

ANÁLISE DA EFETIVIDADE DE HEDGE DE BOI GORDO COM CONTRATOS DA BM&FBOVESPA: COMPARATIVO ENTRE SÃO PAULO E GOIÁS

Carlos Santos Amorim Neto¹; João Gomes Martines Filho²; Waldemar Antonio da Rocha de Souza

1,2. Universidade de São Paulo, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba – SP – Brazil; 3. Universidade Federal do Amazonas, Manaus – AM – Brasil.

1. amorim.neto@yahoo.com; 2. martines@usp.br; 3. warsouza@gmail.com.

Grupo de Pesquisa: Grupo 1. Comercialização Mercado e Preços

Resumo

Este artigo tem como objetivo avaliar as diferentes taxas de *hedge* ótimo aplicando diferentes abordagens econométricas. As taxas de *hedge* ótimo são calculadas para os pecuaristas das praças de Goiânia, GO e Araçatuba, SP, produtores de carne bovina, com base nos contratos futuros da BM&FBOVESPA. Neste sentido, utilizando-se os contratos com o vencimento mais próximo, ou seja, primeiro vencimento. Estimando-se assim as taxas de *hedge* ótimo para o mercado de boi gordo dessas regiões, comparam-se as efetividades e a diminuição do Value-at-Risk atrelada ao risco de preço.

Palavras-chave: *Hedge*; Boi gordo; *Value-at-Risk*; BM&FBOVESPA.

Abstract

This article aims to evaluate the rate of optimal hedge applying different econometrics approaches. The rates are calculated for optimal hedge of the producers of Goiânia and Araçatuba, beef producer, using futures contracts at **BM&FBOVESPA**. In this way, the contracts with the closest maturity will be used. Thereby estimating rates of optimal hedge for the Brazillian market for live cattle, will be analyzed the different effectiveness and the decreased of the Value-at-Risk pegged to the price risk.

Key words: *Hedge*; Boi gordo; *Value-at-Risk*; BM&FBOVESPA.

1. Introdução

De acordo com apontamentos do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA, 2013), o Brasil é o segundo maior produtor de carne bovina no mundo ficando atrás apenas dos EUA. Em 2013, foram produzidos 9,9 milhões de toneladas diante de 8,9 milhões de toneladas em 2008.

Além de dados produtivos significativos, o Brasil esta como o líder em exportações de carne bovina (USDA, 2013). O Brasil permanece pelo menos desde 2009 como o líder em exportações de carne bovina onde foi responsável por 21,4% de toda a exportação mundial, frente a 21% no ano de 2003, o decréscimo da participação nas exportações mundiais, mesmo que irrisório, deve-se em parte ao crescimento dos mercados na Índia e Austrália .

Diante da relevante importância do Brasil no mercado internacional de carne bovina, deve-se destacar que a produção de carne bovina esta concentrada nos estados do Pará, Minas Gerais, São Paulo, Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás. Segundo informações

do IBGE (2013), desde 1997, estas regiões se destacam como os maiores produtores do país, com participação 70% da produção brasileira desde então.

Os agentes do mercado pecuário em especial estão propensos a altas volatilidades nos preços, muitas vezes estas altas volatilidades incorrem devido a impactos econômicos nos quais são difíceis de prever devido a sua natureza.

Jorion (1999) definiu risco como a volatilidade de resultados inesperados, J.P.Morgan (1995) definiu risco como nível de incerteza dos retornos no futuro. Para o mercado agropecuário vale ressaltar o que para J.P.Morgan (1995) classificou como risco de mercado, que resulta em incertezas nas mudanças das condições do mercado, alguns deles, choques na oferta e na demanda, câmbio, custos de produção.

Assim, com a dinâmica dos preços agropecuários faz-se necessário um estudo aprofundado que quantifique as relações de risco ao produtor de carne bovina e também há a necessidade da utilização de ferramentas para o gerenciamento deste risco, já que o risco esta mudando a cada instante e uma gestão de risco necessita da implementação de estratégias eficientes.

Cria-se a necessidade de um modelo de gerenciamento de risco de mercado com o objetivo em se estimar potenciais perdas no mercado, em função da volatilidade nos preços. Seguindo esta linha O modelo *Value at Risk* (VaR) é uma ferramenta de mensuração de risco, na qual fornece previsões de potenciais perdas no *portfolio* a dado nível de confiança, tem sido uma ferramenta muito difundida, tanto no meio acadêmico como no meio empresarial, de fácil implementação e fácil entendimento.

Manfredo e Leuthold (2001) enfatizam a utilização do VaR como uma ferramenta para o gerenciamento de risco e como um balizador nas decisões do gerenciamento de risco por empresas não financeiras, como por exemplo, agentes do agronegócio. Assim sendo o agente do mercado, antes de decidir suas estratégias para o gerenciamento de risco, estaria verificando o VaR associado à sua carteira, ou no caso do produtor sua posição no mercado físico. Permitindo assim a tomada de estratégias mais eficientes diante a possíveis perdas.

Um dos grandes desafios ao produtor é sobre as estratégias em se tomar para que haja uma gestão eficiente dos riscos de preço, e um instrumento ao alcance do produtor para a administração deste risco é o mercado futuro de boi gordo da BM&FBOVESPA, possibilitando a tomada de decisões mais eficientes de produção e comercialização. Seguindo esta ideia a questão de pesquisa do estudo é avaliar a eficiência econômica das decisões alocativas dos agentes da cadeia de carne bovina nas principais regiões do Brasil com o uso dos mercados futuros.

Assim um papel importante dos contratos futuros é facilitar para os agentes do mercado a realização do *hedge* sobre seus ativos. Com isso vem a necessidade da estimação apropriada da razão de *hedge* a ser utilizada pelo *hedger*, na literatura foram consagrados métodos estáticos como o de variância mínima, proposto inicialmente por Ederington (1979) e VEC (*vector error correction*) proposto por Lien (2004).

No entanto, a dinâmica das variâncias e das covariâncias nas series de preços físico e futuro apresentam heterocedasticidade, como proposto por Baillie e Myers (1991) e Kroner e Sultan (1993). Ao se estimar a razão ótima de *hedge* deve considerar esta condição e utilizar o método bivariado GARCH (*multivariate generalized autoregressive conditional*

heteroskedasticity), no qual gerariam razões de *hedge* mais apropriadas, utilizando variâncias e covariâncias condicionais, gerando uma razão de *hedge* dinâmica.

Com isso, este trabalho tem como objetivo principal:

Mensurar as efetividades de *hedge* geradas para o mercado de boi gordo, utilizando-se das abordagens utilizadas na literatura atualmente. Podendo assim se verificar se um modelo de *hedge* dinâmico, calculado a partir de um ferramental mais complexo, como os modelos GARCH, irá trazer razão de *hedge* mais efetiva para o produtor comparado a razões de *hedge* calculadas através de modelos estáticos.

Como objetivos secundários:

Analisa-se a existência do risco de preços através da mensuração de risco, serão auferidos as estimativas do *Value-at-Risk* para as praças produtoras sem a aplicação de *hedge* e com a aplicação do *hedge*.

Este trabalho analisa a redução do risco decorrente das diferentes estratégias adotadas através das diferentes métodos de estimação da razão ótima de *hedge*, afim de se identificar se o gerenciamento do risco de preço para o mercado brasileiro de carne bovina é eficiente

O trabalho é dividido em cinco seções, na primeira seção foi apresentada a introdução, na segunda seção será apresentado a revisão de literatura, na seguinte será apresentado a metodologia aplicada no trabalho, na quarta seção serão apresentados os resultados e discussões da pesquisa e por últimos as conclusões e considerações finais.

2. Revisão Bibliográfica

Duffie e Pan (1997) discutiram algumas das formas econométricas necessárias para se estimar o modelo VaR, também registraram uma compreensão geral e acessível do mesmo, porém não houve tentativas em se evidenciar empiricamente o modelo.

Manfredo e Leuthold (1999) examinaram a aplicação do VaR nas empresas agropecuárias, destacando sua importância na tomada de decisões de *hedge*, gestão de fluxo de caixa, estabelecendo limites de posição e seleção do *portfolio* global e alocação. Enunciaram as principais vantagens e desvantagens dos modelos de cálculo de VaR, modelo de matriz de variância-covariância, modelo de simulação histórica e modelo de simulação de Monte Carlo.

Sain (2001) examinou a eficiência dos modelos de VaR para o mercado brasileiro de carteiras de renda fixa. Descreveu a importância da mensuração de risco por parte do mercado e as vantagens em se manter este acompanhamento, trazendo às instituições que empregam esta prática vantagens competitivas. Utilizando o método de cálculo do VaR por simulação histórica e pelo RiskMetrics™, observou-se que a hipótese de distribuição normal dos retornos utilizada pelo RiskMetrics™ não se mostrou adequada ao mercado brasileiro, fazendo com que o modelo por simulação histórica obtivesse melhores resultados no back-testing.

Manfredo e Leuthold (2001) sublinharam a importância do VaR como uma ferramenta no gerenciamento de risco e analisaram de forma empírica a performance de

diferentes metodologias para a estimação de potências perdas para o preço da margem do boi magro, *portfolio* formado pelo preço do boi magro, preço do boi gordo e preço do milho. Foram utilizados dados semanais e entre os modelos testados o que gerou melhores estimativas foi o *RiskMetrics*TM com fator de decaimento 0.97 para os três diferentes níveis de confiança (99%, 95% e 90%).

Keynes(1930) e Hicks(1939) foram os precursores da teoria sobre *hedge*, onde inicialmente a ideia do *hedge* submetia a um entendimento de diminuição de risco. Working(1953) introduz a ideia de maximização do lucro ao se introduzir o *hedge* na tomada de decisão dos produtores e dos proprietários de armazéns. Futuramente, Stein(1961) e Johnson(1960) utilizando a teoria do *portfolio* de Markowitz(1959) caracterizam o *hedger* como um maximizador da utilidade esperada dado o *portfolio* composto de posições no mercado spot e mercado futuro.

Ederington (1979) propôs a razão ótima de *hedge* de variância mínima e aplicou de forma empírica no mercado hipotecário norte americano. Utilizando os contratos futuros T-bills (treasury bills), GNMA (Government National Mortgage Association), de milho e trigo para realizar o *hedge* sobre compromissos hipotecários o autor observou que, mesmo os agentes minimizadores de risco puros, contrariando a teoria tradicional de *hedge*, não adotariam a proporção 1:1 na realização do *hedge*. A efetividade do *hedge* foi maior para períodos mais longos (quarto semanas) do que para períodos mais curtos (duas semanas).

Fileni et al. (1999) aplicando a teoria do *hedge* de variância mínima avaliaram a eficiência do *hedge* como redutor dos riscos de preços para o preço do café em quatro regiões do estado de Minas Gerais. A efetividade do *hedge* foi maior em períodos em que o risco de preços e a base eram maiores, sendo que o *hedge* de antecipação apresentando um risco maior ao risco do *hedge* de carregamento. A utilização de contratos futuros para a gestão do risco de preços foi eficiente.

Analogamente Chiodi et al. (2005) aplicando a teoria do *hedge* de variância mínima comparou a efetividade do *hedge* de um contrato futuro nacional de soja com a de um contrato futuro negociado em uma bolsa estrangeira. Registrou resultados divergentes, pois o contrato futuro da BM&FBOVESPA foi mais efetivo para região de Cascavel, PR, enquanto na região de Sorriso, MT, foi mais efetivo o contrato futuro da CBOT, atual CME Group, para a redução do risco do preço da soja.

Myers e Thompson (1989) derivaram uma abordagem generalizada para a estimação da taxa de *hedge* ótimo, tratando as variâncias e covariâncias como condicionais ao modelo e forneceram uma forma direta através de mínimos quadrados ordinários para obtê-la. Aplicaram de forma empírica esta estimação para o milho, soja e trigo, apontando que as regressões em nível e regressões em retornos não eram adequadas na estimação da taxa de *hedge*.

Pinto e Silva (2001) analisaram a eficiência da taxa de *hedge* para o mercado brasileiro de café utilizando contratos futuros de diferentes bolsas de futuros. Utilizaram os contratos futuros das bolsas BM&FBOVESPA, NYBOT e LIFFE na realização do *hedge* para o café dos municípios de Garça, SP, Santos, SP, e Vitória, ES, e identificaram que a bolsa brasileira como a que apresentou as melhores taxas de eficiência de *hedge* seguida pela norte americana e por ultimo a inglesa. Um dos motivos da inglesa ser a pior em eficiência em parte

se deve pelo tipo de grão negociado em seus contratos sendo apenas eficiente para o município de Vitória, ES, que produz o mesmo tipo de café negociado no contrato futuro.

Guimarães (2005) aplicou o modelo de Myers e Thompson(1989) utilizando o modelo de cointegração com o termo de correção de erros, para simular o modelo geral no mercado brasileiro de boi gordo. Identificou as series semanais superiores na estimação da taxa de *hedge* em comparação as series diárias, em parte se deve a diminuição da autocorrelação serial entre as observações, e também examinou as estimativas das razões de *hedge* utilizando regressões simples dos preços em nível e dos preços em primeira diferença, identificando a regressão com preços em primeira diferença com valores mais próximos daqueles obtidos pelo modelo geral.

Baillie e Myers (1991) investigaram para seis commodities a distribuição dos seus preços spot e futuros, e aplicaram os resultados na estimação da taxa de *hedge* ótimo através de modelos GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*). Examinaram a eficiência na diminuição da variância dos retornos de portfolio, para taxa de *hedge* estática calculada através dos mínimos quadrados, e para taxa de *hedge* dinâmica calculada através de modelos GARCH. Observaram que utilizando taxa de *hedge* ótimo estimados por modelos que variam ao longo do tempo obteriam uma maior diminuição na variância do portfolio, mostrando que estimativas que ficam constantes no tempo não sendo tão eficientes quanto às estimativas dinâmicas.

Tanaka (2005) analisou a eficiência da taxa de *hedge* para o mercado cambial utilizando razão de *hedge* modelada através de GARCH bivariado-BEKK-diagonal. A eficiência do *hedge* em se diminuir a variância dos preços foi maior no método dinâmico do que no método estático na qual foi modelado através de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Yang e Allen (2004) estimaram a taxa de *hedge* para o mercado australiano de futuros utilizando quatro modelos diferentes, mínimos quadrados, VAR, VECM e multivariado GARCH, e compararam entre eles suas efetividades de duas maneiras diferentes, risco retorno e pelo método de maximização da utilidade. Quando comparado o risco retorno, a efetividade das taxas de *hedge* gerada através dos modelos que levaram em conta a relação de cointegração entre as variáveis foram mais efetivos, o modelo dinâmico se demonstrou mais efetivo em frente aos modelos estáticos, quando levado em conta a maximização da utilidade o modelo estático gerado através de mínimos quadrados se demonstrou mais eficiente.

3. Dados e Metodologia

3.1 Dados

As amostras dos preços examinados na análise desse trabalho referem-se ao preço de fechamento diário do contrato futuro do Boi Gordo (BM&FBOVESPA, 2014) no mês de vencimento e os preços físicos para as praças de Araçatuba (ARA), SP, e Goiânia (GO), GO. Os preços do mercado futuro são da BM&FBOVESPA e o físico foi coletado pelo terminal da *Bloomberg* e corresponde aos preços Cepea/Esalq. Esses preços estão todos cotados por R\$/arroba.

Com base nos preços diários, criou-se as séries de preços semanais, aonde foram coletados os preços spot e futuro referente a quarta-feira, se o preço da quarta-feira não estiver disponível foi utilizado o dado da terça-feira. As séries de preços abrange o período de 26/01/2001 a 31/01/2014, que totalizam 679 observações semanais.

Vale ressaltar que nos testes quando forem utilizados as séries em logaritmo o nome da variável estará acompanhado do LN. Quando as series estiverem em retorno, transformou-se em logaritmo e depois tirou-se a primeira diferença; para essas series chamaram-se de DLN.

3.2 Análise das estratégias de *hedge*

Objetiva-se nesta subseção a demonstração da metodologia para a estimação da razão de *hedge*. Terá como base a carteira sem *hedge* e será analisada a eficiência de três razões de *hedge* diferentes, modelo de variância mínima, modelo de correção de erros e por ultimo o modelo GARCH-BEKK, verificando qual modelo terá uma maior eficiência na diminuição da variância do *portfolio*.

3.2.1 Modelo de *hedge* ótimo de variância mínima

Assumindo que os preços já estejam na transformação logarítmica o retorno do *portfolio* sendo igual a equação abaixo:

$$E(R_p) = X\{[LNS_t - LNS_{t+1}] - [LNF_t - LNF_{t+1}]\} \quad (1)$$

Supondo que o *hedger* dado uma certa posição no mercado spot e vendido em h no mercado futuro. O seu retorno no *portfolio* apresentaria seguinte estrutura:

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

Em que R_p é o retorno do *portfolio*; $\Delta S = LNS_t - LNS_{t+1}$ e $\Delta F = LNF_t - LNF_{t+1}$.

A variância do retorno desse *portfolio* é:

$$Var(R_p) = \sigma_s^2 + h^2\sigma_f^2 - 2h\sigma_{sf} \quad (3)$$

onde σ_s^2 é variância do retorno spot; σ_f^2 é variância do retorno futuro e σ_{sf} é covariância entre os retornos spot e futuro.

Para obter a taxa de *hedge* que minimiza a variância do *portfolio*, a condição de primeira ordem é aplicada em função de h .

$$\frac{dVar(R_p)}{dh} = 2h\sigma_f^2 - 2\sigma_{sf} = 0 \quad (4)$$

Assim o *hedge* ótimo é obtido:

$$h^* = \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_f^2} \quad (5)$$

Seguindo neste contexto o *hedge* de variância mínima será estimado pelo método de mínimos quadrados, sendo o parâmetro β da equação abaixo a razão entre a covariância dos retornos futuro e spot e a variância do futuro.

$$\Delta S_t = \alpha + \beta \Delta F_t \quad (6)$$

3.2.3 Modelo VAR e VEC

Esta seção seguirá Enders (2008), o autor apresentou uma modelagem na qual pode se verificar como uma série temporal é afetada por valores correntes e passados de outra série. Assumindo o seguinte sistema para duas variáveis:

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (7)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (8)$$

Assume-se que tanto y_t como z_t são estacionárias; ε_{zt} e ε_{yt} são resíduos do tipo ruído branco com desvios-padrão de σ_y e σ_z , respectivamente e não são correlacionados entre si.

Assim, pode-se observar que as equações (7) e (8), tanto a variável z_t como a variável y_t tem efeito umas nas outras. Apresentando de forma matricial temos:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Substituindo:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}; x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}; \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}; \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \text{ e } \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Temos a equação onde B será a matriz de relações contemporâneas, apresentada a seguir:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Multiplicando (7) por B^{-1} , tem-se a forma padrão do VAR:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (11)$$

Onde: $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$; $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$ e $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$.

Considerando a_{i0} como um elemento i do vetor A_0 , a_{ij} como o elemento na linha i e coluna j da matriz A_1 e e_{it} como o elemento i do vetor e_t (ENDERS, 2008), a partir da equação (10) podem ser escritas as seguintes equações, já se fazendo as devidas mudanças nas variáveis para efeito de demonstração ao modelo aplicado no atual trabalho:

$$\Delta S_t = c_s + \sum_{i=1}^k \beta_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \theta_{si} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{st} \quad (12)$$

$$\Delta F_t = c_f + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \theta_{fi} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{ft} \quad (13)$$

Enders (2008) apresentou as equações (7) e (8) como o VAR estrutural, e as equações (12) e (13) como VAR padronizado.

Assim, derivado do VAR padronizado são gerados os resíduos ε_{st} e ε_{ft} , que representam a combinação dos dois choques ε_{yt} e ε_{zt} :

$$\varepsilon_{st} = (\varepsilon_{st} - b_{12}\varepsilon_{ft}) / (1 - b_{12}b_{21}) \quad (14)$$

$$\varepsilon_{ft} = (\varepsilon_{ft} - b_{21}\varepsilon_{st}) / (1 - b_{12}b_{21}) \quad (15)$$

Sendo a $\text{Var}(\varepsilon_{st}) = \sigma_{ss}$, $\text{Var}(\varepsilon_{ft}) = \sigma_{ff}$, e a $\text{Cov}(\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft}) = \sigma_{sf}$ temos então para este modelo a estimativa de taxa de *hedge* ótima como :

$$h_{VAR}^* = \sigma_{sf} / \sigma_{ff} \quad (16)$$

Já se for observado uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o F_t (preço futuro) e S_t (preço spot), ou seja, elas serem cointegradas, o modelo apresentado não será o ideal, pois estará ignorando esta relação entre as series.

Lien (2004) demonstrou que quanto maior a influência da relação de cointegração maior o custo para o *hedger* de se omitir essa relação na modelagem estatística entre os preços físicos e futuro. E, quando os preços físicos e futuros respondem ativamente ao desvio da relação de equilíbrio de longo prazo, maior a importância de se considerar essa relação de cointegração e maior a perda no desempenho do *hedge*. Sendo assim, a relação de cointegração é um componente indispensável quando se compara o desempenho entre as várias estratégias de *hedge*.

Lien (2004) utilizou o modelo geral desenvolvido por Engle e Granger (1987) para demonstrar a importância da consideração do termo de correção de erro no computo da taxa ótima de *hedge* (efetividade de *hedge*).

As equações (17) e (18) mostram o modelo estatístico geral desenvolvido por Lien (2004) no qual considerou o de Engle&Granger (1987) para os preços físico e futuro na presença de cointegração:

$$\Delta S_t = c_s + \sum_{i=1}^k \beta_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \theta_{si} \Delta F_{t-i} + \gamma_s Z_{t-1} + \varepsilon_{st} \quad (17)$$

$$\Delta F_t = c_f + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \theta_{fi} \Delta F_{t-i} + \gamma_f Z_{t-1} + \varepsilon_{ft} \quad (18)$$

Onde c_f e c_s são as constantes do modelo, os resíduos ε_{ft} e ε_{st} são ruídos brancos e Z_{t-1} é o termo de correção de erro. Nas equações (17) e (18) Sendo a $\text{Var}(\varepsilon_{st}) = \sigma_{ss}$, $\text{Var}(\varepsilon_{ft}) = \sigma_{ff}$, e a $\text{Cov}(\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft}) = \sigma_{sf}$ temos então para este modelo a estimativa de taxa de *hedge* ótima como :

$$h_{VEC}^* = \sigma_{sf} / \sigma_{ff} \quad (19)$$

Outro ponto importante nos modelos VAR e VEC é a necessidade de se averiguar qual a defasagem apropriada. Uma das alternativas seria considerar diferentes *lags* para cada variável em cada equação. Porém, Enders (2008) aponta que, por questão de manter a simetria do sistema, é interessante considerar o mesmo comprimento de *lags* em todas as equações. Para definir tais defasagens, o critério a ser utilizado no atual trabalho será o SBC (Schwarz Bayesian Criterion).

$$SBC = n \log|\Sigma| + T \log n \quad (20)$$

onde: $|\Sigma|$ representa o determinante da matriz de variância/covariância dos resíduos, T é o número total de parâmetros estimados em todas as equações e n é o tamanho da amostra.

O modelo selecionado deverá ser aquele que minimiza os valores de SBC. O uso desses critérios não testa a significância de modelos alternativos. Porém, indicam qual o melhor ajuste entre as alternativas.

3.2.4 Modelo de *hedge* ótimo BEKK

Engle e Kroner (1995) desenvolveram uma nova parametrização do modelo GARCH(1,1) para o caso multivariado, impondo restrições suficientes para garantir com que a matriz da covariância condicional seja definida positiva. Assim a matriz de covariância condicional definida positiva por construção BEKK no caso multivariado terá a seguinte estrutura:

$$H_t = C' C + \sum_{i=1}^q \left(\sum_{k=1}^K A'_{ik} \epsilon_{t-i} \epsilon'_{t-i} A_{ik} \right) + \sum_{j=1}^p \left(\sum_{k=1}^K G'_{jk} H_{t-j} G_{jk} \right), \quad (21)$$

onde A_{ik} e G_{jk} são matrizes n x n, C é uma matriz triangular. Como o segundo e o terceiro termos são expresso em forma quadrática, garantem a *definibilidade* positiva à matriz de covariância condicional.

De forma a simplificar o modelo apresentado foi utilizada a estrutura do H_t para um GARCH(1,1) com K=1 e sem influencias exógenas:

$$H_t = C' C + \sum_{i=1}^q A'_i \epsilon_{t-i} \epsilon'_{t-i} A_i + \sum_{j=1}^p G'_j H_{t-j} G_j, \quad (22)$$

No qual presente a seguinte estrutura matricial para um modelo bivariado:

$$H_t = C_0^{*'} C_0^* + \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t-1}^2 & \epsilon_{1,t-1} \epsilon_{2,t-1} \\ \epsilon_{2,t-1} \epsilon_{1,t-1} & \epsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11}^* & g_{12}^* \\ g_{21}^* & g_{22}^* \end{bmatrix}' H_{t-1} \begin{bmatrix} g_{11}^* & g_{12}^* \\ g_{21}^* & g_{22}^* \end{bmatrix} \quad (23)$$

Engle e Kroner (1995) propuseram simplificações ao modelo acima com o intuito de diminuir o número de parâmetros. No presente trabalho, estima-se a taxa de *hedge* através da simplificação BEKK escalar.:

$$H_t = C'C + \sum_{i=1}^q a\epsilon_{t-i}\epsilon'_{t-i} + \sum_{j=1}^p gH_{t-j}, \quad (24)$$

onde A_i e G_j são iguais a um escalar vezes uma matriz de uns.

O procedimento de estimação no caso do modelo BEKK, foi realizado por um estimado de máxima verossimilhança:

$$L(\theta) = -\frac{1}{2}(N\ln(2\pi) + \ln|H_t(\theta)| + \epsilon'_t H_t(\theta)^{-1} \epsilon_t), \quad (25)$$

Onde $\theta = \text{vec}(C, A_1, \dots, A_q, B_1, \dots, B_p)$ contem todos os parâmetros GARCH desconhecidos. Sendo assim a função de verossimilhança foi maximizada com respeito a θ .

3.3 Value at Risk – VaR

A mensuração do VaR segue a abordagem proposta por Jorion (1999), baseada nas distribuições generalizadas, assume o valor do *portfolio* ao final do período escolhido será definido como:

$$W_1 = W_0(1 + R) \quad (26)$$

Onde W_0 = investimento inicial; R = taxa de retorno; W = valor do *portfolio* ao final do período.

Assim, sabendo que o retorno esperado e a volatilidade em R são representados por μ e σ , o menor valor do *portfolio* a um dado intervalo de confiança c será:

$$W_1^* = W_0(1 + R^*) \quad (27)$$

Em sua forma mais generalizada, o VaR pode ser obtido da distribuição do valor do *portfolio* no futuro $f(w)$. A um dado intervalo de confiança c , pode-se encontrar o pior cenário para W^* , a partir da probabilidade em se exceder o valor de c , ou a probabilidade de haver um valor menor que W^* , onde $p = P(w \leq W^*)$ é $1 - c$:

$$c = \int_{W^*}^{+\infty} f(w)dw \quad (28)$$

$$1 - c = \int_{-\infty}^{W^*} f(w)dw = P(w \leq W^*) = p \quad (29)$$

Isto significa, que a área entre $-\infty$ a W^* deve somar a $p = 1 - c$, com 5% de probabilidade. Desta forma, Jorion (1999) classifica W^* como o quantil da distribuição onde o limite do valor em risco a uma probabilidade fixada será excedido. Sendo importante ressaltar que esta especificação é válida para qualquer distribuição de probabilidade.

Objetivando uma estimativa mais precisa e simplificada do VaR, será assumido que a distribuição de probabilidades seja paramétricas, sendo assim possível a estimativa do VaR diretamente do desvio padrão do *portfolio*, utilizando-se de um fator multiplicativo que dependa de c . Substituindo a utilização do quantil da distribuição generalizada pelo desvio padrão da amostra.

Para se transformar uma distribuição generalizada $f(w)$ em uma distribuição normal padronizada $\Phi(\epsilon)$, onde ϵ possui media 0 e desvio padrão 1. Associa-se, assim, W^* ao corte no retorno R^* , como na equação (3). Associando assim o R^* com o desvio padrão normal $\alpha > 0$, definindo:

$$-\alpha = \frac{-|R^*| - \mu}{\sigma} \quad (30)$$

Que é equivalente a:

$$1 - c = \int_{-\infty}^{W^*} f(w)dw = \int_{-\infty}^{-|R^*|} f(r)dr = \int_{-\infty}^{-\infty} \Phi(\epsilon)d\epsilon \quad (31)$$

Desta forma, Jorion (1999) explica que o problema em se encontrar o VaR é fica condicionado ao problema em se encontrar α , de tal modo a área à esquerda da distribuição é igual a $1 - c$. Isto é possível através do uso de tabelas da distribuição normal padronizada cumulativa, a qual é a área à esquerda a distribuição normal com valor igual a d :

$$N(d) = \int_{-\infty}^d \Phi(\epsilon)d\epsilon \quad (32)$$

De acordo com Jorion (1999), este método é difundido para outras funções de probabilidade cumulativas (cdf) e normal, de acordo com a incerteza contida em σ . Já outras distribuições implicam em diferentes valores de α . Neste caso, a distribuição normal é particularmente mais fácil de ser utilizada, dado que representa mais adequadamente muitas distribuições empíricas, especialmente para *portfolios* grandes e diversificados.

Uma outra maneira simplificada de se apresentar o VaR é:

$$VaR = \mu + Z \sigma \quad (33)$$

Onde; μ = média dos retornos; σ = variância dos retornos e Z = quantil da distribuição normal.

2. Resultados e discussão

Seguindo o referencial metodológico esta seção apresenta os resultados da pesquisa.

4.1 Análise gráfica

No primeiro gráfico se registra as séries de preços a vista das praças de Araçatuba (ARA) e Goiânia (GO) e o preço futuro negociado na BM&FBOVESPA.

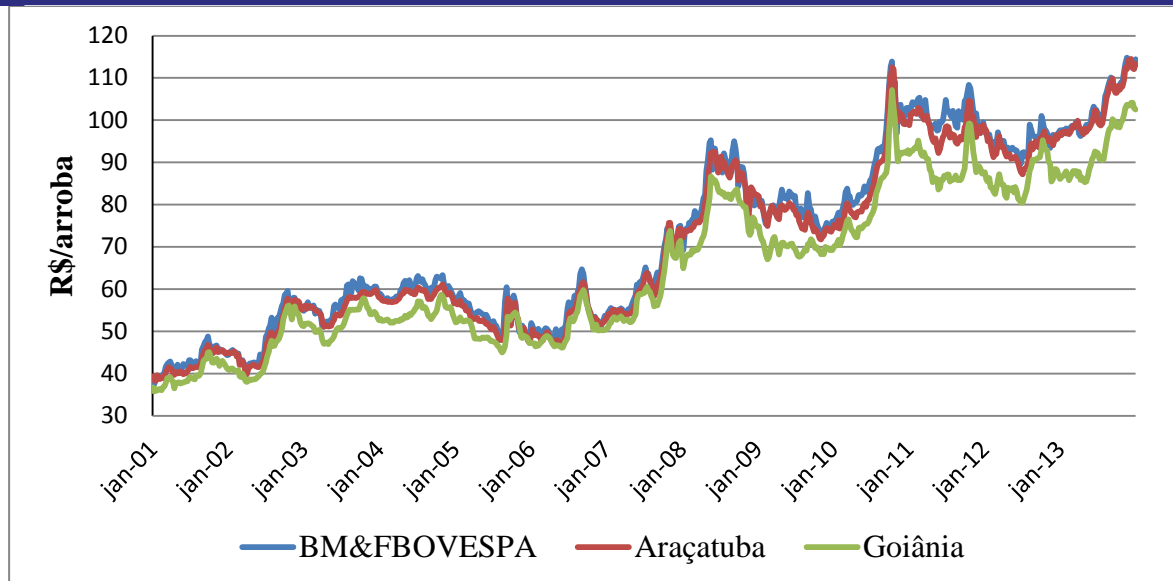


Figura 1 – Séries de preços semanais spot e futuro do boi gordo, 26.01.2001 a 31.01.2014, R\$ por arroba.

Fonte: Elaborado com dados de pesquisa.

Observamos assim uma aproximação do comportamento dos preços na praça de Araçatuba com o preço futuro, e podemos observar uma similaridade na tendência entre todas as séries de preços. O preço futuro se apresenta maior em relação ao spot em todo o período.

A seguir, serão apresentadas as estatísticas descritivas das séries de preços spot e futuro diários para as regiões, registradas na Tabela 1:

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das séries de preços semanais spot e futuro do boi gordo, 26.01.2001 a 31.01.2014, R\$ por arroba.

	Araçatuba	Goiânia	BM&F
Média	70.20573	65.29521	71.67181
Mediana	60.94	58.73	62.97
Máximo	114.47	107.18	114.83
Mínimo	38.35	35.74	37.5
DP	20.81136	18.4762	21.11971
Assimetria	0.309871	0.292303	0.292184
Curtose	1.740836	1.800906	1.710487
Jarque-Bera	55.72249	50.34755	56.70581
Observações	679	679	679

Fonte: Elaborado com dados de pesquisa.

Podemos observar que o preço futuro do boi gordo da BM&FBOVESPA apresentou o maior valor médio entre as séries, no preço spot as praças de Araçatuba (ARA) apresentou o maior preço máximo, R\$114.47, enquanto a praça de Goiânia apresentou o menor preço, R\$35.74. Esta diferença entre os preços pode se dar na dinâmica da precificação nas regiões produtoras de carne bovina, aonde temos os mercados mais afastados dos centros de consumo e portos como os locais onde apresentam os maiores preços.

O desvio padrão ficou semelhante entre as series. Todas as series se mostraram assimétricas e platicúrticas, possuem caldas mais longas e pesadas em comparação com a distribuição normal, devido a isso a estatística Jarque-Bera se mostrou alta, podendo assim ser rejeitada a hipótese nula de que as series seguem uma distribuição normal.

Será apresentada na Tabela 2 a matriz de correlação entre os preços:

Tabela 2 – Matriz Correlação das series de preços semanais spot e futuro do boi gordo. Período: 26.01.2001 a 31.01.2014. Em R\$\$ por arroba.

	Araçatuba	Goiânia	BM&F
Araçatuba	1	0.99568	0.99724
Goiânia	0.995682	1	0.99347
BMF	0.997239	0.99347	1

Fonte: Elaborado com dados de pesquisa.

Na Tabela 2 observou-se que tanto a correlação entre as regiões produtoras quanto a correlação entre as regiões produtoras e o mercado futuro foram superiores a 0,99. Desta forma se justifica o uso de contratos do boi gordo da BM&F-Bovespa para a confecção de carteiras de *hedge* e análise da base, analisadas nas seções a subsequentes.

4.2 Estimação da taxa de *hedge* e *VaR*

4.2.1 Testes Preliminares

Nesta primeira parte serão apresentados os testes para se verificar a existência de estacionariedade, a presença do efeito ARCH nas series e verificar se existe uma relação de cointegração entre o preço spot e o preço futuro. Estes testes não foram pormenorizados devido a sua constante utilização em trabalhos, estando presente na literatura.

Tabela 3 – Testes de Raiz Unitária ADF.

ADF		ADF	
Séries	Estatística t	Séries	Estatística t
LARA	-1.07166	DLARA	-16.76906
LGO	-1.464232	DLGO	-16.9202
LBMF	-1.08669	DLBMF	-17.11999

Fonte: Elaborado com dados de pesquisa.

Na tabela 3 foram apresentados os testes para existência de raiz unitária nas series de preços. As séries de preços em primeira diferença mostraram estatísticas significativas a 1% enquanto as séries apenas com transformação em logaritmos não foram significativas. Justifica-se assim o uso das séries logarítmicas em primeira diferença, pois foi observada a rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária para estas séries, sendo assim estacionárias.

Após a identificação da estacionariedade das séries, foi realizado o teste de cointegração de Johansen entre o preço spot das duas praças com o preço futuro da Bmf&Bovespa apresentado na tabela 4:

Tabela 4 – Testes de Cointegração de Johansen.

Séries	Lag	Estatística Traço	Máximo Autovalor	Prob.
LARA	(4)	1.74169	1.74169	0.1869
LGO	(4)	1.306525	1.306525	0.253

Fonte: Elaborado com dados de pesquisa.

Assim estão dispostos os valores para o do teste de cointegração de Johansen referentes a pelo menos um vetor de cointegração, em todas as series os valores apresentados, tanto para estatística traço como para o máximo autovalor, foram maiores que os valores críticos, sendo assim, não se rejeita a hipótese nula. Podemos afirmar que existe uma relação de longo prazo entre as series.

Em seguida foi realizado o teste ARCH-LM para verificar a existência de efeitos ARCH entre as series de preço spot e futuro, apresentados na tabela 5:

Tabela 5– Testes ARCH-LM.

	Estatística F	Prob. F	R ²	Prob. R ²
DLARA	19.2647	0	18.7856	0
DLGO	6.396423	0.0018	12.6102	0.0018

Fonte: Elaborado com dados de pesquisa.

A hipótese nula para o teste ARCH-LM é de que não há presença de efeito ARCH entre as series testadas. As estatísticas do teste mostram que em todas as series há a rejeição da hipótese nula, ou seja, existe o efeito de heterocedasticidade condicional auto regressiva nas series.

Com isso as estimativas a cerca da taxa de *hedge* ótima só seriam “corretas” se fossem levadas em conta o efeito ARCH. Sendo assim os resultados indicam uma estrutura variante no tempo para as variâncias, portanto ao se computar as razões de *hedge* ótimo, devem ser considerados os modelos da classe GARCH multivariados.

4.3 Razão de *hedge* e VaR

A primeira razão de *hedge* a ser calculada será o proposto por Ederington (1979), o *hedge* de variância mínima, que será estimado por mínimos quadrados. O resultado da regressão por mínimos quadrados ordinários se encontra na tabela 6:

Tabela 6 – Mínimos Quadrados Ordinários para as séries de preços spot.

Variáveis	DLNBMF	C	R ²
DLNARA	0.477827*	0.000802	0.37685
	20.21909	1.512958	
DLNGO	0.335519*	0.000984	0.189468
	12.57062	1.643636	

Fonte: Elaborado com dados de pesquisa.

Os valores entre parentes são as estatísticas t, podemos verificar que todos os coeficientes dos preços futuros são significativos a 1%.

Na tabela são apresentados os coeficientes de regressão, no qual o coeficiente da variável do preço futuro representa a taxa de *hedge* estimada por MQO. E no caso do MQO o R² representa a taxa de efetividade do *hedge*.

Assim, como foi observada uma relação de longo prazo entre as variáveis o correto seria a utilização do VEC no lugar do VAR, pois assim estaria incluindo na estimação essa relação de cointegração. Na tabela 7 estarão computados os parâmetros para o modelo VEC para praça de Araçatuba e na tabela 7 para a praça de Goiânia na tabela 8:

Tabela 7 – VEC (3) para a praça de Araçatuba.

	D(LNARA)	Est.t	D(LNBMF)	Est.t
Eq. cointegração:	-0.191341	[-5.22038]	-0.038711	[-0.70266]
D(LNARA (-1))	0.055227	[1.00779]	0.390835	[4.74487]
D(LNARA (-2))	-0.201391	[-3.96420]	0.068064	[0.89134]
D(LNARA (-3))	0.027307	[0.65915]	0.102717	[1.64956]
D(LNBMF (-1))	0.26114	[5.82963]	-0.093594	[-1.39004]
D(LNBMF (-2))	0.136883	[3.17543]	-0.203768	[-3.14486]
D(LNBMF (-3))	0.00941	[0.24192]	-0.259234	[-4.43381]
C	0.001093	[1.94428]	0.001586	[1.87611]
Eq. cointegração:				
LNARA (-1)		1		
LNBMF (-1)	-1.008511	[-131.872]		
C	0.057232			

Fonte: Elaborado com dados de pesquisa.

Tabela 8 – VEC (3) para a praça de Goiânia.

	D(LNGO)	Est.t	D(LNBMF)	Est.t
Eq. cointegração:	-0.097122	[-4.83405]	-0.008251	[-0.25408]
D(LNGO (-1))	0.113641	[2.57700]	0.184698	[2.59141]
D(LNGO (-2))	0.005751	[0.13540]	0.103679	[1.51017]
D(LNGO (-3))	0.008787	[0.25072]	0.058774	[1.03757]
D(LNBMF (-1))	0.314457	[10.1966]	0.038329	[0.76898]
D(LNBMF (-2))	0.103507	[3.21094]	-0.135436	[-2.59952]
D(LNBMF (-3))	0.049493	[1.60270]	-0.233503	[-4.67837]
C	0.000609	[1.15528]	0.001577	[1.85226]
Eq. cointegração:				
LNGO (-1)		1		
LNBMF (-1)	-0.953858	[-59.8149]		
C	-0.105298			

Fonte: Elaborado com dados de pesquisa.

Com as variâncias e covariâncias dos resíduos geradas através do modelo VEC foram calculadas as razões de *hedge* ótimo para cada praça, estando apresentadas na tabela a seguir:

Tabela 9 – Razão de *hedge* ótima para o modelo VEC.

	Araçatuba, SP	Goiânia, GO
σ_f^2	0.000471	0.00048
σ_{sf}	0.000222	0.000155
h^*	0.471081	0.322777

Fonte: Elaborado com dados de pesquisa.

Como foi observado a presença do efeito ARCH nas series de preços, seria necessário e correto obter a taxa de *hedge* por modelos que consideram esta premissa. Com isso foi estimado a razão de *hedge* pelo modelo que considera a variância condicional no tempo, como visto o teste de Jarque-Bera houve rejeição em se aceitar que a distribuição dos preços siga uma Normal, justificando a utilização da distribuição Student na especificação dos modelos.

Na tabela 10 serão apresentados os parâmetros estimados sob a especificação para a matriz de covariância condicional H_t proposta para o BEKK escalar.

Tabela 10 – BEKK escalar para as praças de Araçatuba e Goiânia.

	a_1	b_1	ω_1	ω_{12}	ω_2	β_1	α_1	v
DLNARA	0.00111 [2.103]	0.001 [1.607]	0.00416 [3.529]	0.00298 [2.964]	0.00421 [3.253]	0.92081 [30.14]	0.31794 [6.572]	4.90949 [7.358]
DLNGO	0.00094 [1.699]	0.00076 [1.168]	0.00586 [5.807]	0.00323 [4.397]	0.00645 [5.443]	0.89071 [29.99]	0.33354 [7.805]	4.25638 [8.414]

Fonte: Elaborado com dados de pesquisa.

Podemos observar que os parâmetros α e β na estimação são significantes, implicando assim, com que haja a existência de heterocedasticidade condicional na serie dos retornos Também podemos observar que o parâmetro v , o qual denota os graus de liberdade do estimador da distribuição t de Student são significativos a 1%, sendo assim considerar a distribuição dos erros seguindo distribuição t coerente com os dados.

Na tabela 11 serão apresentadas as eficiências das taxas de *hedge*

Tabela 11 – Efetividade do *hedge* para os diferentes modelos.

	MQO	VEC	S-BEKK
Araçatuba	37.685%	37.678%	33.774%
Goiânia	18.947%	20.487%	18.834%

Fonte: Elaborado com dados de pesquisa.

Ficando assim claro a superioridade dos mínimos quadrados para a estimação da taxa ótima de *hedge* para a praça de Araçatuba, e a melhor efetividade da taxa de *hedge* gerada pelo modelo VEC para a praça de Goiânia, evidenciando nas duas praças a pior taxa de *hedge* foi estimada pelo modelo dinâmico.

Em seguida calculou-se o *Value-at-Risk (VaR)* dos retornos dos preços para as praças sem *hedge* e com a aplicação da razão de *hedge* ótimo obtidas no presente trabalho. Os resultados estão na tabela 12:

Tabela 12 – *Value-at-risk*.

Praça		Preço Médio	Volatilidade Anual	VaR
Araçatuba	Sem hedge	70.20572901	22.37611887	25.92037367
	MQO		18.69769716	21.65931008
	VEC		18.69682969	21.65830522
	S-BEKK		18.96399184	21.96778439
Goiânia	Sem hedge	65.29521355	22.10684707	23.81727645
	MQO		20.62493395	22.2207062
	VEC		20.58884803	22.18182827
	S-BEKK		20.62760874	22.22358794

Fonte: Elaborado com dados de pesquisa.

Assim, registra-se com uma diminuição no VaR tanto para a praça de Araçatuba como para a praça de Goiânia com a utilização dos mercados futuros.

5. Conclusão e considerações finais

No presente trabalho objetivou-se a comparação das eficiências das posições de *hedge* ótimo gerado por três modelos diferentes, no primeiro modelo a estimação se deu por mínimos quadrados, ou seja o *hedge* de variância mínima. No segundo, com a forte evidencia da relação de longo prazo entre os preços spot e os preços futuros, a estimação levou em conta esta relação de cointegração na estimação da taxa do *hedge*, calculando assim a taxa de *hedge* por meio do modelo de correção de erros (VEC). O terceiro modelo, levando em conta o efeito ARCH na variância do resíduo foi utilizado o modelo GARCH (heterocedasticidade condicional autorregressiva generalizada) no qual tem a variância condicional no período de tempo anterior. Assim com as taxas de *hedge* definidas foi calculado o impacto das mesmas no calculo do *Value-at-Risk*, podendo ser identificada a melhor estratégia para calculo da taxa de *hedge* ótimo.

Entre as taxas de *hedge* a qual obteve maior sucesso na diminuição na variância dos retornos dos preços para a praça de Araçatuba foi a taxa obtida através do modelo de variância mínima. Para a praça de Goiânia a taxa de *hedge* ótimo que apresentou melhores resultados foi a estimada pelo modelo de correção de erros. Tanto para a praça de Araçatuba quanto para a praça de Goiânia a taxa de *hedge* ótimo obtida através do modelo dinâmico, GARCH-BEKK escalar, foram inferiores no poder em se diminuir o risco de preço diante das estimativas obtidas por modelos estáticos.

6. Bibliografia

BAILLIE, R. T.; MYERS, R. J. Bivariate GARCH estimation of the optimal commodity futures *hedge*. *Journal of Applied Econometrics*, v. 6, n. 2, p. 109–124, 1991.

BOLLERSLEV, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, *Journal of Econometrics*, 31, p.307-327. 1986.

CHIODI, L.; GERALDINI E. A. J.; MARQUES, P. V.; MARTINES, J. G. F. Análise da efetividade de hedging com os contratos futuros de soja na BM&F e CBOT. In:

CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, XLIII., 2005, Ribeirão Preto. *Anais...* Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2005. P. 12.

DUFFIE, D.; PAN, J. An overview of value at risk. *The Journal of Derivatives*, Nova Iorque, v. 4, n. 3, p. 7-49, 1997.

EDERINGTON, L. H. The hedging performance of the new futures markets. *The Journal of Finance*, v. 34, n. 1, p. 157-170, 1979.

ENDERS, W. (2008). *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons.

ENGLE, R. F.; KRONER, K. F.; Multivariate Simultaneous Generalized ARCH; *Econometric Theory*; 11; p. 122-150; 1995

ENGLE, R. F.; MEZRICH, J. GARCH for groups. *Risk*, v. 9, n. 8, p. 36-40, 1996

FILENI, D. H.; MARQUES, P. V.; MACHADO, H. M. O risco de base e a efetividade do hedge para o agronegócio do café em Minas Gerais. *Organizações Rurais & Agroindustriais*, v. 1, n. 1, p. 42-50, 1999.

GUIMARÃES, R. L. Razão ótima de hedge em função do horizonte de hedge e da periodicidade dos dados: uma aplicação no mercado de boi gordo brasileiro. 88 p. Dissertação (Mestrado em Finanças e Economia Empresarial) — Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2005

HICKS, J. R. *Value and Capital*. 2nd ed. London, UK: Oxford University Press. 1939.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. IBGE. Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA). Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?z=t&o=24&i=P&c=923>> . Acesso em: 15/10/2013.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economics Dynamics and Control*, Frankfurt, v. 12, p. 231-254, 1988.

JOHNSON, L. L. The theory of hedging and speculation in commodity futures. *Review of Economic Studies* 27: 139-51. 1960

JORION, P. *Value at Risk: A nova fonte de referencia para o controle do risco de Mercado*. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 1999

J. P. MORGAN REUTERS. **Technical Document**. Nova Iorque: 1996.

KEYNES, J. M.. *A Treatise on Money*. New York, NY: Harcourt Brace Jovanovich. 1930.

KRONER, K. F.; SULTAN, J. Time-varying distributions and dynamic hedging with foreign currency futures. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 28, n. 4, p. 535-551, 1993.

LIEN, D. A note on the superiority of the OLS hedge ratio. *The Journal of Futures Markets*, v. 25, n. 11, p. 1121-1126, 2005.

LIEN, D. Cointegration and the optimal hedge ratio: The general case. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 44, 654–658. (2004).

MANFREDO, M.R.; LEUTHOLD, R.M. Value-at-Risk analysis: a review and the potential for agricultural applications. *Review of Agricultural Economics*, Milwaukee, v. 21, n. 1, p. 99-111, 1999.

MANFREDO, M.R.; R.M. LEUTHOLD. Market risk and the cattle feeding margin: an application of Value at Risk. *Agribusiness*, 19, 333-353, 2001.

MARKOWITZ, H.M. Portfolio selection: efficient diversification of investments. John Wiley & Sons: New York-NY. 1ª Ed. 1959. p.344.

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

PINTO, W. J.; SILVA, O. M. Efetividade do hedging em contratos de café no Mercado mundial. In: SIMPÓSIO DE PESQUISA DOS CAFÉS DO BRASIL, 2., 2001, Vitória. Anais... Vitória: Consórcio Brasileiro de Pesquisas e Desenvolvimento do Café, 2001. p. 9.

SAIN, P. K. S. (2001). Estudo comparativo dos modelos de value-at-risk para instrumentos pré-fixados. Dissertação de Mestrado, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo. Recuperado em 2013-11-18, de <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12139/tde-05112002-193028/>

SCHWARZ, G. Estimating the dimensional of a model. *Annals of Statistics*, Hayward, v.6, n.2, p.461-464, Mar. 1978.

STEIN, J. L. The simultaneous determination of spot and futures prices. *American Economic Review* 51: 1012–25. 1961.

TANAKA, Y. Estimação da razão ótima de hedge para o dólar futuro usando um modelo MGARCH-BEKK-Diagonal. 50 p. Dissertação (Mestrado Profissionalizante em Economia e Finanças) — Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2005.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE – USDA. Foreign Agriculture Service (FAS). Production, Supply, and Distribution (PS&D). Disponível em: <<http://www.fas.usda.gov/psdonline/>> Acesso em: 15/10/2013.

WORKING, H. Hedging reconsidered. *Journal of Farm Economics*, v. 35, n. 4, p. 544–561, 1953.

WORKING, H. New concepts concerning futures markets and prices. *The American Economic Review*, v. 52, n. 3, p. 431–459, 1962.

WORKING, H. Price supports and the effectiveness of hedging. *Journal of Farm Economics*, v. 35, n. 5, p. 811–818, 1953.

YANG, W; ALLEN, D. E. Multivariate GARCH hedge ratios and hedging effectiveness in australian futures markets. *Accounting and Finance*, v. 45, n. 2, p. 301–321, 2004.