetivo de estimar a estacionariedade das séries a partir da utilização do Teste Aumentado de *Dickey-Fuller* (ADF).

Uma vez que os testes com base nas equações (04), (05), (06) e (07) com a série de preços da arroba do boi gordo no mercado futuro da BM&F e com a série de preços da arroba do boi gordo no Estado de Goiás registraram a presença da raiz unitária, relatou-se

que as séries são não-estacionárias, conforme pode ser visto (anexo) nas tabelas (07, 08, 09, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16).

4.3 Transformação estacionária das séries de preços da arroba do boi gordo à partir do Teste Aumentado de *Dickey-Fuller* – ADF

Devido à maior eficácia ao se trabalhar com séries temporais estacionárias na construção de modelos de previsão é que se buscou transformar a série de preços futuros em uma série estacionária. Para isso, utilizou-se do teste ADF na primeira diferença com base na equação (16) a seguir:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^p \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (08)$$

Conforme a tabela 2, o valor calculado da estatística (τ) do teste ADF ($\tau = -8,495446$) se apresenta menor que os valores tabelados τ^* críticos ao nível de 1%, 5% e 10%; com valor da estatística d de DW muito próximo a 2,0. Dessa forma, rejeita-se de forma conclusiva a hipótese nula e define-se que a série não possui raiz unitária na primeira diferença, assim como não apresenta problema de autocorrelação. Conclui-se, portanto, que a transformação (primeira diferença) foi suficiente para determinar que a série se tornasse estacionária na primeira diferença.

Tabela 2 – Teste Aumentado de *Dickey-Fuller*: com constante e com tendência (Passeio Aleatório) na primeira diferença, aplicado à série de preços futuros da arroba do boi gordo na BM&F

Hipótese nula: série de preços futuros não possui raiz unitária na primeira diferença			
Defasagem: 0 (automático baseado em CIS, MAXLAG=0) D(MF)			
		Estatística-t	Prob.*
Estatística Teste de Dickey-Fuller Aumentado		-8.495446	0.0000
Valores críticos do teste	1% nível	-2.583153	
	5% nível	-1.943344	
	10% nível	-1.615062	
R ²	0.362340 Variável Dependente Média		0.012734
R ² Ajustado	0.362340 D.P da Variável Dependente		2.180507
S.E. de regressão	1.741213 Critério Inform. de Akaike		3.954823
Soma dos quad. dos resid.	385.0417 Critério de Schwarz		3.977105
Log verossimilhança	-252.1087 Estat. de Durbin-Watson		1.926878

Fonte: Dados da Pesquisa

Seguindo o princípio da eficácia na construção de modelos de previsão é que se definiu por transformar a série de preços a vista do boi gordo no Estado de Goiás em uma série estacionária. Por esta razão, utilizou-se do Teste Aumentado de *Dickey-Fuller* – ADF na primeira diferença com base na equação (08).

Conforme a tabela 3, o valor calculado da estatística (τ) do teste ADF ($\tau = -8,577400$) apresenta-se menor que os valores tabelados τ^* críticos ao nível de 1%, 5% e 10%, com valor da estatística d de DW muito próximo a 2,0. Assim sendo, rejeita-se de forma conclusiva a hipótese nula e se define que a série não possui raiz unitária na primeira diferença, assim como não apresenta problema de autocorrelação. Concluindo, portanto, que a transformação (primeira diferença) foi suficiente para determinar que a série tornou-se estacionária na primeira diferença.

Tabela 3 – Teste Aumentado de *Dickey-Fuller*: com constante e com tendência (Passeio Aleatório) na primeira diferença, aplicado à série de preços a vista da arroba do boi gordo no Estado de Goiás

Hipótese nula: série de preços a vista não possui raiz unitária na primeira diferença			
Teste <i>Dickey-Fuller</i> : sem constante e sem tendência (Passeio Aleatório)			
Defasagem: 0 (automático baseado em CIS, MAXLAG=0) D(SPT)			
		Estatística-t	Prob.*
Estatística Teste de Dickey-Fuller Aumentado		-8,577400	0,0000
Valores críticos do teste	1% nível	-2,583153	
	5% nível	-1,943344	
	10% nível	-1,615062	
R ²	0,366799	Variável Dependente Média	0,009523
R ² Ajustado	0,366799	D.P da Variável Dependente	2,258516
S.E. de regressão	1,797190	Critério Inform. de Akaike	4,018108
Soma dos quad. dos resid.	410,1963	Critério de Schwarz	4,040389
Log verossimilhança	-256,1589	Estat. de Durbin-Watson	1,909354

Fonte: Dados da Pesquisa

4.4 Aplicação de modelos e análise das operações de *hedge* do boi gordo no mercado futuro da BM&F para o Estado de Goiás

Aplicados os testes de raiz unitária às séries de preços da arroba do boi gordo no mercado futuro da BM&F e no mercado a vista do Estado de Goiás, este estudo tem

continuidade com a mensuração da razão de *hedge* ótima e da efetividade de *hedge*, além de posterior análise dos resultados, tendo como orientação a hipótese da eficiência da utilização do mercado futuro no gerenciamento de risco. O primeiro modelo proposto para cálculo da razão de *hedge* ótima tem como base a equação (12).

Após a aplicação da equação (12), onde o valor de β corresponde à razão de *hedge* (h), obtiveram-se os resultados apresentados na tabela 4. Foram verificados os principais parâmetros estatísticos que se referem à estatística d de *Durbin-Watson* (DW), Critério de Informação de *Akaike* (CIA) e ao Critério de *Schwarz* (CIS), sendo que o primeiro parâmetro deve aproximar-se o máximo possível de 2,0, enquanto os demais, devem apresentar o menor valor possível.

Os resultados obtidos para dez anos foram os que apresentaram resultados mais condizentes a partir da equação (12), sendo a razão ótima de *hedge* ($h^* = 0,955238$) para cada arroba de boi gordo no mercado físico. Destaca-se a razão de *hedge* foi definida com base nas estatísticas: DW=2,102228; CIA=2,141337 e CIS=2,185675.

Tabela 4 – Razão ótima de *hedge* e efetividade de *hedge* da arroba do boi gordo para o Estado de Goiás

Série Temporal	P	h^*	CIA	CIS	DW	R^2	R^2 Ajustado
10 anos	0	0,955238	2,141337	2,185675	2,102228	0,854995	0,853853
5 anos	0	0,971768	2,664687	2,733896	2,261102	0,846293	0,843688
3 anos	0	0,980133	2,714022	2,801099	2,434835	0,875931	0,872386
30 meses	0	0,953693	2,72902	2,820629	2,347741	0,880831	0,876859

Fonte: Dados da Pesquisa

P (defasagens)

Já os resultados referentes ao coeficiente de determinação (R^2) que representam a efetividade do mercado em reduzir o risco, apresentou valores bastante significativos em todos os períodos avaliados, variando da seguinte forma: $0,88 < R^2 < 0,85$, ou seja, a eficiência no gerenciamento do risco da operação utilizando-se da razão ótima de *hedge* $h^* = 0,955238$ varia entre 85% e 88%.

Devido às limitações verificadas no modelo anterior, no que diz respeito à autocorrelação dos resíduos, estimou-se a razão de *hedge* ótima e efetividade de *hedge* com base na equação (14) de Myers e Thompson (1989).

Assim sendo, as regressões do modelo de Myers e Thompson (1989) foram realizadas com a utilização dos preços a vista e futuros. Os resultados das regressões são apresentados na tabela 5, onde se verificou somente os parâmetros estatísticos de maior relevância para esta análise.

Tabela 5 – Razão ótima de *hedge* e efetividade de *hedge* da arroba do boi gordo para o Estado de Goiás

Série Temporal	<i>P</i>	<i>h</i> *	CIA	CIS	DW	<i>R</i> ²	<i>R</i> ² Ajustado
10 anos	4	1,002667	2,169978	2,260019	2,054341	0.858812	0.855341
5 anos	3	1,082713	2,583235	2,721653	1,895950	0.867309	0.860325
3 anos	3	1,113410	2,689962	2,864115	2,026680	0.891291	0.881409
30 meses	3	1,101018	2,703762	2,888793	1,963927	0.901391	0.890434

Fonte: Dados da Pesquisa

P (defasagens)

De acordo com a tabela 5 apresentada, levando em conta que a estatística de DW deve ter valor próximo de 2,0 e que os critérios de CIA e CIS devem ser os menores possíveis, o modelo mais constante é o que apresenta *P*=3 para (3 anos). Destaca-se que o resultado determina que a razão ótima de *hedge* é (*h**=1,113410) para cada arroba de boi gordo no mercado físico, com DW=2,026680; CIA=2,689962 e CIS=2,864115 para três anos. Contudo, a efetividade de *hedge* para três anos foi bastante representativa, mais precisamente *R*²=0,891291 ou seja, a eficiência no gerenciamento do risco da operação utilizando-se da razão ótima de *hedge* *h**=1,113410 é de aproximadamente 89%.

4.5 Razão de *hedge* ótima e efetividade de *hedge* com base nas séries de preços da arroba do boi gordo para safra e entressafra

Com o objetivo de analisar se existe ou não diferença na razão de *hedge* ótima de *hedge* entre os períodos de safra e entressafra, realizou-se a análise da regressão utilizando-se da equação (14) modificada para captar o efeito sazonal. Nesse caso, fora inserido a variável Dummy (D) conforme a equação (15).

Observadas as regressões de Myers e Thompson (1989) modificadas pela utilização da variável *dummy* para safra nos meses de dezembro, janeiro, fevereiro, março, abril e maio e para os meses de entressafra: junho, julho, agosto, setembro, outubro e novembro, são apresentados os resultados obtidos das regressões na tabela 6, com base na equação

(15), seguindo os princípios de decisão pelos principais parâmetros estatísticos para determinação da razão de *hedge* ótima.

Tabela 6 – Razão ótima de *hedge* e efetividade de *hedge* da arroba do boi gordo para o Estado de Goiás para safra e entressafra

Série Temporal	P	h^{*safra}	$h^{*entressafra}$	CIA	CIS	DW	R ²	R ² Ajustado
10 anos	4	0,862910	1,048772	2,153702	2,266253	2,096445	0.863279	0.858760
5 anos	3	1,018251	1,101282	2,610206	2,783228	1,913495	0.868079	0.858656
3 anos	3	1,111622	1,113811	2,744011	2,961703	2,027772	0.891292	0.877703
30 meses	3	1,100057	1,101204	2,768277	2,999565	1,964673	0.901391	0.886220

Fonte: Dados da Pesquisa

P (defasagens)

Os resultados apresentados na tabela 6 determinam que as razões ótimas de *hedge* são as seguintes: $h^{*safra}=1,111622$ e $h^{*entressafra}=1,113811$ para cada arroba de boi gordo no mercado físico, sendo que o modelo mais equilibrado foi obtido com base em três anos, com: DW=2,027772; CIA=2,744011 e CIS=2,961703 para os dois períodos. Desse modo, concluem-se as razões ótimas de *hedge* para safra e entressafra da arroba do boi gordo para o Estado de Goiás.

A efetividade de *hedge* para safra e entressafra observada pelo $R^2=0,891292$ define a mitigação de risco em torno de 89%, com a utilização da razão de *hedge* ótima obtida pela equação (19) e conclui a relevância da utilização do modelo como parâmetro das decisões das operações de *hedge*.

Quanto aos resultados obtidos, a razão de *hedge* foi menor para o modelo obtido pela equação (12) quando ao comparado com os resultados obtidos pelas equações (14) e (15), com exceção do resultado da equação (15) para 10 anos, que foi de 0,86 para cada arroba de boi gordo.

Esses resultados implicam que o modelo conseguido pela aplicação da equação (12) promove menor efetividade no gerenciamento do risco, que foi de 85%. Já os modelos referentes a utilização da equação (14) e (15) promovem maior proteção contra o risco de oscilações de preços, ambos atingindo aproximadamente 89% de efetividade.

5 CONCLUSÕES

Considerando-se os resultados obtidos após o levantamento da série temporal dos preços da arroba do boi gordo no mercado futuro da BM&F e no mercado a vista do Estado de Goiás, seguido da verificação do comportamento de ambos, notou-se uma significativa diferença entre estes durante o período pesquisado. Essa diferença de preços é mais evidente entre os meses de dezembro e maio, período definido como safra. Entretanto, no período de entressafra, que vai de junho a novembro, os preços apresentam uma maior proximidade.

Após o cálculo e apresentação gráfica do valor médio da base e do risco de base, parâmetros estatísticos considerados essenciais para as operações de *hedge*, observou-se que a incerteza quanto ao comportamento dos preços da arroba do boi gordo no Estado de Goiás é maior durante o período de safra, já que entre os meses de dezembro e maio, os preços a vista do boi gordo apresentam maior volatilidade em relação ao valor médio da base.

Por sua vez, o valor da base média varia entre R\$ -3,00 e R\$ -4,00, indicando freqüente enfraquecimento da base, com exceção dos meses de outubro e novembro, observado que estes são considerados os mais críticos do período de entressafra. Essa evidência eleva a tendência de aproximação dos preços futuros e a vista da arroba do boi gordo no Estado de Goiás no período mais crítico da entressafra, ou seja, neste momento, a um significativo fortalecimento da base.

As análises de séries temporais, obtidas a partir da aplicação dos testes de raiz unitária tiveram por objetivo verificar a estacionariedade das séries de preços da arroba do boi gordo no mercado futuro da BM&F e no mercado a vista no Estado de Goiás. Conforme observou-se nessas análises, pode-se inferir que as séries são não-estacionárias. Em seguida, as séries foram submetidas a transformações para se analisar a estacionariedade. Para tanto, utilizou-se do Teste Aumentado de *Dickey-Fuller* – ADF. As séries se mostraram, segundo o teste, estacionárias na primeira diferença.

Na seqüência, o cálculo da razão de *hedge* ótima e efetividade de *hedge*, e, posterior análise dos resultados obtidos, permitiram observar que há semelhança entre estes com o comportamento do risco de base. Isso porque, percebendo-se que a razão de *hedge* ótima tem por finalidade minimizar o risco das oscilações de preços no mercado físico, essa (razão de *hedge* ótima) apresentou resultados bastante significativos para tomada de

decisão nas operações de *hedge*, com uma diferença entre os períodos de safra ($h=1,10$) e entressafra ($h=1,11$), ou seja, para cada arroba de boi gordo produzida na propriedade rural, deve-se vender 1,10 arroba (*safra*), e, 1,11 arroba (*entressafra*), no mercado futuro da BM&F.

Contudo, conclui-se a partir dos resultados referentes à efetividade das operações de *hedge* da arroba do boi gordo para o Estado de Goiás, uma diminuição de aproximadamente 90% do risco referente as oscilações de preços no mercado físico. Assim sendo, este resultado não só é consideravelmente significativo, como também determina a relevância da utilização das operações de *hedge* no mercado futuro da BM&F para o Estado de Goiás, e a utilização do modelo aplicado no estudo como parâmetro para a análise das operações de *hedge*.

Por outro lado, ressalta-se com os resultados obtidos neste estudo, a necessidade da realização de pesquisas que possam contribuir para o gerenciamento de risco na comercialização das *commodities* agropecuárias. Isso porque a existência de outros modelos voltados à análise de operações de *hedge* podem contribuir para a diminuição dos riscos de preços, como por exemplo: Modelo de Auto-Regressão Vetorial (VAR), Modelo de Heterocedasticidade Condicional Auto-Regressiva (ARCH), Modelo de Heterocedasticidade Condicional Auto-Regressiva Generalizada (GARCH), entre outros.

Apesar do apelo intelectual para aplicação de outros modelos, nenhum outro tem se apresentado categoricamente melhor no gerenciamento de risco de preços e na análise das operações de *hedge* na comercialização de *commodities* agropecuárias do que o método aplicado neste estudo, ou seja, o Modelo de Myers e Thompson (1989). Dentre os trabalhos que corroboram com essa conclusão, destacam-se os de: Müller (2007) e, Bittencourt, Silva e Sáfadi (2006).

Desse modo, sugere-se que outros estudos sobre análise de operações de *hedge* na comercialização de importantes *commodities* agropecuárias do Estado de Goiás sejam realizados, como: milho, soja, algodão, bezerro, álcool e açúcar. Com isso, conclui-se a relevância da realização desse e da consecução de futuros trabalhos que tenham por objetivo fundamental mitigar os riscos de preços na comercialização da produção agropecuária.

6 REFERÊNCIAS

- ALEXANDER, C. **Modelos de mercados:** um guia para análise de informações financeiras. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 2005.
- BOLSA DE MERCADORIAS E FUTUROS. **Conheça a BM&F.** São Paulo: BM&F, 2005.
- BITTENCOURT, W. A. ; SILVA, W. S.; SAFÁDI, T. *Hedge* dinâmicos: uma evidência para os contratos futuros brasileiros. **Organizações Rurais e Agroindustriais**, Lavras, v. 8, n. 1, p. 71-78, 2006.
- CASTRO JÚNIOR, Luiz Gonzaga de. **Comercialização de produtos agrícolas no complexo agroindustrial.** 1. ed. Lavras: UFLA/FAEPE, 2001.
- _____. **Impactos da liquidação financeira sobre a eficiência de *hedging* nos contratos futuros das *commodities* boi gordo e soja.** Piracicaba, 1998. 105 p. Tese (doutorado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA. **Agromensal.** Disponível em: <http://www.cepea.esalq.usp.br/boi/> Acessado em: 10 de dezembro de 2007.
- EDERINGTON, L. H. The hedging performance of the new futures markets. **Journal of Finance.** vol.34, n.1, p.157–170, 1979.
- FILENI, Dener Hollanda. **O risco de base, a efetividade do *hedging* e um modelo para estimativa de base:** uma contribuição ao agronegócio do café em Minas Gerais. Lavras, 1999. 137 p. Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Lavras.
- FONTES, Renato E.; CASTRO JÚNIOR, Luiz Gonzaga de.; AZEVEDO, Adriano F. Estratégia de comercialização em mercados derivativos: descobrimento de base e risco de base da cafeicultura em diversas localidades de Minas Gerais e São Paulo. **Revista Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 29, n. 2, p. 382-389, mar/abr. 2005.
- FUTURES INDUSTRY INSTITUTE. **Curso de futuros e opções.** São Paulo: Bolsa de Mercadorias e Futuros, 2002.
- GUJARATI, Damodar N. **Econometria Básica.** 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.
- HARDAKER, J. B.; HUIRNE, R.B.M.; ANDERSON, J. R.; LIEN, G. **Coping with risk in agriculture.** 2. ed. Cambridge: CABI Publishing, 2004.
- HILL, R. Carter.; GRIFFITS, William E.; JUDGE, George G. **Undergraduate Econometrics: Using eviews For.** 2. ed. Danvers: John Wiley & Sons, 2001
- HULL. John C. **Fundamentos dos mercados futuros e de opções.** 4. ed. São Paulo: Bolsa de Mercadorias e Futuros, 2005.

_____. **Opções, futuros e outros derivativos**. 3. ed. São Paulo: Bolsa de Mercadorias e Futuros, 2003.

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

MARTINS, A. G.; AGUIAR, D. R. D. Efetividade do *hedge* de soja em grão brasileira com contratos futuros de diferentes vencimentos na Chicago Board of Trade. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa - MG, v. 2, n. 4, p. 449-471, 2004.

MYERS, R. J.; THOMPSON, S. R. Generalized optimal *hedge* ratio estimation. **American Journal of Agricultural Economics**. vol. 71, n.4, p. 858-868, 1989.

MÜLLER, C. A. S. **Análise da efetividade das estratégias estáticas e dinâmicas de *hedge* para o mercado brasileiro de café arábica**. 2007. 132 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG. 2007.

NOGUEIRA, F. T. P.; AGUIAR, D. R. D.; LIMA, J. E.. Efetividade do *hedge* no Mercado brasileiro de café arábica. **Resenha BM&F**, São Paulo, v. 150, p. 78-88, 2002.

TRIOLA, Mário F. **Introdução à estatística**. 9. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2005.

VOGELVANG, Ben. **Econometrics: theory and applications with eviews**. London: Prentice Hall, 2005.

ANEXOS

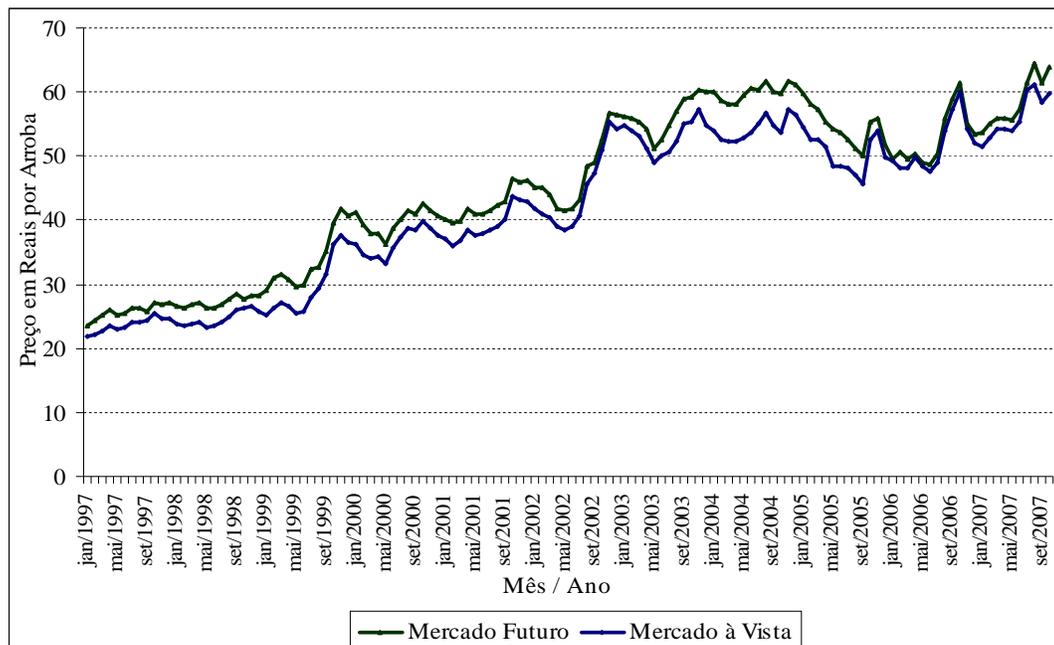


Gráfico 2 – Séries de Preços Futuros do Boi Gordo no Mercado Futuro da BM&F e Preços a vista do Boi Gordo para o Estado de Goiás entre Janeiro de 1997 e Outubro de 2007

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela 7 – Teste de *Dickey-Fuller*: sem constante e sem tendência (*Passeio Aleatório*) aplicado à série de preços futuros da arroba do boi gordo na BM&F

Hipótese nula: série de preços futuros possui uma raiz unitária (MF)		Defasagem: 0 (automático baseado em CIS, MAXLAG=0)	
		Estatística-t	Prob.*
Estatística Teste de Dickey-Fuller Aumentado		1.647201	0.9755
Valores críticos do teste	1% nível	-2.583011	
	5% nível	-1.943324	
	10% nível	-1.615075	
R ²	-0.009842 Variável Dependente Média		0.312326
R ² Ajustado	-0.009842 D.P da Variável Dependente		1.773713
S.E. de regressão	1.782421 Critério Inform. de Akaike		4.001543
Soma dos quad. dos resid.	406.6590 Critério de Schwarz		4.023713
Log verossimilhança	-257.0996 Estat. de Durbin-Watson		1.493128

Fonte: Dados da Pesquisa

Tabela 8 – Teste de *Dickey-Fuller*: com constante e sem tendência (Passeio Aleatório com Deslocamento) aplicado à série de preços futuros da arroba do boi gordo na BM&F

Hipótese nula: série de preços futuros possui uma raiz unitária		(MF)	
Defasagem: 0 (automático baseado em CIS, MAXLAG=0)			
		Estatística-t	Prob.*
Estatística Teste de Dickey-Fuller Aumentado		-1.057453	0.7310
Valores críticos do teste	1% nível	-3.481623	
	5% nível	-2.883930	
	10% nível	-2.578788	
R ²	0.008728 Variável Dependente Média		0.312326
R ² Ajustado	0.000923 D.P da Variável Dependente		1.773713
S.E. de regressão	1.772895 Critério Inform. de Akaike		3.998487
Soma dos quad. dos resid.	399.1808 Critério de Schwarz		4.042825
Log verossimilhança	-255.9024 Estatística-F		1.118207
Est. de Durbin-Watson	1.492526 Prob. (Estatística-F)		0.292312

Fonte: Dados da Pesquisa

Tabela 9 – Teste Aumentado de *Dickey-Fuller*: com constante e com tendência (Passeio Aleatório com Deslocamento e com Tendência Determinística) aplicado à série de preços futuros da arroba do boi gordo na BM&F

Hipótese nula: série de preços futuros possui uma raiz unitária		(MF)	
Defasagem: 0 (automático baseado em CIS, MAXLAG=0)			
		Estatística-t	Prob.*
Estatística Teste de Dickey-Fuller Aumentado		-2.013409	0.5882
Valores críticos do teste	1% nível	-4.030729	
	5% nível	-3.445030	
	10% nível	-3.147382	
R ²	0.031618 Variável Dependente Média		0.312326
R ² Ajustado	0.016247 D.P da Variável Dependente		1.773713
S.E. de regressão	1.759246 Critério Inform. de Akaike		3.990628
Soma dos quad. dos resid.	389.9631 Critério de Schwarz		4.057136
Log verossimilhança	-254.3955 Estatística-F		2.056972
Est. de Durbin-Watson	1.457954 Prob. (Estatística-F)		0.132112

Fonte: Dados da Pesquisa

Tabela 10 – Teste Aumentado de *Dickey-Fuller*: com constante e com tendência (Passeio Aleatório com Deslocamento e com Tendência Determinística) com defasagem = 1 aplicado à série de preços futuros da arroba do boi gordo na BM&F

Hipótese nula: série de preços futuros possui uma raiz unitária		(MF)	
Defasagem: 1 (automático baseado em CIS, MAXLAG=1)			
		Estatística-t	Prob.*
Estatística Teste de Dickey-Fuller Aumentado		-2.615162	0.2744
Valores críticos do teste	1% nível	-4.031309	
	5% nível	-3.445308	
	10% nível	-3.147545	
R ²	0.109627 Variável Dependente Média		0.308594
R ² Ajustado	0.088086 D.P da Variável Dependente		1.780174
S.E. de regressão	1.699963 Critério Inform. de Akaike		3.929841
Soma dos quad. dos resid.	358.3443 Critério de Schwarz		4.018967
Log verossimilhança	-247.5098 Estatística-F		5.089176
Est. de Durbin-Watson	1.941866 Prob. (Estatística-F)		0.002346

Fonte: Dados da Pesquisa

Tabela 11 – Teste Aumentado de *Dickey-Fuller*: com constante e com tendência (Passeio Aleatório) na primeira diferença, aplicado à série de preços futuros da arroba do boi gordo na BM&F

Hipótese nula: série de preços futuros não possui raiz unitária na primeira diferença D(MF)			
Defasagem: 0 (automático baseado em CIS, MAXLAG=0)			
		Estatística-t	Prob.*
Estatística Teste de Dickey-Fuller Aumentado		-8.495446	0.0000
Valores críticos do teste	1% nível	-2.583153	
	5% nível	-1.943344	
	10% nível	-1.615062	
R ²	0.362340 Variável Dependente Média		0.012734
R ² Ajustado	0.362340 D.P da Variável Dependente		2.180507
S.E. de regressão	1.741213 Critério Inform. de Akaike		3.954823
Soma dos quad. dos resid.	385.0417 Critério de Schwarz		3.977105
Log verossimilhança	-252.1087 Estat. de Durbin-Watson		1.926878

Fonte: Dados da Pesquisa

Tabela 12 – Teste de *Dickey-Fuller*: sem constante e sem tendência (Passeio Aleatório) aplicado à série de preços a vista da arroba do boi gordo no Estado de Goiás

Hipótese nula: série de preços a vista possui uma raiz unitária		(SPT)	
Defasagem: 0 (automático baseado em CIS, MAXLAG=0)			
		Estatística-t	Prob.*
Estatística Teste de Dickey-Fuller Aumentado		1.454108	0.9635
Valores críticos do teste	1% nível	-2.583011	
	5% nível	-1.943324	
	10% nível	-1.615075	
R ²	-0.009098 Variável Dependente Média		0.292992
R ² Ajustado	-0.009098 D.P da Variável Dependente		1.832371
S.E. de regressão	1.840687 Critério Inform. de Akaike		4.065877
Soma dos quad. dos resid.	433.6805 Critério de Schwarz		4.088046
Log verossimilhança	-261.2490 Estat. de Durbin-Watson		1.501889

Fonte: Dados da Pesquisa

Tabela 13 – Teste *Dickey-Fuller*: com constante e sem tendência (Passeio Aleatório com Deslocamento) aplicado à série de preços a vista da arroba do boi gordo no Estado de Goiás

Hipótese nula: série de preços a vista possui uma raiz unitária		(SPT)	
Defasagem: 0 (automático baseado em CIS, MAXLAG=0)			
		Estatística-t	Prob.*
Estatística Teste de Dickey-Fuller Aumentado		-1.046147	0.7352
Valores críticos do teste	1% nível	-3.481623	
	5% nível	-2.883930	
	10% nível	-2.578788	
R ²	0.008544 Variável Dependente Média		0.292992
R ² Ajustado	0.000737 D.P da Variável Dependente		1.832371
S.E. de regressão	1.831695 Critério Inform. de Akaike		4.063743
Soma dos quad. dos resid.	426.0986 Critério de Schwarz		4.108081
Log verossimilhança	-260.1114 Estatística-F		1.094424
Est. de Durbin-Watson	1.499066 Prob. (Estatística-F)		0.297480

Fonte: Dados da Pesquisa

Tabela 14 – Teste Aumentado de *Dickey-Fuller*: com constante e com tendência (Passeio Aleatório com Deslocamento e com Tendência Determinística) aplicado a série de preços a vista da arroba do boi gordo no Estado de Goiás

Hipótese nula: série de preços a vista possui uma raiz unitária		(SPT)	
Defasagem: 0 (automático baseado em CIS, MAXLAG=0)			
		Estatística-t	Prob.*
Estatística Teste de Dickey-Fuller Aumentado		-2.312621	0.4238
Valores críticos do teste	1% nível	-4.030729	
	5% nível	-3.445030	
	10% nível	-3.147382	
R ²	0.040998 Variável Dependente Média		0.292992
R ² Ajustado	0.025776 D.P da Variável Dependente		1.832371
S.E. de regressão	1.808601 Critério Inform. de Akaike		4.045966
Soma dos quad. dos resid.	412.1509 Critério de Schwarz		4.112473
Log verossimilhança	-257.9648 Estatística-F		2.693281
Est. de Durbin-Watson	1.450814 Prob. (Estatística-F)		0.071554

Fonte: Dados da Pesquisa

Tabela 15 – Teste Aumentado de *Dickey-Fuller*: c/ constante e c/ tendência (Passeio Aleatório com Deslocamento e com Tendência Determinística) com defasagem=1 aplicado à série de preços a vista da arroba do boi gordo no Estado de Goiás

Hipótese nula: série de preços a vista possui uma raiz unitária		(SPT)	
Defasagem: 1 (automático baseado em CIS, MAXLAG=1)			
		Estatística-t	Prob.*
Estatística Teste de Dickey-Fuller Aumentado		-3.065884	0.1191
Valores críticos do teste	1% nível	-4.031309	
	5% nível	-3.445308	
	10% nível	-3.147545	
R ²	0.126453 Variável Dependente Média		0.293562
R ² Ajustado	0.105319 D.P da Variável Dependente		1.839559
S.E. de regressão	1.739994 Critério Inform. de Akaike		3.976392
Soma dos quad. dos resid.	375.4200 Critério de Schwarz		4.065518
Log verossimilhança	-250.4891 Estatística-F		5.983347
Est. de Durbin-Watson	1.927253 Prob. (Estatística-F)		0.000766

Fonte: Dados da Pesquisa

Tabela 16 – Teste Aumentado de *Dickey-Fuller*: com constante e com tendência (Passeio Aleatório) na primeira diferença, aplicado à série de preços a vista da arroba do boi gordo no Estado de Goiás

		Estatística-t	Prob.*
Hipótese nula: série de preços a vista não possui raiz unitária na primeira diferença D(SPT)			
Teste <i>Dickey-Fuller</i> : sem constante e sem tendência (Passeio Aleatório)			
Defasagem: 0 (automático baseado em CIS, MAXLAG=0)			
Estatística Teste de Dickey-Fuller Aumentado		-8.577400	0.0000
Valores críticos do teste	1% nível	-2.583153	
	5% nível	-1.943344	
	10% nível	-1.615062	
R ²	0.366799 Variável Dependente Média		0.009523
R ² Ajustado	0.366799 D.P da Variável Dependente		2.258516
S.E. de regressão	1.797190 Critério Inform. de Akaike		4.018108
Soma dos quad. dos resid.	410.1963 Critério de Schwarz		4.040389
Log verossimilhança	-256.1589 Estat. de Durbin-Watson		1.909354

Fonte: Dados da Pesquisa