



Efetividade de *hedge* e razão ótima de *hedge* para cultura do milho no estado de Goiás

**Odilon José de Oliveira Neto¹
Reginaldo Santana Figueiredo²
André Grossi Machado³**

Resumo

Este estudo tem como objetivo analisar as operações de *hedge* do milho no mercado futuro da BM&F para o Estado de Goiás e definir a razão ótima de *hedge* desta operação e sua respectiva efetividade. As séries temporais utilizadas de preços futuros e a vista são referentes ao período de maio de 2002 a outubro de 2006 e foram obtidas junto ao Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. Aplicando o teste da raiz unitária, inferiu-se que ambas as séries são estacionárias na primeira defasagem ($P=1$). Como resultado, observou-se que a efetividade das operações de *hedge* do milho para o Estado de Goiás diminui o risco em aproximadamente 70%. Esse resultado determina a

Recebimento: 3/2/2009 • Aceite: 27/3/2009

¹ Professor de Finanças do Curso de Administração da Universidade Federal de Uberlândia – UFU (Faculdade de Ciências Integradas do Pontal). Mestre em Agronegócio pela Universidade Federal de Goiás – UFG; e Especialista em Gestão de Derivativos: Mercado Futuro e de Opções pela Universidade Federal de Lavras – UFLA. End: Universidade Federal de Uberlândia. Rua José João Dib, 2545 Progresso 38304-248 - Ituiutaba, MG – Brasil. E-mail: professorodilon@yahoo.com.br.

² Phd. em Modelagem e Simulação pela Universidade do Texas (Texas A&M); Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio de Janeiro - UFRJ e Professor do Programa de Pós-Graduação em Agronegócio (Mestrado) da Universidade Federal de Goiás – UFG. End: Universidade Federal de Goiás, Escola de Agronomia. Rodovia Goiânia - Nova Veneza, km Zero, CEP: 74001-970. Caixa-Postal: 131. Goiânia – GO. E-mail: santanarf@uol.com.br

³ Mestre em Agronegócio - Universidade Federal de Goiás e Professor do Curso de Administração da Faculdade Alfredo Nasser – UNIFAN. E-mail: agrossim@yahoo.com.br.

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) aplicado no estudo como parâmetro para a análise das operações de *hedge*.

Palavras-Chaves: *Hedge*, Mercado futuro, Milho.

Effectiveness of hedge and optimal hedge ratio for culture of the corn in the state of Goiás

Abstract

This study has as objective analyzes the operations of hedge of the corn in the future market of BM&F for the State of Goiás and to define the optimal hedge ratio of this operation and its respective effectiveness. The used time series of future prices and spot prices are regarding the period of May from 2002 to October of 2006 was obtained from the Center for Advanced Studies in Applied Economics. Applying the unitary root test, it was inferred that both series are stationary in the first discrepancy ($P=1$). As result, was observed that the effectiveness of the operations of hedge of the corn for the State of Goiás reduces the risk in approximately 70%. That result determines the relevance of the use of the hedge operations in the future market of BM&F for the State of Goiás, and the use of the model (Myers and Thompson, 1989) applied in the study as parameter for the analysis of the hedge operations.

Keywords: Hedge, Future market, Corn.

1. Introdução

Tendo em vista a dificuldade dos produtores de milho em lidar com cenários incertos de formação de preços no mercado físico nas regiões onde são produzidos e comercializados sua produção, 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.

Assim sendo, o gerenciamento de risco na agricultura, 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 agrícola 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 revelam a relevância da utilização das operações de *hedge* em mercados futuros.

Considerando os riscos envolvidos na produção e comercialização de produtos agrícolas, que vão desde as características técnicas de cada cultura (solo, clima, produtividade, etc.), passando por outros como: qualidade da produção, logística, riscos de desempenho (pragas, doenças, etc.), exposição ao mercado físico (a vista) e variação da base, é que se revela a importância deste estudo.

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

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

Para se alcançar o objetivo proposto no estudo fora necessário perpassar pelas seguintes etapas de trabalho: levantar a série temporal do preço do milho 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 milho do Estado de Goiás nos meses de vencimento dos contratos futuros de milho na BM&F; analisar as séries temporais dos preços a vista e futuro do milho; analisar o risco

de base do *hedge* dos preços do milho na BM&F e calcular a razão ótima de *hedge* desta operação e sua respectiva efetividade.

Diante dos objetivos propostos esse estudo se justifica 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. Hedge em mercados futuros

A definição de *hedge* 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*, ou seja, 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 (FUTURES INDUSTRY INSTITUTE, 2002).

Visando uma melhor compreensão das operações de *hedge* com futuros, Hull (2003) destaca que, quando esta é a compra de um determinado ativo para data futura, também pode-se realizar o *hedge*. Isso é possível, desde que seja tomada uma posição comprada no mercado futuro. Essa operação é conhecida como *hedge* de compra, ou melhor, parte da compra de contratos futuros opostos a uma posição no mercado físico objetivando diminuir o risco com a alavancagem dos preços da *commodity* negociada.

2.1 Razão de hedge ótima

Segundo Hull (2003), a razão de *hedge* ótima ou razão de mínima variância 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.

Dessa forma, apresenta-se:

ΔS : mudança no preço a vista, S, durante o período de tempo igual à vida do *hedge*; ΔF : mudança no preço futuro, F, durante um

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 de *hedge* ótima.

Caso o *hedger* estiver comprado o produto e vendido em futuros, a mudança no valor da posição durante a vida do *hedge* será:

$$\Delta S - h\Delta F \quad (1)$$

Ao contrário, para um *hedge* de compra, o resultado será obtido por:

$$h\Delta F - \Delta S \quad (2)$$

Assim sendo, em qualquer uma das situações, a variância (v) da mudança no valor da posição *hedgeada* é dada pela expressão:

$$v = \sigma_s^2 + h^2 \sigma_f^2 - 2h\rho\sigma_s\sigma_f \quad (3)$$

De modo que:

$$\frac{\partial v}{\partial h} = 2h\sigma_f^2 - 2\rho\sigma_s\sigma_f \quad (4)$$

Tornando isso igual a zero e observando que $\partial^2 v / \partial h^2$ é positivo, verifica-se que o valor de h que minimiza a variância é:

$$h = \rho \frac{\sigma_s}{\sigma_f} \quad (5)$$

Dessa maneira, a razão de *hedge* ótima é o produto do coeficiente de correlação 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* depende da razão de *hedge*.

Portanto, se $\rho = 1$ e $\sigma_f = \sigma_s$, a razão de *hedge* ótima, h , é igual 1,0. Tal resultado é esperado nos casos em que o preço futuro reflete o preço a vista (*spot*) com perfeição. Se $\rho = 1$ e $\sigma_f = 2\sigma_s$, a razão ótima de *hedge*, h , é 0,5; sendo este resultado esperado caso a variação do preço futuro seja igual a duas vezes a variação do preço no mercado físico (HULL, 2003).

2.2 Efetividade do hedge

Para Fileni (1999), a efetividade do *hedge* pode ser descrita como a redução percentual da variância do retorno a partir da decisão de *hedging*, 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*.

Nesse sentido, as medidas de efetividade consideradas atualmente aplicam-se a um período de tempo determinado de duração do *hedge*. Porém, a restrição dos modelos 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).

Hull (2005) apresenta a razão, h , e define que esta é a inclinação que melhor se ajusta à regressão de ΔS contra ΔF . Contudo, esse argumento é bastante razoável, já que se estabeleceu h , como sendo o resultado da razão entre as variações de ΔS e ΔF . No entanto, verifica-se que estabelecida a proporção da variância que é eliminada por meio do *hedge*, chega-se ao que é conhecido como sendo a *efetividade de hedge*, representada por ρ^2 , que é conseguida a partir da equação:

$$\rho^2 = h^2 \frac{\sigma_F^2}{\sigma_S^2} \quad (6)$$

Sendo os parâmetros ρ , σ_f e σ_s em geral estimados a partir de dados históricos de ΔS e ΔF , onde a hipotética implícita é que o futuro terá padrão de comportamento isonômico ao passado. Assim sendo, ao escolher determinado número de intervalos de tempo iguais, entretanto, não coincidentes, deve-se observar os valores de ΔS e ΔF em cada um deles. Isso porque, idealmente, cada intervalo de tempo deve ser o mesmo período para o qual se deseja efetivar o *hedge*. Percebe-se também, que, na prática, este processo é limitante do número de observações que geralmente estão disponíveis, obrigando a decisão pela utilização de intervalos de tempo menores (HULL, 2005).

Martins e Aguiar (2004) contribuem com a afirmativa da equação que resulta na efetividade de *hedge*, ao demonstrar que, uma vez utilizada a razão ótima de *hedge*, esta é o quadrado da correlação linear (R^2) entre as mudanças no preço a vista e futuro, conforme pode ser visualizado nas fórmulas (7) e (8):

$$e = 1 - \frac{\sigma_s^2(1 - \rho^2)}{\sigma_s^2} = \rho^2 \quad (7)$$

Ou seja:

$$e = \rho^2 \quad (8)$$

Dessa forma, observado que o quadrado da correlação linear entre as mudanças dos preços a vista e futuro varia de zero a um, a efetividade de *hedge*, quando se utiliza a razão ótima de *hedge* ótima, ou de mínima variância, também varia de zero a um ($0 < e < 1$) conforme apresentado anteriormente. Mediante essas afirmações, verifica-se que a efetividade de *hedge* será máxima quando as mudanças nos preços a vista e futuro forem perfeitamente correlacionadas, e serão menores de acordo com que a correlação entre os respectivos preços diminuam.

Buscando demonstrar que o ρ^2 , determina a efetividade do *hedge* e que este, por consequência, reduz o risco de preço, Ederington (1979) afirma que ρ^2 é estimado a partir do coeficiente de determinação, R^2 , destacando que este é conseguido pela utilização dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) da variação dos preços futuros. Nesse caso, a razão de *hedge* ótima corresponde ao resultado do coeficiente angular da equação (9):

$$\Delta S = \alpha + \beta \Delta F + u_t \quad (9)$$

Onde

ΔS : mudança no preço a vista, S, durante o período de tempo igual à vida do *hedge*; ΔF : mudança no preço futuro, F, durante um período de tempo igual à vida do *hedge*; α parâmetro a ser estimado; β : razão de *hedge* ótima (h); u_t : termo de erro.

Posteriormente, Haydu, Myers e Thompson (1988) ampliaram o estudo sobre a razão de *hedge* ótima e efetividade de *hedge*, o que determinou a construção de um modelo generalizado de mensuração, como pode ser observado na equação (10):

$$S_t = \delta \Delta F + \beta X_{t-1} + u_t \quad (10)$$

Sendo: S_t : preço a vista da commodity no momento t ; ΔF : variação do preço futuro da commodity entre os períodos t e $t-1$; X_{t-1} : Matriz (termo constante e preços a vista defasados); β : termo de intercepto; δ : razão de *hedge* ótima (h); u_t : termo de erro.

Myers e Thompson (1989) contribuíram no sentido de tornar os cálculos das razões de *hedge* ótima e efetividade de *hedge* mais concisos. Para isso, ao observar a limitação dos modelos de regressão das séries de preços, visto o fato de que na maioria das vezes, estes permitiam que as definições fossem retiradas de regressões de séries não-estacionárias. Assim sendo, com base na equação (11), conduziram

a transformação das séries em estacionárias na primeira diferença, tornando os resultados das regressões mais eficazes.

$$\Delta S_t = \alpha + \delta \Delta F_t + \sum_{i=1}^p \beta \Delta S_{t-i} + \gamma \Delta F_{t-1} + u_t \quad (11)$$

Contudo, devido às particularidades envolvidas nas atividades agropecuárias, principalmente quanto à diferenciação de preços entre os períodos de safra e entressafra, define-se pela inclusão de um termo (D) denominado (*dummy*), para mensurar diferenças da razão de *hedge* ótima (*h*) para os respectivos períodos, como pode ser observado na equação (12).

$$\Delta S_t = \alpha + \delta \Delta F_t + \sum_{i=1}^p \beta \Delta S_{t-i} + \gamma \Delta F_{t-1} + \gamma D_i \Delta F_t + u_t \quad (12)$$

Sendo: ΔS_t : preço a vista da commodity na primeira diferença no momento t ; δ : razão de *hedge* ótima (*h*); ΔF_t : preço futuro da commodity na primeira diferença; ΔF_{t-i} : preço futuro da commodity no momento $t-i$; ΔS_{t-i} : preço a vista da commodity na primeira diferença no momento $t-i$; D_i : Variável *dummy* de inclinação, para captar diferenças nas razões de *hedge* (*h*) entre períodos de safra e entressafra; u_t : termo de erro.

Definidas razões de *hedge* ótima para os períodos de safra e entressafra, conduz-se a definição de Fileni, Marques e Machado (1999) sobre a efetividade de *hedge*, que segundo estes, no ponto de vista econométrico, é o coeficiente de determinação, R^2 . Assim sendo, é o R^2 , quem descreve a proporção de variação do preço a vista, S_t , que pode ser atribuída à variação de F_t .

Desse modo, conclui-se que, quanto maior a proximidade entre o produto a ser comercializado no mercado físico e o produto especificado no contrato futuro, maior será a correlação entre as mudanças no preço a vista e futuro, e por consequência, a possibilidade de aumentar a efetividade de *hedge*, já que fora utilizado como parâmetro essencial a razão de *hedge* ótima (MARTINS e AGUIAR, 2004).

3. Metodologia

Para consecução desse estudo foram utilizados os preços futuros na BM&F e os preços a vista no mercado físico da saca de 60 kg de milho no Estado de Goiás, entre os meses de outubro de 2002 e maio de 2007, com o objetivo de verificar as diferenças da variância da base (risco de base) no período.

A pesquisa teve como ponto de partida o levantamento de dados 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).

Os preços médios no mercado físico do milho no Estado de Goiás são representados pelos preços de negociação em Rio Verde – GO. Já os dados relacionados às cotações de preços futuros referem-se aos preços para liquidação dos contratos futuros de milho na BM&F (CEPEA, 2006).

No entanto, destaca-se no que se refere aos preços futuros do milho, que o indicador ESALQ/BM&F no ajuste diário dos contratos futuros em aberto se baseiam nos preços em reais por saca de 60 kg de milho praticados na principal praça de comercialização de milho do Estado de São Paulo, mais precisamente: o Município de Campinas (CEPEA, 2006).

De posse dos dados (preços da saca de 60 kg de milho), foi calculada a base média geral e o risco de base para as operações de *hedge* dos preços do milho para o Estado de Goiás, conforme o vencimento do contrato futuro de milho na BM&F.

Castro Júnior (2004) 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, quanto aos valores da base para o período (mês/ano), base média geral e do risco de base, destaca-se que estas foram obtidas utilizando-se as equações e modelos evidenciados no referencial teórico do presente estudo. Entretanto, vale ressaltar que Hull (2005) estabelece que este valor seja conseguido a partir da seguinte operação:

$$b_1 = S_1 - F_1 \quad (13)$$

Onde b_1 é o valor da base, S_1 representa o preço *spot* (a vista) do milho 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, Conduziu-se a solução da média geral dos vencimentos, denominada base média geral, que Fontes, Castro Júnior e Azevedo (2005) apresentam com a expressão:

$$b_{MédiaG} = \frac{1}{n} \sum_n^1 b_{t,T} \quad (14)$$

Segundo a equação (14) 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.

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, calcula-se o risco de base a partir da quantificação do desvio-padrão das bases encontradas, conforme expressão indicada por Fontes, Castro Júnior e Azevedo (2005):

$$Rb = \sqrt{\frac{1}{n-1} (\sum b_{t,T} - b_{MédiaG})^2} \quad (15)$$

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.

Em seguida, os preços futuros e a vista foram organizados constituindo-se em séries temporais de preços do milho 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, utilizado como ferramenta de detecção do nível de estacionariedade das séries. Contudo, destaca-se a utilização das equações (16), (17), (18) e (19) de *Dickey-Fuller* para constatação da estacionariedade das séries de preços futuros e a vista do milho:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (16)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (17)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (18)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \delta Y_{t-2} + u_t \quad (19)$$

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

Quadro 1: Principais parâmetros estatísticos das análises de séries temporais

Teste <i>d</i> de Durbin-Watson (<i>Durbin-Watson test</i>)	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.
Critério de Informação de Akaike	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.
Critério de Schwarz	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.

Fonte: Baseado em Vogelvang (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* (CIS). Sendo ambos definidos respectivamente segundo as equações (20), (21) e (22):

$$d = \frac{\sum_{t=2}^{t=n} (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{t=n} \hat{u}_t^2} \quad (20)$$

$$\ln CIA = \left(\frac{2k}{n}\right) + \ln\left(\frac{SQR}{n}\right) \quad (21)$$

$$\ln CIS = \frac{k}{n} + \ln n + \ln\left(\frac{SQR}{n}\right) \quad (22)$$

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).

Desse modo, diante do processo metodológico descrito, destaca-se que uma vez obtidas as bases mensais, seguidas das médias por período, assim como o risco de base, apresenta-se os resultados da pesquisa, mediante, observação das análises de séries temporais (verificação da estacionariedade) e mensuração e análise da razão ótima de *hedge* e efetividade desta operação (*hedge*) como ferramenta de proteção contra as incertezas e riscos de oscilações de preços na comercialização do milho no mercado físico no Estado de Goiás.

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, conforme pode ser observado a seguir:

ΔS : mudança no preço a vista, S , durante o período de tempo igual à vida do *hedge*; ΔF : mudança no preço futuro, F , durante um 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*.

Assim sendo, verificou-se que o valor de h que minimiza a variância é:

$$h = \rho \frac{\sigma_s}{\sigma_f} \quad (23)$$

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 (24):

$$\rho^2 = h^2 \frac{\sigma_F^2}{\sigma_S^2} \quad (24)$$

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 (25):

$$\Delta S_t = \alpha + \delta \Delta F_t + \sum_{i=1}^p \beta \Delta S_{t-i} + \gamma \Delta F_{t-1} + u_t \quad (25)$$

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 (26), a razão de *hedge* ótima e efetividade de *hedge*:

$$\Delta S_t = \alpha + \delta \Delta F_t + \sum_{i=1}^p \beta \Delta S_{t-i} + \gamma \Delta F_{t-1} + \gamma D_i \Delta F_t + u_t \quad (26)$$

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

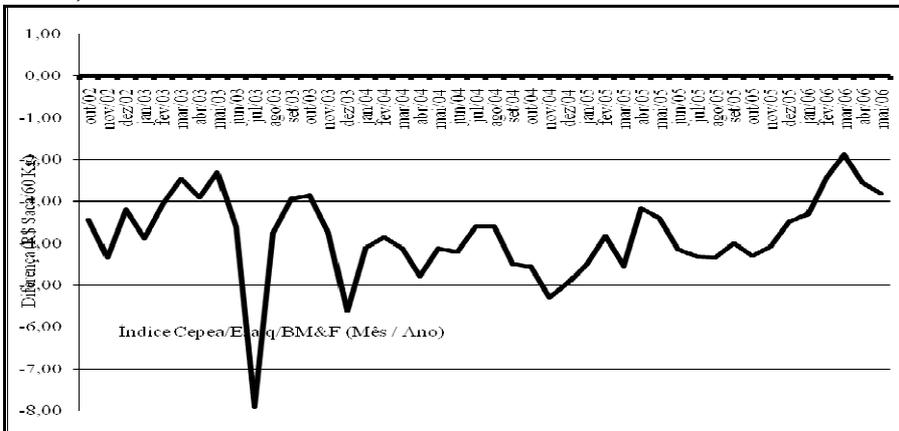
4.1 Base e Risco de Base

Iniciando a discussão sobre a relação de preços da saca de 60 kg de milho 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 milho com vistas às avaliações das operações de *hedge*.

No gráfico 1, apresenta-se o valor da base, que é conseguida a partir da equação (13) e corresponde aos valores referentes à diferença entre os preços no mercado físico da saca de 60 kg de milho no Estado de Goiás e os preços futuros praticados na BM&F que se distinguem ao longo do período em estudo, tendo início em outubro de 2002 e se estende até o mês de maio de 2006.

Gráfico 1: Valor da Base (Preço a vista da saca de 60 kg de milho Estado de Goiás - Preço da saca de 60 kg de milho no Mercado Futuro BM&F) entre os meses de outubro de 2002 e maio de 2006



Fonte: Dados da pesquisa

Conforme pode ser observado no gráfico 1 os preços do milho no Estado de Goiás são caracterizados pelo forte enfraquecimento da base durante todo o período analisado, que vai do mês de outubro de 2002 até maio de 2006, ou seja, a base sempre se encontra negativa, com os preços no mercado físico do milho variando geralmente entre (R\$ -3,00) e (R\$ -5,00) abaixo dos preços praticados no mercado futuro. Raras exceções, como entre os meses de junho e agosto de 2003, onde devido ao fato de uma perspectiva inicial sobrevinda do excesso de oferta de milho oriundo da segunda safra, conhecida também por safrinha, que pressionou os preços locais para baixo, fazendo com que esse chegasse à (R\$ -7,90) do preço futuro dos contratos negociados na BM&F.

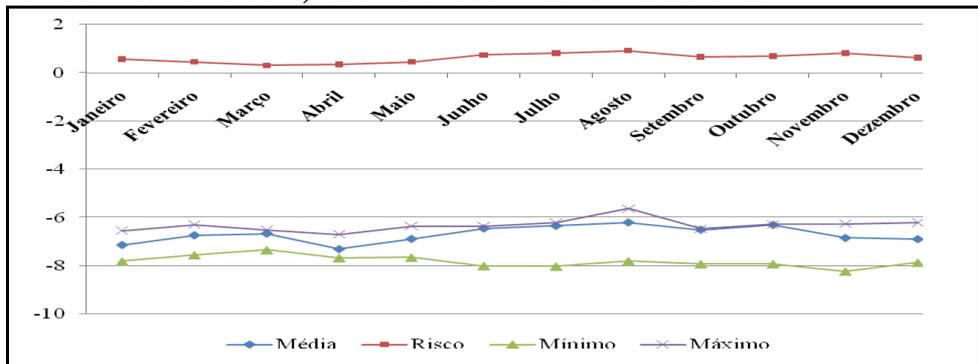
Vale ressaltar que o Estado de Goiás representado pelo município de Rio Verde-GO, naturalmente apresenta uma base fraca, principalmente pela distância desta localidade com a praça de

formação do preço do contrato futuro do milho, ou seja, município de Campinas-SP, o que não impede que esta variação seja muitas vezes, positiva em relação à base média geral, o que ao mesmo tempo insere a heterogeneidade no comportamento do mercado físico e a uma necessidade de utilização de derivativos na proteção contra as incertezas na comercialização do milho.

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 2 são apresentados o valor da base média geral e do risco de base, calculados com base nas equações (14) e (15), e também os valores máximos e mínimos dos preços a vista da saca de 60 kg de milho praticadas no Estado de Goiás em relação aos preços da saca de 60 kg de milho praticados no mercado futuro da BM&F, entre os meses de outubro de 2002 e outubro de 2006.

Gráfico 2: Estatísticas do mercado do Milho (Mercado a vista GO x Mercado Futuro) (diferença máxima, diferença mínima, valor médio da base e risco de base) entre outubro de 2002 e maio de 2006



Fonte: Dados da pesquisa

O gráfico 2 nos permite compreender melhor o comportamento da base entre os anos de 2002 e 2006 e seus principais parâmetros estatísticos. Assim sendo, observa-se que o valor da base média geral apresenta-se bem próximo a (R\$ -6,00) durante todos os meses do ano, enquanto o risco de base varia entre (R\$ 0,32) e (R\$ 0,92). Por outro lado, ressalta-se que o risco de base é maior entre os meses considerados de safra (maio a setembro) e menor, entre os meses de entressafra (outubro a abril).

Contudo, no gráfico 2, 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 saca de 60 kg de milho no Estado de Goiás em relação ao preço da saca de 60 kg de milho no mercado futuro da BM&F, foi identificado no período compreendido entre o fim do período de safra, mais precisamente, outubro, novembro e dezembro, 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 milho, já que na observação do comportamento da base, percebe-se que os valores máximos da base é de (R\$ -5,63) para agosto, e os valor mínimo da base é de (R\$ -8,23) para novembro, o que define o maior risco de base para o período de transição entre safra e entressafra.

No próximo item, serão apresentadas e analisadas as séries de preços da saca de 60 kg de milho para verificação da 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 saca de 60 kg de milho

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 saca de 60 kg de milho na BM&F e dos preços a vista da saca de 60 kg de milho 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 (16), (17) e (18) com a série de preços da saca de 60 kg de milho no mercado futuro da BM&F e com a série de preços da saca de 60 kg de milho no Estado de Goiás até o momento registraram a presença da raiz unitária, relatou-se que as séries são não-estacionárias.

Tendo por objetivo corrigir o problema de autocorrelação serial, referindo-se à série de preços da saca de 60 kg de milho no mercado futuro da BM&F, a série foi testada a partir da inserção de

uma constante e de uma tendência e alterando-se a defasagem (p) da variável independente, seguindo a equação (27):

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \delta Y_{t-2} + u_t \quad (27)$$

Portanto, ao examinar a tabela 1, o valor calculado da estatística (τ) do teste ADF ($\tau=-5,170400$) se apresenta menor que os valores tabelados τ^* críticos ao nível de 1%, 5% e 10%. Desse modo, se rejeita a hipótese nula e se define que a série não possui raiz unitária. Contudo, o resultado também é conclusivo quanto à estatística d de DW que apresenta valor muito próximo a 2,0; apontando que esta não apresenta problema de autocorrelação serial.

Tabela 1: 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 saca de 60 kg de milho na BM&F

Hipótese nula: série de preços futuros possui uma raiz unitária (DMF)				
Defasagem: 1 (automático baseado em CIS, MAXLAG=9)				
		Estatística-t	Prob.*	
Estatística Teste de Dickey-Fuller Aumentado		-5.170400	0.0007	
Valores críticos do teste		-4.198503		
		-3.523623		
		-3.192902		
Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística-t	Prob.
R ²	0.478073	Variável Dependente Média		0.040244
R ² Ajustado	0.435755	D.P da Variável Dependente		1.707903
S.E. de regressão	1.282913	Critério Inform. de Akaike		3.428611
Soma dos quad. dos resid.	60.89702	Critério de Schwarz		3.595789
Log verossimilhança	-66.28653	Estatística-F		11.29705
Est. de Durbin-Watson	1.997537	Prob. (Estatística-F)		0.000021

Fonte: Dados da Pesquisa

Em seguida, tendo por objetivo corrigir o problema de autocorrelação serial, referindo-se à série de preços da saca de 60 kg

de milho no mercado a vista no Estado de Goiás, a série também foi testada a partir da inclusão de uma constante, de uma tendência e alterando-se a defasagem (p) da variável independente, seguindo a equação (27).

Após a inclusão de uma constante, de uma tendência e da alteração da defasagem (ρ), verifica-se o resultado na tabela 2 que o valor calculado da estatística (τ) do teste ADF ($\tau = -5,472786$) se apresenta menor que os valores tabelados τ^* críticos ao nível de 1%, 5% e 10%. Portanto, se rejeita a hipótese nula e se define que a série não possui raiz unitária. Contudo, observado o resultado da estatística d de DW que é igual 2,0, este é conclusivo, apontando que a série não apresenta problema de autocorrelação serial.

Tabela 2: 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 saca de 60 kg de milho no Estado de Goiás

Hipótese nula: série de preços a vista possui uma raiz unitária		D(MSPOT)		
Defasagem: 1 (automático baseado em CIS, MAXLAG=9)				
		Estatística-t	Prob.*	
Estatística Teste de Dickey-Fuller Aumentado		-5.472786	0.0003	
Valores críticos do teste	1% nível	-4.198503		
	5% nível	-3.523623		
	10% nível	-3.192902		
Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística-t	Prob.
R^2	0.460281	Variável Dependente Média		0.005854
R^2 Ajustado	0.416519	D.P da Variável Dependente		1.780529
S.E. de regressão	1.360073	Critério Inform. de Akaike		3.545422
Soma dos quad. dos resid.	68.44258	Critério de Schwarz		3.712600
Log verossimilhança	-68.68115	Estatística-F		10.51804
Est. de Durbin-Watson	2.034056	Prob. (Estatística-F)		0.000038

Fonte: Dados da Pesquisa

4.3 Análise das operações de hedge do milho no mercado futuro da BM&F para o Estado de Goiás

Aplicados os testes de raiz unitária às séries de preços da saca de 60 kg de milho 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.

Historicamente, um dos primeiros modelos propostos para cálculo da razão de *hedge* ótima tem como base a equação (28):

$$\Delta S = \alpha + \beta \Delta F + u_t \quad (28)$$

Após a aplicação da equação (28), onde o valor de β corresponde à razão de *hedge* (h), obtiveram-se os resultados apresentados na tabela 3. 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 36 meses (três anos) foram os que apresentaram resultados mais condizentes a partir da equação (28), sendo a razão ótima de *hedge* ($h^*=0.525538$), com DW=2.212196; CIA=3.107082 e CIS=3.188998.

Tabela 3: Razão ótima de *hedge* e efetividade de *hedge* da saca de 60 kg de milho para o Estado de Goiás

Série Temporal	P	h^*	CIA	CIS	DW	R^2	R^2 Ajustado
44 meses	1	0.751481	3.107082	3.188998	2.212196	0.525538	0.513965
36 meses	1	0.709227	3.251213	3.339186	2.146900	0.380999	0.362793
24 meses	1	0.727743	1.652585	1.750095	1.743486	0.643281	0.627771
12 meses	1	0.734738	1.388352	1.475267	1.360125	0.688276	0.659938

Fonte: Dados da Pesquisa

Já os resultados referentes ao coeficiente de determinação (R^2) que representam a efetividade do mercado em reduzir o risco, apresentou valores pouco significativos para os testes de 36 meses e 44 meses, sendo os resultados respectivamente ($R^2=0,38$) e ($R^2=0,52$). Por outro lado, os valores observados para 24 meses e 12 meses foram significativos, com resultados respectivamente iguais a ($R^2=0,64$) e ($R^2=0,68$).

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 (29) de Myers e Thompson (1989).

$$\Delta S_t = \alpha + \delta \Delta F_t + \sum_{i=1}^p \beta \Delta S_{t-i} + \gamma \Delta F_{t-1} + u_t \quad (29)$$

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 4, onde se verificou somente os parâmetros estatísticos de maior relevância para esta análise.

Tabela 4: Razão ótima de *hedge* e efetividade de *hedge* da saca de 60 kg de milho para o Estado de Goiás

Série Temporal	P	h^*	CIA	CIS	DW	R^2	R^2 Ajustado
44 meses	2	0.930614	2.351076	2.516569	1.559891	0.743292	0.723026
44 meses	3	1.063016	2.995507	3.162685	1.760895	0.522541	0.483828
44 meses	4	0.957495	3.108681	3.277569	1.946982	0.449426	0.403545
44 meses	5	0.959290	3.146571	3.317193	2.066164	0.433641	0.385096
36 meses	5	1.058021	3.172546	3.346700	1.975250	0.445517	0.395110
36 meses	6	1.014270	3.190197	3.364350	2.082170	0.435644	0.384338
36 meses	15	0.886848	1.843396	2.030222	1.916659	0.703393	0.669169
24 meses	5	0.950369	1.639554	1.834574	1.626938	0.699959	0.657096
12 meses	3	0.724744	1.305356	1.479186	1.167436	0.789090	0.718787

Fonte: Dados da Pesquisa

De acordo com a tabela 4 apresentada e levando-se 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 equilibrado é o do teste para 36 meses com $P=15$, o qual determina que a razão ótima de *hedge* ($h^*=0.886848$), com $DW=1.916659$; $CIA=1.843396$; $CIS=2.030222$ e efetividade de *hedge* ($R^2=0,70$). Contudo, os resultados dos testes para 24 meses e 12 meses apresentaram problemas de autocorrelação residual, isso porque os valores da estatística d de DW são distantes de 2,0.

Outros resultados dos testes para 44 meses e 36 meses também se mostraram equilibrados quanto à estatística d de DW e os CIA e CIS. Por outro lado, ressalta-se que esses foram pouco significativos quanto a efetividade de *hedge*, variando da seguinte forma: $0,38 < R^2 < 0,40$.

4.4 Razão de *hedge* ótima e efetividade de *hedge* com base nas séries de preços da saca de 60 kg de milho 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 (29) modificada para captar o efeito sazonal. Nesse caso, fora inserido a variável Dummy (D) conforme a equação (30) a seguir:

$$\Delta S_t = \alpha + \delta \Delta F_t + \sum_{i=1}^p \beta \Delta S_{t-i} + \gamma \Delta F_{t-1} + \gamma D_i \Delta F_t + u_t \quad (30)$$

Observadas as regressões de Myers e Thompson (1989) modificadas pela utilização da variável *dummy* para safra nos meses de maio, junho, julho, agosto, setembro e para os meses de entressafra: outubro, novembro, dezembro, janeiro, fevereiro, março e abril são apresentados os resultados obtidos das regressões na tabela 5, com base na equação (30), seguindo os princípios de decisão pelos principais parâmetros estatísticos para determinação da razão de *hedge* ótima.

Tabela 5: Razão ótima de *hedge* e efetividade de *hedge* da saca de 60 kg de milho para o Estado de Goiás para safra e entressafra (série de preços estacionária na primeira diferença)

Série Temporal	P	h^{*safr}	$h^{*entressafr}$	CIA	CIS	DW	R^2	R^2 Ajustado
44 meses	3	1.132304	0.836277	2.333833	2.540698	1.588137	0.759415	0.733405
44 meses	4	1.203266	1.020923	3.031765	3.240737	1.777696	0.528483	0.476092
44 meses	5	1.078688	0.914975	3.149661	3.360771	1.989659	0.454370	0.392012
44 meses	6	1.009807	0.933764	3.195949	3.409226	2.089772	0.434718	0.368215
44 meses	12	1.143544	0.880755	2.057631	2.284375	1.689489	0.707423	0.665626
44 meses	15	0.850997	0.809764	1.909078	2.142611	1.925654	0.703685	0.656275
36 meses	5	1.086226	0.877115	3.353545	3.580289	2.008929	0.426803	0.344918
24 meses	7	0.882014	0.793281	1.713001	1.956776	1.659844	0.701919	0.642303
12 meses	7	0.768635	0.667562	1.797448	2.014736	1.373521	0.704202	0.556304

Fonte: Dados da Pesquisa

Os resultados que obtiveram maior equilíbrio conforme os principais parâmetros estatísticos apresentados na tabela 5 determinam que as razões ótimas de *hedge* sejam as seguintes: ($h^{*safr}=0.850997$) e ($h^{*entressafr}=0.809764$) com $P=15$ para 44 meses,

com: $DW=1.925654$; $CIA=1.909078$ e $CIS=2.142611$ para o período observado. Desse modo, conclui-se as razões ótimas de *hedge* para safra e entressafra da saca de 60 kg de milho para o Estado de Goiás. A efetividade de *hedge* para safra e entressafra observada pelo $R^2=0,703685$ define a mitigação de risco com a utilização da razão de *hedge* ótima obtida pela equação (30) e conclui a relevância da utilização do modelo como parâmetro das decisões das operações de *hedge*.

5. Conclusões

Considerando-se os resultados obtidos após o levantamento da série temporal dos preços da saca de 60 kg de milho 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 maio a setembro, período definido como safra. Entretanto, no período de entressafra, que vai de outubro a abril, 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 saca de 60 kg de milho no Estado de Goiás é maior durante o período de safra, já que entre os meses de maio a setembro, os preços a vista da saca de 60 kg de milho apresentam maior volatilidade em relação ao valor médio 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 saca de 60 kg de milho 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 inserção de uma constante e uma tendência e alteração da defasagem para se analisar a estacionariedade. Para tanto, utilizou-se do Teste Aumentado de *Dickey-Fuller* – ADF. As séries se mostraram, segundo o teste, estacionárias com a inserção de uma constante de uma tendência e alteração na defasagem ($P=1$).

Na sequência, 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 diferença evidente entre os períodos de safra e entressafra.

Contudo, conclui-se a partir dos resultados referentes à efetividade das operações de *hedge* da saca de 60 kg de milho para o Estado de Goiás, uma diminuição de aproximadamente 70% do risco. 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*.

6. Referências

ALEXANDER, Carol. **Modelos de mercados: um guia para análise de informações financeiras**. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 2005.

CASTRO JÚNIOR, Luiz Gonzaga de. **Mercado futuro e análise de mercado**. 1. ed. Lavras: UFLA/FAEPE, 2004.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA. Disponível em: <http://www.cepea.esalq.usp.br/milho/>
Acessado em: 10 de dezembro de 2006.

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.

_____.; MARQUES.; P. V.; MACHADO, H. M. O risco de base, a efetividade do *hedging* para o agronegócio do café em Minas Gerais. **Organizações Rurais e Agroindustriais: Revista de Administração da UFLA**. Lavras, v. 1, n. 1, p. 42-50, jan/jun. 1999.

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**. 1. ed. São Paulo: Bolsa de Mercadorias e Futuros, 2002.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria Básica**. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HAYDU, John J.; MYERS, Robert J.; THOMPSON Stan R. Forward Contracting in Factor Markets. **Applied Commodity Price Analysis, Forecasting and Market Risk Management**. NCC-134. Saint Louis: 1988. <http://www.farmdoc.uiuc.edu/nccc134/>.

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.

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.

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.