

## Qual a melhor estratégia de proteção contra o risco de preços do boi gordo para horizontes de planejamento de recria e engorda?

### What is the best hedging strategy against the price risk of live cattle for growing and fattening planning horizons

DOI: 10.34140/bjbv3n1-027

Recebimento dos originais: 20/11//2020

Aceitação para publicação: 20/12/2020

#### **Odilon José de Oliveira Neto**

Doutor em Administração pela Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (FGV/EAESP). Professor de Finanças da Universidade Federal de Uberlândia (UFU). Coordenador dos projetos de pesquisa financiados pelo CNPq–Brasil (APQ 409560/2018-9) e pela FAPEMIG (APQ 02341-17) em execução no “Núcleo de Estudos e Pesquisas em Administração e Ciências Contábeis” da Universidade Federal de Uberlândia (IFIM-NEPACC-CNPq/CTINFRA II-UFU/Campus Pontal).

Instituição: Universidade Federal de Uberlândia (UFU)

Endereço: UFU/FACES (Campus Pontal), Rua 20, nº 1600, Bairro Tupã, Ituiutaba – MG, CEP: 38304-402.

E-mail: professorodilon@gmail.com

#### **Simone Oliveira Rezende**

Mestre em Economia pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB), Professora de Economia do Instituto Aphoniano de Ensino Superior (IAESup) e Membro do Grupo de Pesquisa “Inteligência em Finanças e Mercados” (IFIM-UFU/CNPq).

Instituição: Instituto Aphoniano de Ensino Superior – Faculdades Aphoniano (IAESup)

Endereço: Faculdades e Colégio Aphoniano, Avenida Manoel Monteiro, nº 55, Bairro Santuário, Trindade – Goiás, CEP: 75388-565.

E-mail: sreoli@yahoo.com

#### **Waltuir Batista Machado**

Mestre em Agronegócio pela Universidade Federal de Goiás (UFG), Professor de Finanças do Centro Universitário Alfredo Nasser (UNIFAN) e Membro do Grupo de Pesquisa “Inteligência em Finanças e Mercados” (IFIM-UFU/CNPq).

Instituição: Centro Universitário Alfredo Nasser (UNIFAN)

Endereço: Avenida Bela Vista, nº 26, Jardim das Esmeraldas, Aparecida de Goiânia – Goiás, CEP: 74968-507.

E-mail: waltuir@unifan.edu.br

#### **RESUMO**

Este estudo tem por objetivo verificar a efetividade de *hedging* para o boi gordo no mercado futuro da BM&FBovespa por diferentes estratégias de cobertura e horizontes de planejamento. Ao considerar esse objetivo, e também as particularidades do mercado do boi gordo, buscou-se responder a duas questões: [1] A efetividade de hedging do boi gordo pela aplicação dos métodos de estimação do hedge ótimo é superior ao hedge completo? [2] Entre os métodos de estimação do hedge ótimo, mais usados nas pesquisas relacionadas ao mercado do boi gordo, qual apresenta o melhor desempenho em cobertura de risco para horizontes de planejamento de recria e engorda? Os

mercados do boi gordo Mineiro e Paulista foram selecionados para os testes empíricos. O hedge completo foi comparado ao hedge ótimo estimado pelos métodos baseados nos mínimos quadrados ordinários, heterocedásticos e de cointegração. Os resultados da pesquisa apontam que o hedge completo se apresentou mais equilibrado no contexto da cobertura do risco. Ao considerar a parcimônia propalada pela teoria de finanças é prudente a escolha pelo hedge completo para a administração do risco de preços do boi gordo para horizontes de planejamento de recria e engorda.

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

## ABSTRACT

This study aims to verify the effectiveness of hedging for the live cattle futures market of BM&FBovespa by different hedging strategies and planning horizons. When considering this objective, and also the particulars of the live cattle markets, we sought answer two questions: [1] The effectiveness of hedging live cattle by application of the methods of estimating the optimal hedge is superior to full hedge? [2] Among the methods for estimating the optimal hedge, commonly used in research related to markets live cattle, what presents the best performance in hedging for horizons planning of growing and fattening? The markets for live cattle Mineiro and Paulista were selected for empirical tests. The full hedge was compared to optimal hedge estimated by methods based on ordinary least squares, heteroscedastic and cointegration. The research results indicate that the full hedge appeared more balanced in the context of hedging the risk. When considering the parsimony publicized by finance theory is the prudent choice of full hedge for the management to price risk of the live cattle for planning horizons and fattening.

**Keywords:** Live Cattle, *Hedge*, Futures Market.

## 1 INTRODUÇÃO

As incertezas no mercado da carne bovina oriundas da sazonalidade da oferta, do comportamento do clima, das políticas agrícolas, das barreiras tarifárias e sanitárias, agregadas a volatilidade de importantes variáveis econômicas, como, taxas de juros e de câmbio, entre outras, dificultam a comercialização do boi gordo e conseqüentemente são determinantes na busca por alternativas de gerenciamento que tenham por finalidade mitigar o risco de volatilidade dos preços no mercado a vista.

Diante desse cenário, vale destacar as particularidades da bovinocultura de corte em diferentes regiões do Brasil. Enquanto nas regiões Centro-Oeste e Norte do Brasil são comuns as fases de cria, recria e engorda de bovinos de corte, as regiões Sudeste e Sul do Brasil têm a recria e engorda como fases amplamente difundidas quando comparadas com a fase de cria.

Outra diferença marcante da bovinocultura de corte nas regiões Centro-Oeste/Norte e Sudeste/Sul do Brasil refere-se aos sistemas de produção. Enquanto nas regiões Centro-Oeste e Norte, a produção ordena-se em extensiva, semi-intensiva e intensiva, nas regiões Sudeste e Sul, os sistemas semi-intensivo e intensivo apresentam-se superiores em volume de produção, quando comparados ao sistema extensivo. Essa diferença é creditada principalmente ao fato de que nas

regiões Sudeste e Sul, são maiores as limitações quanto às áreas disponíveis para criação extensiva, porém, têm-se uma maior facilidade no acesso a elementos que compõem a base alimentar para produção semi-intensiva e intensiva. Por outro lado, as regiões Centro-Oeste e Norte possuem maior abundância de área e volume de produção de grãos que contribuem para a presença dos três sistemas de produção.

Diante das características da produção de bovinos de corte na região Sudeste do Brasil, mais especificamente, nos mercados a vista do boi gordo do Triângulo Mineiro no Estado de Minas Gerais e de Araçatuba, Bauru/Marília, Presidente Prudente e São José do Rio Preto/Barretos no Estado de São Paulo, é que se optou por testes que contemplassem um horizonte de administração do risco de preços comum às atividades de recria e engorda, ou seja, entre 3 meses e 12 meses de planejamento. Nesse sentido, vale destacar que a proteção contra o risco de volatilidade dos preços é tida como a razão principal da existência dos mercados futuros, que tem no *hedging* (em português, cobertura ou proteção) a principal operação voltada para a administração dos preços alvo no mercado a vista.

Portanto, ao considerar que o produtor precisa deter certa quantidade de contratos futuros para proteger seu principal ativo das oscilações de preços do mercado a vista é que emergiu a necessidade de determinar quantos contratos futuros deve-se deter por unidade do ativo a ser protegido. Em outras palavras, ao computar a razão de *hedge* no mercado futuro, busca-se tecnicamente o posicionamento ideal no mercado futuro para cobertura do risco de preços no mercado a vista.

Embora importantes estudos sobre cobertura de risco por meio do mercado futuro tenham sido realizados nas últimas décadas, a estratégia metodológica para estimar a razão de *hedge* ótima ainda é motivo de expressivo debate na literatura especializada, principalmente devido não haver ainda uma resposta definitiva sobre qual estratégia é superior quanto ao desempenho em mitigação do risco.

Ao considerar essa problemática e também as particularidades de um mercado específico, no caso, o mercado do boi gordo, espera-se, ao fim do estudo, responder a duas questões: [1] A efetividade de *hedging* do boi gordo pela aplicação dos métodos de estimação do *hedge* ótimo é superior ao *hedge* completo? [2] Entre os métodos de estimação do *hedge* ótimo, mais usados nas pesquisas relacionadas ao mercado do boi gordo, qual apresenta o melhor desempenho em cobertura de risco para horizontes de planejamento de recria e engorda?

Assim sendo, destaca-se que este estudo tem por objetivo verificar a efetividade de *hedging* para o boi gordo no mercado futuro da BM&FBovespa por diferentes estratégias de cobertura e horizontes de planejamento.

Diante do proposto, ressalta-se que a efetividade de *hedging* será estimada pelo uso da estratégia de cobertura completa (ou, *hedge* completo) e comparada a conseguida pela estratégia ótima de *hedge* (ou, *hedge* ótimo) valorada pelos modelos de regressão baseados nos mínimos quadrados ordinários, e modelos de correção de erro de cointegração e de heterocedasticidade. A partir desse ponto o artigo divide-se em quatro partes, são elas, revisão de literatura, dados e procedimentos metodológicos, análise dos resultados e, considerações finais.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1 O HEDGE COMPLETO

A estratégia de cobertura completa em mercados futuros, também conhecida por *hedging* completo (do inglês, *full hedging*) ou *hedging* ingênuo (do inglês, *naive hedging*), é aquela em que as posições no mercado futuro e a vista são iguais. Essa estratégia recebe essa denominação por não haver a necessidade de cálculo para sua aplicação, ou seja, ser muito simples (KAVUSSANOS e NOMIKOS, 2000; BODIE ET AL. 2010).

A *hedging* completo é fundamentado em um mercado futuro eficiente, ou seja, que contempla o conjunto total de informações relativas e adicionadas aos preços, o que permite uma cobertura perfeita do risco de preços no mercado a vista (KAVUSSANOS e NOMIKOS, 2000; BODIE ET AL. 2010).

A estratégia de cobertura completa é embasada teoricamente na teoria clássica ou da hipótese da expectativa, que é considerada pela comunidade científica, a teoria mais simples de precificação em futuros. Isso se deve principalmente ao fato de que essa teoria compreende que o preço futuro de determinado ativo é igual ao valor esperado do preço a vista desse mesmo ativo porvir, assim, o retorno esperado para qualquer posição no mercado futuro é zero. Desse modo, pode-se afirmar que a teoria clássica determina que a posição a ser tomada em contratos futuros precisa ser idêntica a encontrada no mercado a vista, ou seja, sempre igual a um. (BODIE ET AL. 2010; GEORGIU, 2011).

Por outro lado, vale ressaltar que a hipótese de expectativa elencada pela teoria clássica ignora completamente o prêmio ao risco incorporado ao preço futuro quando não se tem a certeza do preço a vista no futuro. (KAVUSSANOS e NOMIKOS, 2000; BODIE ET AL. 2010). Por isso o método do *hedge* completo é avaliado e comparado ao do *hedge* ótimo em relação ao seu potencial de mitigação de risco em importantes estudos sobre a efetividade de *hedging* em mercados futuros, como os de Kavussanos e Nomikos (2000), Alexander e Barbosa (2005), McMillan (2005) e Zanotti et al. (2010), entre outros.

## 2.2 O HEDGE ÓTIMO

Na contramão da estratégia de cobertura completa, o artigo de Ederington (1979) foi um marco na concepção da estratégia de cobertura ótima. Orientado pela quantificação do posicionamento ideal em mercados futuros proposto por Johnson (1960) e Stein (1961) em relação à cobertura do risco no mercado a vista, Ederington (1979), iniciou uma pesquisa sobre a administração de preços em mercados futuros, com foco na valoração da quantidade ótima de contratos que minimizaria o risco de preços no mercado a vista, estimativa denominada, razão de *hedge* de variância mínima, que atualmente é mais conhecida por, razão de *hedge* ótima.

Em especial, o modelo de Ederington (1979) baseia-se no método dos mínimos quadrados ordinários e assume a matriz de covariância condicional dos retornos a vista e futuros como constantes no tempo. Ou seja, a posição ótima em futuros por consequência é estática, sendo esta obtida pelo coeficiente angular de uma regressão linear simples entre os preços futuros e a vista. Mesmo com a abordagem de Ederington (1979) obtendo significativa aceitação da comunidade científica durante os primeiros anos após sua publicação, essa também foi alvo de inúmeras críticas, principalmente direcionadas por pesquisadores do campo da econometria de séries temporais. Dentre essas críticas, destaca-se a de Park e Bera (1987), que apontaram que o modelo regressão simples não é indicado à estimação da razão de *hedge* ótima, por ignorar a heterocedasticidade normalmente presente em séries de preços a vista e futuros.

Outra limitação foi apontada pelo modelo generalizado de Myers e Thompson (1989), que argumentaram que a covariância entre variável dependente e explicativa e a variância da variável explicativa na determinação do *hedge* ótimo seriam momentos condicionais que dependem do conjunto de informações disponíveis no momento em que a decisão sobre o *hedging* é tomada. Portanto, a razão de *hedge* deveria ser ajustada continuamente baseando-se nas informações disponíveis e, assim calculada a partir da variância e covariância condicionais (OLIVEIRA NETO ET AL., 2010). A abordagem generalizada desenvolvida por Myers e Thompson (1989) admite uma maior flexibilidade na especificação do modelo de equilíbrio de preço em que a abordagem da regressão simples para obter a razão de *hedge* ótima são casos especiais sob um conjunto particular de restrições sobre a determinação do equilíbrio entre preços a vista e futuro (OLIVEIRA NETO ET AL., 2010).

Por outro lado, foi a partir da concepção do modelo de heterocedasticidade condicional autorregressiva (sigla em inglês, ARCH) de Engle (1982) e sua utilização para descrição e predição de alterações na volatilidade de séries econômicas e financeiras, que a estratégia de cobertura ótima começou a ser vislumbrada perante um novo ponto de vista.

Em suma, os modelos ARCH contemplaram que em uma série, a variância do termo aleatório se correlaciona com a variável independente. Desse modo, a variância é dita condicional e seu valor depende da observação do próprio erro.

Em seguida, uma generalização dos modelos ARCH foi sugerida por Bollerslev (1986) para oferecer um modelo mais parcimonioso, isto é, utilizando-se de um menor número de parâmetros, trata-se do modelo generalizado de heterocedasticidade condicional autorregressiva (sigla em inglês, GARCH). O modelo GARCH é mais abrangente e contempla que a variância condicional depende não só do passado do termo aleatório como também do próprio pretérito.

O desenvolvimento do modelo GARCH e suas vastas extensões e derivações nos primeiros anos da década de 1980, contribuiu para avaliar a razão de *hedge* ótima sob uma visão dinâmica, ao fornecer uma metodologia econométrica para cômputo de uma série de razões de *hedge* voláteis no tempo, com base na variância e covariância condicionais.

Desde a concepção do modelo GARCH de Bollerslev (1986), vários modelos multivariados foram desenvolvidos e também aplicados na pesquisa sobre *hedging*; entre esses se destacam os modelos GARCH: diagonal *vech* de Baillie e Myers (1991); de correlação condicional constante de Bollerslev (1990) e; diagonal *bekk* de Baba *et. al.* (1990) e Engle e Kroner (1995).

Outra problemática levantada por vários autores é o importante papel da cointegração entre preços a vista e futuros na determinação das razões de *hedge*. Investigações como as de Lien e Luo (1994) apontaram que cômputos da razão de *hedge* ótima que não levam em conta a cointegração entre preços a vista e preços futuros encontram valores tendenciosos para baixo devido aos problemas de especificação. Lien e Luo (1994) e Lien (1996) forneceram o suporte teórico para a importância da cointegração e apontaram que o investidor que omite a cointegração adotará uma menor posição ao invés de uma razão futura ótima, o que resultaria em um desempenho inferior em efetividade de *hedging*.

Portanto, sob o argumento de que duas séries de preços podem ser cointegradas e que o problema de autocorrelação entre essas também deve ser eliminado, os preços a vista e futuros são modelados sob a estrutura do vetor autorregressivo bivariado com correção de erro (VEC), que leva em conta o equilíbrio de longo prazo entre os movimentos das séries de preços. Diante do exposto, o critério adotado para a definição dos métodos de estimação da razão ótima e efetividade das operações *hedging* a serem testados nesse estudo baseou-se na aplicação dessas estratégias metodológicas, em importantes estudos sobre administração do risco em mercados futuros.

Dentre as publicações internacionais recentes que tratam de investigações que comparam a robustez e equilíbrio dos métodos de estimação da posição ótima e capacidade de cobertura do risco, destacam-se os trabalhos de Chang e Wong (2002), Brooks *et al.* (2004), Choudhry (2004), Yang e



Allen (2004), Alexander e Barbosa (2005), Bittencourt *et al.* (2006), Cotter e Hanly (2006), Brooks *et al.* (2007), Harris *et al.* (2010), Zanotti *et al.* (2010) e Adam-Müller e Nolte (2011). Por outro lado, em se tratando dos trabalhos desenvolvidos por pesquisadores brasileiros destacam-se as investigações expostas no quadro 1, a seguir:

Quadro 1 – Estratégias de cobertura de risco, métodos e modelos de estimação da razão de *hedge* aplicados nas recentes pesquisas sobre administração do risco de *commodities* e efetividade de *hedging* no Brasil

Métodos	Modelos	Estratégia de cobertura	Autor(es)
Heterocedásticos	VECH e CCC e BEKK	Ótima	Bitencourt <i>et al.</i> (2006), Araújo <i>et al.</i> (2007) e Müller <i>et al.</i> (2008).
Mínimos Quadrados Ordinários	VM	Ótima	Fileni <i>et al.</i> (1999), Fontes <i>et al.</i> (2003), Martins e Aguiar (2004), Bitencourt <i>et al.</i> (2006), Araújo <i>et al.</i> (2007), Müller <i>et al.</i> (2008) e Santos <i>et al.</i> (2008).
	GMT	Ótima	Silva Nogueira <i>et al.</i> (2002), Silva <i>et al.</i> (2003), Raabe <i>et al.</i> (2006), Oliveira Neto e Figueiredo (2008), Oliveira Neto <i>et al.</i> (2009) e Tonin <i>et al.</i> (2009).
Cointegração	VAR e VEC	Ótima	Araújo <i>et al.</i> (2007), Müller <i>et al.</i> (2008) e Oliveira Neto <i>et al.</i> (2010).
Clássico	FULL	Completa	Müller (2007).

Fonte: Elaborado pelos autores

Notas: (FULL) *hedging* completo ou ingênuo, (VM) modelo de variância mínima de Ederington (1979), (GMT) modelo generalizado de Myers e Thompson, (VAR) modelo vetorial autorregressivo, (VEC) modelo vetorial autorregressivo com a inclusão do mecanismo de correção de erro de Lien e Luo (1994), (VECH) modelo heterocedástico condicional autorregressivo generalizado bivariado diagonal *vech* de Baillie e Myers (1991), (CCC) modelo heterocedástico autorregressivo generalizado de correlação condicional constante de Bollerslev (1990), (BEKK) modelo heterocedástico autorregressivo generalizado bivariado diagonal *bekk* de Baba *et al.* (1990) e, Engle e Kroner (1995)

Mesmo com o grande número de estudos que avaliam a capacidade de mitigação do risco de preços por diferentes estratégias de cobertura adotadas em mercados futuros sendo realizados nas últimas três décadas, continua a polêmica em torno do desempenho das razões de *hedge* dinâmicas calculadas ao usar métodos mais complexos tal como os heterocedásticos e os de cointegração, principalmente, ao questionar se estes também geram melhor resultado em efetividade de *hedging*. Essa controvérsia permanece, assim como o debate em torno da questão.

No próximo item são caracterizados os dados e procedimentos metodológicos aplicados a pesquisa, com destaque para os testes estatísticos preliminares e a caracterização dos métodos aplicados à estimação da razão de *hedge* ótima (*hedge* ótimo) que, posteriormente, serão testados empiricamente e comparados em termos de capacidade de cobertura do risco com a metodologia de cobertura completa (*hedge* completo).

### 3 DADOS E PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

O mercado futuro da arroba do boi gordo da BM&FBovespa e os mercados a vista do boi gordo do Triângulo Mineiro no Estado de Minas Gerais, de Araçatuba, de Bauru/Marília, de Presidente Prudente e de São José do Rio Preto/Barretos no Estado de São Paulo foram selecionados para os testes empíricos. Os preços a vista e futuros da arroba do boi gordo foram obtidos junto ao Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea) da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (Esalq) da Universidade do Estado de São Paulo (USP). Os dados diários referem-se aos preços da arroba do boi gordo no período compreendido entre 02 de janeiro de 2002 e 05 de maio de 2011.

As séries de preços foram logaritmizadas com a finalidade de remover as tendências exponenciais, analisadas quanto a sua associação linear por meio do coeficiente de correlação de *Pearson* e avaliadas quanto à estacionariedade e ordem de integração a partir da aplicação do teste da raiz unitária de *Phillips e Perron* (1988). Após a aplicação da equação do teste de *Phillips-Perron* em nível atestou-se pelos valores da estatística *d* de *Durbin e Watson* (1951) problemas de autocorrelação entre as séries de preços (ver tabela 13 do anexo 1). No entanto, pela equação do teste de *Phillips-Perron* na primeira diferença registraram-se valores pelos critérios de informação de *Akaike* e bayesiano de *Schwarz*, menores em relação aos testes anteriores, com a estatística *d* de *Durbin e Watson* apresentando-se muito próxima a 2, o que indica que as séries de preços a vista e futuros são integradas de ordem um e não apresentam problemas de autocorrelação na primeira diferença (ver tabela 13 do anexo 1).

A verificação da robustez e equilíbrio estatístico dos modelos de estimação da razão de *hedge* ótima aplicados na pesquisa também foi possível a partir da observação dos valores dos critérios de informação, de *Akaike* (*AIC*), bayesiano de *Schwarz* (*SBC*) e de *Hannan-Quinn* (*HQC*), os quais são considerados fundamentais na análise de séries temporais conforme exposto por *Vogelvang* (2005).

Os testes empíricos para a razão e a efetividade de *hedging* foram aplicados com base em horizontes de 12 meses, 9 meses, 6 meses e 3 meses, conforme o planejamento de cobertura de risco padrão para fases de recria e engorda de bovinos de corte nos sistemas de produção semi-intensivo (semi-confinamento) e intensivo (confinamento). As razões de *hedge* foram computadas entre 2002 e 2011, enquanto a efetividade de *hedging* foi calculada para o período 2010/2011, ou seja, as estimativas ótimas determinadas respeitaram as particularidades dos métodos, não resultando em benefício e nem em infração de nenhum dos métodos em particular.

Com a finalidade de atender ao objetivo proposto nesse estudo, a efetividade de *hedging* estimada pelo uso da estratégia de cobertura completa será comparada a conseguida pela estratégia ótima estimada pelos modelos: [1] de variância mínima de *Ederington* (1979), [2] generalizado de



Myers e Thompson (1989), [3] autorregressivo vetorial bivariado com correção de erro (VEC), [4] generalizado de heterocedasticade condicional autorregressiva diagonal *vech* de Bollerslev *et al.* (1988), [5] generalizado de heterocedasticade condicional autorregressiva de correlação condicional constante de Bollerslev (1990) e, [6] generalizado de heterocedasticade condicional autorregressiva diagonal *bekk* de Baba *et. al.* (1990) e, Engle e Kroner (1995). O quadro 2 apresenta os sistemas de equações dos modelos de estimação da razão e efetividade de *hedging* referentes às estratégias de cobertura de risco que fazem parte dos testes empíricos desse trabalho.

Quadro 2 – Modelos aplicados à estimação da razão e efetividade de *hedging* para o mercado do boi gordo mineiro e paulista

Modelo	Sistema de Equações Matrizes de variância e covariância	Razão de <i>hedge</i> (h)	Efetividade de <i>hedging</i> (e)
FULL	Não se aplica	$h = 1$ <p>Neste caso, a posição de <i>hedge</i> (h) completa de cobertura é a razão considerada ideal pelo método <i>full hedging</i>.</p>	$e = \sigma_u^2 - \sigma_h^2 / \sigma_u^2$ <p>Onde: e, representa a efetividade de <i>hedging</i>; <math>\sigma_u^2</math> é a variância da carteira não protegida e; <math>\sigma_h^2</math> é a variância da carteira protegida.</p>
VM	Não se aplica	$\Delta S = \alpha + \beta \Delta F + u_t$ <p>Onde: <math>\alpha</math>, é uma constante da regressão; <math>\Delta S_t</math> e <math>\Delta F_t</math>, são as variações dos preços a vista e futuros durante o <i>hedging</i> e; <math>\beta</math>, é a razão de <i>hedge</i> ótima (h).</p>	$e = \sigma_{sf}^2 / \sigma_s^2 \sigma_f^2 = \rho^2$ <p>Onde: <math>\rho^2</math>, é o coeficiente de determinação <math>R^2</math>, entre a variância dos preços a vista <math>\sigma_s^2</math> e a variância dos preços futuros <math>\sigma_f^2</math>.</p>
GMT	Não se aplica	$\Delta S_t = \alpha + h \Delta F_t + \sum_{i=1}^p \beta \Delta S_{t-i} + \gamma \Delta F_{t-1} + u_t$ <p>Onde: <math>\Delta S_t</math> é o preço a vista da <i>commodity</i> na primeira diferença no momento t; <math>\delta</math> é a razão de <i>hedge</i> ótima (h); <math>\Delta F_t</math> é o preço futuro da <i>commodity</i> na primeira diferença; <math>\Delta F_{t-i}</math> é o preço futuro da <i>commodity</i> no momento t-i; <math>\Delta S_{t-i}</math> é o preço a vista da <i>commodity</i> na primeira diferença no momento t-i; e <math>u_t</math> é o termo de erro.</p>	$e = \sigma_u^2 - \sigma_h^2 / \sigma_u^2$ <p>Onde: e, representa a efetividade de <i>hedging</i>; <math>\sigma_u^2</math> é a variância da carteira não protegida e; <math>\sigma_h^2</math> é a variância da carteira protegida.</p>
VEC	$\begin{cases} \Delta S_t = c_s + \sum_{i=1}^k \beta_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta F_{t-i} + \gamma_s Z_{t-1} + \mu_{st} \\ \Delta F_t = c_f + \sum_{i=1}^k \beta_{fs} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{ff} \Delta F_{t-i} - \gamma_f Z_{t-1} + \mu_{ft} \end{cases}$	$h = \sigma_{sf} / \sigma_{ff}$ <p>Onde: <math>\sigma_{sf}</math> é a covariância entre os preços a vista e futuros; <math>\sigma_{ff}</math> é a variância dos preços futuros; e h é a razão de <i>hedge</i> ótima.</p>	$e = \sigma_u^2 - \sigma_h^2 / \sigma_u^2$ <p>Onde: e, representa a efetividade de <i>hedging</i>; <math>\sigma_u^2</math> é a variância da carteira não protegida e; <math>\sigma_h^2</math> é a variância da carteira protegida.</p>

VECH	$\begin{cases} h_{ss,t} = c_{ss} + \alpha_{ss} \varepsilon_{s,t-1}^2 + \beta_{ss} h_{ss,t-1} \\ h_{sf,t} = c_{sf} + \alpha_{sf} \varepsilon_{s,t-1} \varepsilon_{f,t-1} + \beta_{sf} h_{sf,t-1} \\ h_{ff,t} = c_{ff} + \alpha_{ff} \varepsilon_{f,t-1}^2 + \beta_{ff} h_{ff,t-1} \end{cases}$	$h_t = \text{cov}(\Delta s_t, \Delta f_t   \Omega_{t-1}) / (\Delta f_t   \Omega_{t-1})$ <p>Onde: <math>\Delta s_t</math> e <math>\Delta f_t</math> são as variações absolutas dos preços a vista e futuros; <math>\Omega_{t-1}</math> é a matriz de covariância condicional; e <math>h_t</math> é a razão de <i>hedge</i> ótima.</p>	$e = \sigma_u^2 - \sigma_h^2 / \sigma_u^2$ <p>Onde: <math>e</math>, representa a efetividade de <i>hedging</i>; <math>\sigma_u^2</math> é a variância da carteira não protegida e; <math>\sigma_h^2</math> é a variância da carteira protegida.</p>
CCC	$\begin{cases} h_{ff,t} = w_f + \alpha_f \sum_{p=1}^p \varepsilon_{f,t-p}^2 + \beta_f \sum_{q=1}^q h_{ff,t-q} \\ h_{ss,t} = w_s + \alpha_s \sum_{p=1}^p \varepsilon_{s,t-p}^2 + \beta_s \sum_{q=1}^q h_{ss,t-q} \end{cases}$	$h_t = \text{cov}(\Delta s_t, \Delta f_t   \Omega_{t-1}) / (\Delta f_t   \Omega_{t-1})$ <p>Onde: <math>\Delta s_t</math> e <math>\Delta f_t</math> são as variações absolutas dos preços a vista e futuros; <math>\Omega_{t-1}</math> é a matriz de covariância condicional; e <math>h_t</math> é a razão de <i>hedge</i> ótima.</p>	$e = \sigma_u^2 - \sigma_h^2 / \sigma_u^2$ <p>Onde: <math>e</math>, representa a efetividade de <i>hedging</i>; <math>\sigma_u^2</math> é a variância da carteira não protegida e; <math>\sigma_h^2</math> é a variância da carteira protegida.</p>
BEKK	$\begin{cases} h_{s,t} = c_{ss} + \alpha_{22} \varepsilon_{s,t-1}^2 + \beta_{22} h_s \\ h_{sf,t} = c_{sf} + \alpha_{11} \alpha_{22} \varepsilon_{s,t-1}^2 + \beta_{11} \beta_{22} h_{sf} \\ h_{f,t} = c_{ff} + \alpha_{11}^2 \varepsilon_{f,t-1}^2 + \beta_{11}^2 h_f \end{cases}$	$h_t = \text{cov}(\Delta s_t, \Delta f_t   \Omega_{t-1}) / (\Delta f_t   \Omega_{t-1})$ <p>Onde: <math>\Delta s_t</math> e <math>\Delta f_t</math> são as variações absolutas dos preços a vista e futuros; <math>\Omega_{t-1}</math> é a matriz de covariância condicional; e <math>h_t</math> é a razão de <i>hedge</i> ótima.</p>	$e = \sigma_u^2 - \sigma_h^2 / \sigma_u^2$ <p>Onde: <math>e</math>, representa a efetividade de <i>hedging</i>; <math>\sigma_u^2</math> é a variância da carteira não protegida e; <math>\sigma_h^2</math> é a variância da carteira protegida.</p>

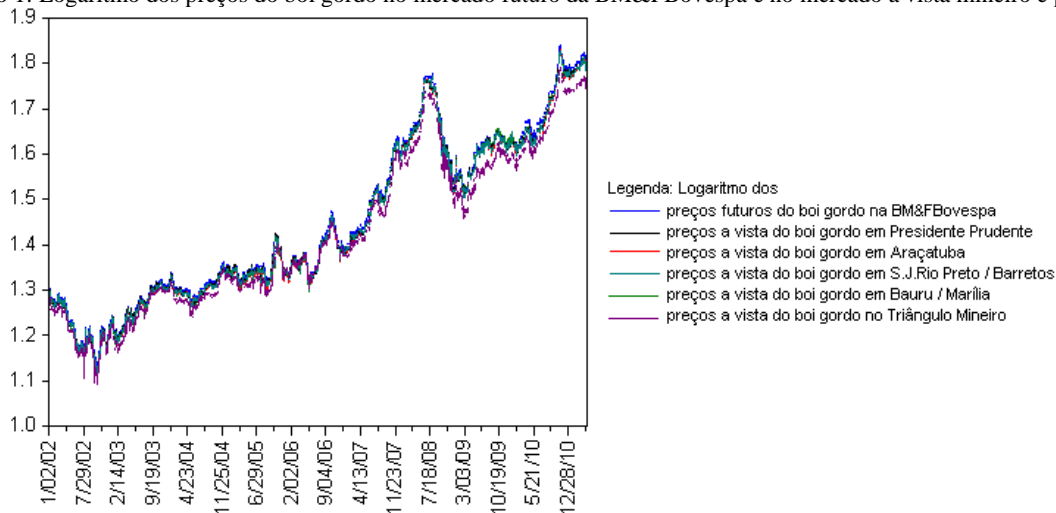
Fonte: Elaborado pelos autores

Notas: (FULL) *hedge* completo, (VM) modelo de variância mínima de Ederington (1979), (GMT) modelo generalizado de Myers e Thompson, (VEC) modelo vetorial autorregressivo com a inclusão do mecanismo de correção de erro de Lien e Luo (1994), (VECH) modelo heterocedástico condicional autorregressivo generalizado bivariado diagonal *vech* de Baillie e Myers (1991), (CCC) modelo heterocedástico autorregressivo generalizado de correlação condicional constante de Bollerslev (1990), (BEKK) modelo heterocedástico autorregressivo generalizado bivariado diagonal *bekk* de Baba *et. al.* (1990) e, Engle e Kroner (1995).

#### 4 DISCUSSÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

O comportamento das séries logaritmizadas dos preços do boi gordo no mercado futuro da BM&FBovespa e no mercado a vista do boi gordo mineiro e paulista é bastante similar; porém, vale ressaltar que a diferença entre os preços futuros e preços a vista para o mercado paulista é praticamente nula na maior parte do tempo. Por outro lado, preços a vista do boi gordo do Triângulo Mineiro são em média 2% inferiores aos preços futuros do boi gordo na BM&FBovespa na data do vencimento dos contratos (ver gráfico 1).

Gráfico 1: Logaritmo dos preços do boi gordo no mercado futuro da BM&FBovespa e no mercado a vista mineiro e paulista



Fonte: Dados da pesquisa

Com base nos resultados da tabela 1, pode-se assegurar que os preços futuros do boi gordo na BM&FBovespa e os preços a vista do boi gordo mineiro e paulista são forte e positivamente associados em torno de 99%, com nível de significância de 1%. Apesar da correlação de *Pearson* não ser uma estatística conclusiva quanto à movimentação conjunta das séries, ressalta-se que associação entre os preços a vista e futuros são estimativas que sinalizam uma possível relação entre as variáveis estudadas e, por consequência sugerem a combinação entre os preços no longo prazo.

Tabela 1 – Associação linear entre os preços futuros do boi gordo na BM&FBovespa e os preços a vista do boi gordo mineiro e paulista

Preços	BM&FBovespa	Araçatuba	Bauru / Marília	Presidente Prudente	SJRP / Barretos	Triângulo Mineiro
BM&FBovespa	1,000	0,9999*	0,9998*	0,9998*	0,9999*	0,9985*
Araçatuba		1,000	0,9998*	0,9998*	0,9999*	0,9983*
Bauru / Marília			1,000	0,9998*	0,9999*	0,9983*
Presidente Prudente				1,000	0,9998*	0,9982*
SJRP / Barretos					1,000	0,9985*
Triângulo Mineiro						1,000

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: (SJRP) São José do Rio Preto, (\*) significante estatisticamente ao nível de 1% - correlação de *Pearson*.

Após a constatação da forte associação linear entre o mercado futuro e mercado a vista do boi gordo mineiro e paulista, o estudo segue com a aplicação dos métodos de estimação da razão de *hedge*. Os coeficientes estimados pela regressão linear e as estatísticas para a avaliação da significância dos parâmetros do modelo de variância mínima são expostos na tabela 2.

Tabela 2 - Razão de *hedge* pela aplicação do modelo de variância mínima (VM)

	Araçatuba	Bauru / Marília	Presidente Prudente	SJRP / Barretos	Triângulo Mineiro
<b>Coefficientes (VM)</b>					
$\alpha$	-0,0010	-0,0092	0,0069	0,0069	0,0510
$\beta$	0,9939*	1,0008*	0,9904*	0,9896*	0,9453*
<b>Estatísticas (VM)</b>					
<i>Estatística F</i>	7873156,0	5407150,0	4541234,0	7664379,0	663541,4
<i>p-valor (F)</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
$R^2_{Ajustado}$	0,9997	0,9996	0,9996	0,9997	0,9970
<i>Log likelihood</i>	8793,0740	8405,9080	8253,0640	8775,0150	6434,0100
<i>AIC</i>	-8,8441	-8,4546	-8,3009	-8,8260	-6,4708
<i>SBC</i>	-8,8385	-8,4490	-8,2952	-8,8203	-6,4652
<i>HQC</i>	-8,8421	-8,4526	-8,2988	-8,8239	-6,4688
<i>DW</i>	0,5746	0,3351	0,5018	0,4416	0,0685

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: (VM) modelo de variância mínima de Ederington (1979), ( $\beta$ ) razão de *hedge* ótima, (SJRP) São José do Rio Preto, (*Log likelihood*) log-verossimilhança, (*AIC*) critério de informação de Akaike, (*SBC*) critério de informação bayesiano de Schwarz, (*HQC*) critério de informação de Hannan-Quinn, (*DW*) estatística *d* de Durbin e Watson e (\*) significante estatisticamente ao nível de 1%.

De acordo com a tabela 2, a razão de *hedge* que define a proporção ótima de contratos futuros que minimiza a variância da posição no mercado a vista do boi gordo foi de, aproximadamente, 0,95 para o Triângulo Mineiro, 0,99 para Araçatuba, Presidente Prudente e São José do Rio Preto/Barretos e, 1,00 para região de Bauru/Marília. Os valores  $R^2$  das regressões foram superiores a 99% para todas as estimativas, o que demonstra uma capacidade preditiva expressiva dos modelos de variância mínima. As estatísticas *F* referentes ao ajustamento geral dos modelos de regressão, assim como o teste *t* da razão de *hedge*, também se apresentaram significantes ao nível de 1% (ver tabela 2). Por outro lado, os valores dos critérios de informação de Akaike, bayesiano de Schwarz e de Hannan-Quinn mostram que o número de defasagens do modelo não atende às necessidades de precisão da estimativa ótima.

A tabela 3 apresenta os coeficientes estimados e as estatísticas para a avaliação da significância dos parâmetros pela aplicação do modelo generalizado de Myers e Thompson (1989).

Tabela 3 - Razão de *hedge* pela aplicação do modelo de generalizado de Myers e Thompson (GMT)

	Araçatuba	Bauru / Marília	Presidente Prudente	SJRP / Barretos	Triângulo Mineiro
<b>Coefficientes (GMT)</b>					
$\alpha$	-8,15E-07	2,16E-07	3,63E-06	-6,75E-06	1,53E-06
$\beta$	0,9910*	0,9892*	0,9701*	1,0059*	0,9227*
$\Delta(\log ps, 2)$	0,5005	0,5002	0,5000	0,5004	0,5002
$\Delta(\log pf, 2)$	-0,4937	-0,4956	-0,4842	-0,5010	-0,4644
<b>Estatísticas (GMT)</b>					
<i>Estatística F</i>	15386,4900	17960,4300	10132,8300	20205,3400	7500,5060
<i>p-valor (F)</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
$R^2_{Ajustado}$	0,9588	0,9645	0,9388	0,9683	0,9190
<i>Log likelihood</i>	10468,1200	10611,2900	10041,8500	10745,5300	9860,1420
<i>AIC</i>	-10,5379	-10,6821	-10,1086	-10,8173	-9,9256
<i>SBC</i>	-10,5266	-10,6708	-10,0973	-10,8060	-9,9144
<i>HQC</i>	-10,5338	-10,6779	-10,1045	-10,8131	-9,9215
<i>DW</i>	1,7199	1,6348	1,5896	1,7248	1,0726

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: (GMT) modelo generalizado de Myers e Thompson, ( $\log ps, 2$ ) logaritmo do preço a vista na primeira diferença, ( $\log pf, 2$ ) logaritmo do preço a futuro na primeira diferença, ( $\beta$ ) razão de *hedge* ótima, (SJRP) São José do Rio Preto, (*Log likelihood*) log-verossimilhança, (*AIC*) critério de informação de Akaike, (*SBC*) critério de informação bayesiano de Schwarz, (*HQC*) critério de informação de Hannan-Quinn, (*DW*) estatística *d* de Durbin e Watson e (\*) significativa estatisticamente ao nível de 1%.

Conforme dados da tabela 3, a razão de *hedge* foi de, aproximadamente, 0,93 para o Triângulo Mineiro, 0,99 para Araçatuba e Bauru/Marília, 0,97 para Presidente Prudente e 1,00 para São José do Rio Preto/Barretos. Os valores  $R^2$  das regressões ficaram entre 91% e 97%, o que demonstra uma expressiva capacidade preditiva dos modelos generalizados. As estatísticas *F* referentes ao ajustamento geral dos modelos de regressão, assim como o teste *t* da razão de *hedge*, também se apresentaram significantes ao nível de 1% (ver tabela 3). Já os valores dos critérios de informação de Akaike, bayesiano de Schwarz e de Hannan-Quinn mostram uma melhora preditiva do modelo comparado ao modelo de variância mínima.

Uma vez verificada a ordem de integração igual a um pelo teste de Phillips-Perron (ver tabela 13 do anexo 1) e o número ótimo de defasagens pelos critérios de informação, segue na tabela 4 as equações das razões de *hedge* ótimas e os coeficientes e estatísticas dos modelos vetoriais autorregressivos com a correção de erro.

Tabela 4 - Modelo vetorial autorregressivo com a inclusão do mecanismo de correção de erro (VEC) para preços a vista do boi gordo mineiro e paulista e preços futuros do boi gordo na BM&amp;FBovespa

Equação do Vetor de Cointegração	Araçatuba	Bauru / Marília	Presidente Prudente	SJRP / Barretos	Triângulo Mineiro
$\alpha$	0,0009	0,0097	-0,0070	-0,0075	-0,0550
$\beta$	-0,9939	-1,0011	-0,9904	-0,9892	-0,9425
Erro Padrão	-0,0021	-0,0033	-0,0023	-0,0026	-0,0114
Estatística $t$	[-465.515]	[-306.564]	[-427.602]	[-384.068]	[-82.5338]
Modelo VEC	Araçatuba	Bauru / Marília	Presidente Prudente	SJRP / Barretos	Triângulo Mineiro
Constante	0,0002 [ 1.65747]	0,0002 [ 1.65266]	0,0002 [ 1.51668]	0,0002 [ 1.55712]	0,0002 [ 1.38419]
$u_{t-1}$	-0,0861 [-1.52214]	-0,1028 [-2.39537]	-0,1148 [-2.69903]	-0,1706 [-3.19620]	-0,0430 [-2.94578]
$\Delta S_{t-1}$	-0,3345 [-3.93215]	-0,4942 [-6.04247]	-0,3005 [-4.62912]	-0,2724 [-3.00626]	-0,1446 [-2.65839]
$\Delta F_{t-1}$	0,3888 [ 4.42691]	0,5335 [ 6.27571]	0,3438 [ 5.07682]	0,3375 [ 3.60344]	0,1744 [ 3.14137]
$\Delta S_{t-2}$	-0,1861 [-2.05683]	-0,2474 [-2.81269]	-0,0804 [-1.19615]	-0,3337 [-3.39469]	-0,0894 [-1.64575]
$\Delta F_{t-2}$	0,2597 [ 2.78997]	0,3240 [ 3.57179]	0,1613 [ 2.31679]	0,4048 [ 3.99352]	0,1590 [ 2.86961]
$\Delta S_{t-3}$	-0,1550 [-1.68532]	-0,2018 [-2.25339]	-0,1294 [-1.95801]	-0,1350 [-1.34035]	-0,0638 [-1.17988]
$\Delta F_{t-3}$	0,1338 [ 1.41863]	0,1782 [ 1.92905]	0,1013 [ 1.47364]	0,1133 [ 1.09279]	0,0559 [ 1.01009]
$\Delta S_{t-4}$	-0,0273 [-0.30359]	-0,1312 [-1.48433]	0,0505 [ 0.79097]	-0,0505 [-0.50218]	0,0289 [ 0.53344]
$\Delta F_{t-4}$	0,0490 [ 0.53184]	0,1517 [ 1.66641]	-0,0216 [-0.32600]	0,0818 [ 0.79124]	0,0047 [ 0.08449]
$\Delta S_{t-5}$	-0,0473 [-0.56465]	-0,0784 [-0.92796]	0,0511 [ 0.88938]	-0,0164 [-0.16695]	-0,0267 [-0.49476]
$\Delta F_{t-5}$	0,0794 [ 0.92488]	0,1172 [ 1.34327]	-0,0142 [-0.23550]	0,0468 [ 0.46319]	0,0826 [ 1.49527]
$\Delta S_{t-6}$	0,0494 [ 0.67942]	-0,0348 [-0.46306]	---	-0,0376 [-0.40551]	-0,0920 [-1.70295]
$\Delta F_{t-6}$	-0,0937 [-1.24833]	0,0044 [ 0.05583]	---	-0,0075 [-0.07847]	0,0718 [ 1.29556]
$\Delta S_{t-7}$	---	---	---	-0,0459 [-0.56969]	-0,0705 [-1.30856]
$\Delta F_{t-7}$	---	---	---	0,0672 [ 0.80481]	0,1138 [ 2.05662]
<i>Nº Defasagens</i>	7	7	6	8	8
<i>Log likelihood</i>	17033,17	17119,33	16559,2	17247,81	16516,1
<i>AIC</i>	-17,16625	-17,25323	-16,68335	-17,38769	-16,64859
<i>SBC</i>	-17,08158	-17,16856	-16,60999	-17,29168	-16,55258

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: (VEC) modelo vetorial autorregressivo com a inclusão do mecanismo de correção de erro, ( $\beta$ ) razão de *hedge* ótima, (SJRP) São José do Rio Preto, (*Nº Defasagens*) número ótimo de defasagens pelos critérios de informação, (*Log likelihood*) log-verossimilhança, (*AIC*) critério de informação de *Akaike*, (*SBC*) critério de informação bayesiano de *Schwarz* e [...] Estatística  $t$ .



O número de coeficientes dos modelos VEC estimados significantes a 1% e 5% conforme os valores da estatística  $t$ , apresentados entre colchetes na tabela 4, indicam que os preços futuros são preditores não viesados dos preços no mercado a vista do boi gordo mineiro e paulista.

A razão de *hedge* estimada pelo modelo VEC foi de, aproximadamente, 0,94 para o Triângulo Mineiro, 0,99 para Araçatuba, Presidente Prudente e São José do Rio Preto/Barretos e 1,00 para Bauru/Marília (ver tabela 4). Os dados da tabela 4 mostram ainda que os valores dos critérios de informação de *Akaike*, bayesiano de *Schwarz* e de *Hannan-Quinn* dos modelos VEC apresentaram-se expressivamente menores que os valores obtidos pelo modelo de variância mínima, o que sugere a correção problema da correlação serial entre os preços a vista e futuros e demonstra uma maior precisão preditiva dos modelos VEC.

O primeiro modelo heterocedástico selecionado para estimação das razões de *hedge* variáveis no tempo foi o modelo heterocedástico condicional autorregressivo generalizado bivariado diagonal *vech* de Baillie e Myers (1991) (sigla em inglês, VECH). As matrizes de covariância e variância das séries, que são parte do cômputo da razão de *hedge* ótima; assim como os coeficientes das regressões e as estatísticas para a avaliação da significância dos parâmetros dos modelos VECH estimados são expostos na tabela 5.

Tabela 5 - Razão de *hedge* pela aplicação do modelo heterocedástico VECH

	Araçatuba	Bauru / Marília	Presidente Prudente	SJRP / Barretos	Triângulo Mineiro
<b>Coeficientes VECH (1,1)</b>					
$c_{11}$	7,8E-06*	1,1E-05*	1,5E-05*	3,3E-05*	7,6E-06*
$c_{12}$	8,5E-06*	1,1E-05*	1,3E-05*	2,8E-05*	6,7E-06*
$c_{22}$	9,5E-06*	1,2E-05*	1,4E-05*	2,4E-05*	8,6E-06*
$\alpha_{11}$	0,3511*	0,3565*	0,5442*	0,9835*	0,9000*
$\alpha_{12}$	0,3509*	0,3563*	0,5437*	1,0165*	0,8997*
$\alpha_{22}$	0,3507*	0,3561*	0,5432*	1,0511*	0,8996*
$\beta_{11}$	0,6284*	0,6387*	0,4362*	0,0671**	0,1839*
$\beta_{12}$	0,6286*	0,6388*	0,4367*	0,0585**	0,1838*
$\beta_{22}$	0,6288*	0,6388*	0,4371*	0,0501***	0,1837*
$v$	78,3535	842,3786	142,6597	7,0017	34,4501
<b>Estatísticas VECH</b>					
<i>Log likelihood</i>	11684,6100	11744,0000	11159,0500	9200,7160	10906,7900
<i>AIC</i>	-11,7431	-11,8028	-11,2143	-9,2442	-10,9606
<i>SBC</i>	-11,7093	-11,7690	-11,1806	-9,2104	-10,9268
<i>HQC</i>	-11,7307	-11,7904	-11,2019	-9,2318	-10,9482
<b>Equação da Razão de Hedge</b>					
$Cov(\Delta S_{t-1}, \Delta F_{t-1}   \Omega_{t-1})$	0,0446	0,0445	0,0462	0,0336	0,0486
$Var(\Delta F_{t-1}   \Omega_{t-1})$	0,0447	0,0449	0,0462	0,0339	0,0513
$h$	0,9974	0,9909	1,0012	0,9900	0,9464

Fonte: Dados da Pesquisa

Notas: (VECH) modelo heterocedástico condicional autorregressivo generalizado bivariado diagonal *vech* de Baillie e Myers (1991), (SJRP) São José do Rio Preto, (*Log likelihood*) log-verossimilhança, (*AIC*) critério de informação de *Akaike*, (*SBC*) critério de informação bayesiano de *Schwarz*, (*HQC*) critério de informação de

*Hannan-Quinn*, ( $v$ ) coeficiente da distribuição  $t$ , (\*) significativa estatisticamente ao nível de 1%, (\*\*) significativa estatisticamente ao nível de 5%, (\*\*\*) significativa estatisticamente ao nível de 10%, (ns) não significativa estatisticamente,  $(\Omega_{t-1})$  é a matriz de covariância condicional,  $Cov(\Delta S_{t-1}, \Delta F_{t-1})$  é a covariância entre os preços a vista e futuros,  $Var(\Delta F_{t-1})$  é a variância dos preços futuros e ( $h$ ) é a razão de *hedge* ótima.

Conforme exposto na tabela 5, as razões de *hedge* ótima estimadas pelo modelo VECH foram de, aproximadamente, 0,95 para o Triângulo Mineiro, 0,99 para Araçatuba, Bauru/Marília e São José do Rio Preto/Barretos e 1,00 para Presidente Prudente. Ressalta-se que 100% dos coeficientes são significativos ao nível de 1% para as estimativas dos modelos VECH estimados para o Triângulo Mineiro, Araçatuba, Bauru/Marília e Presidente Prudente. Agrega-se a essas estatísticas, os valores dos critérios de informação de *Akaike*, bayesiano de *Schwarz* e de *Hannan-Quinn*, que demonstram a robustez e a precisão dos modelos VECH estimados, como mostra a tabela 5.

Caracterizado pela estimação por um número menor de parâmetros que o modelo VECH, e pela imposição às restrições de correlação constante, em que as covariâncias derivam exclusivamente das variâncias condicionais das séries, o modelo heterocedástico autorregressivo generalizado de correlação condicional constante de Bollerslev (1990) (sigla, CCC), foi o segundo modelo heterocedástico a ser selecionado para estimação das razões de *hedge* variáveis no tempo. As matrizes de covariância e variância das séries, que são parte do cômputo da razão de *hedge* ótima, assim como os coeficientes das regressões e as estatísticas para a avaliação da significância dos parâmetros dos modelos CCC estimados são mostrados na tabela 6.

Tabela 6 - Razão de *hedge* pela aplicação do modelo heterocedástico CCC

	Araçatuba	Bauru / Marília	Presidente Prudente	SJRP / Barretos	Triângulo Mineiro
<b>Coeficientes CCC (1,1)</b>					
$c_f$	3,8E-03*	3,4E-03*	2,6E-03*	3,4E-03*	1,3E-04 <sup>ns</sup>
$a_f$	4,6E-01*	4,7E-01*	5,6E-01*	3,9E-01*	4,1E+00 <sup>ns</sup>
$\beta_f$	4,0E-01*	3,4E-01*	3,8E-01*	4,2E-01*	-3,8E-02*
$c_s$	0,0036*	0,0035*	0,0025*	0,0035*	0,0001 <sup>ns</sup>
$a_s$	0,4587*	0,4892*	0,5775*	0,3896*	4,2066 <sup>ns</sup>
$\beta_s$	0,4080*	0,3186*	0,3768*	0,4301*	-0,0667*
$\rho_{fs}$	0,9999*	0,9999*	0,9999*	0,9999*	0,9999*
$v$	13,9861	17,1777	14,2539	18,8892	2,6717
<b>Estatísticas CCC</b>					
<i>Log likelihood</i>	10289,8400	10431,7600	9602,0540	10536,3300	9322,2680
<i>AIC</i>	-10,3419	-10,4847	-9,6500	-10,5899	-9,3685
<i>SBC</i>	-10,3138	-10,4565	-9,6218	-10,5617	-9,3403
<i>HQC</i>	-10,3316	-10,4743	-9,6396	-10,5795	-9,3581
<b>Equação da Razão de Hedge</b>					
$Cov(\Delta S_{t-1}, \Delta F_{t-1}   \Omega_{t-1})$	0,0339	0,0359	0,0363	0,0353	0,0320
$Var(\Delta F_{t-1}   \Omega_{t-1})$	0,0341	0,0362	0,0363	0,0357	0,0338
$h$	0,9939	0,9900	1,0011	0,9897	0,9454

Fonte: Dados da Pesquisa

Notas: (CCC) modelo heterocedástico autorregressivo generalizado de correlação condicional constante de Bollerslev (1990), (SJRP) São José do Rio Preto, (*Log likelihood*) log-verossimilhança, (*AIC*) critério de informação de Akaike, (*SBC*) critério de informação bayesiano de Schwarz, (*HQC*) critério de informação de Hannan-Quinn, ( $v$ ) coeficiente da distribuição  $t$ , (\*) significativa estatisticamente ao nível de 1%, (\*\*) significativa estatisticamente ao nível de 5%, (\*\*\*) significativa estatisticamente ao nível de 10%, (ns) não significativa estatisticamente, ( $\Omega_{t-1}$ ) é a matriz de covariância condicional,  $Cov(\Delta S_{t-1}, \Delta F_{t-1})$  é a covariância entre os preços a vista e futuros,  $Var(\Delta F_{t-1})$  é a variância dos preços futuros e ( $h$ ) é a razão de *hedge* ótima.

Conforme exposto na tabela 6, as razões de *hedge* ótimas estimada pelo modelo CCC foram de, aproximadamente, 0,95 para o Triângulo Mineiro, 0,99 para Araçatuba, Bauru/Marília e São José do Rio Preto/Barretos e 1,00 para Presidente Prudente. Sobre os parâmetros do modelo CCC, destaca-se, ainda, que esse atingiu 100% dos coeficientes significativos ao nível de 1% para os modelos estimados para o mercado do boi gordo paulista. Porém, o modelo estimado para o Triângulo Mineiro apresentou apenas 50% dos coeficientes sem significância estatística. Contudo, os valores dos critérios de informação de Akaike, bayesiano de Schwarz e de Hannan-Quinn, demonstram a robustez e a precisão dos modelos CCC estimados.

Após a análise dos resultados obtidos a partir do modelo CCC, os testes para a estimação do posicionamento ótimo no mercado futuro têm sequência com a aplicação do modelo heterocedástico autorregressivo generalizado bivariado diagonal *bek* de Baba *et. al.* (1990) e, Engle e Kroner (1995) (sigla, *BEKK*), que se caracteriza pelo uso mínimo de parâmetros, mesmo sem a imposição de restrições de equações cruzadas que determinam a definição positiva para os valores dos parâmetros.

O resultado do teste empírico com o modelo *BEKK*, para estimação das razões de *hedge* variáveis no tempo, é apresentado na tabela 7. As matrizes de covariância e variância das séries, que são parte do cômputo da razão de *hedge* ótima, assim como os coeficientes das regressões e as estatísticas para a avaliação da significância dos parâmetros dos modelos também são expostos na tabela 7.

Tabela 7 - Razão de *hedge* pela aplicação do modelo heterocedástico *BEKK*

	Araçatuba	Bauru / Marília	Presidente Prudente	SJRP / Barretos	Triângulo Mineiro
<b>Coefficientes BEKK (1,1)</b>					
$c_{11}$	-4,4E-09 <sup>ns</sup>	2,2E-07 <sup>***</sup>	6,5E-07*	2,0E-07 <sup>ns</sup>	3,2E-06*
$c_{22}$	2,5E-07*	9,4E-08 <sup>ns</sup>	6,2E-07*	1,3E-07 <sup>ns</sup>	2,0E-07 <sup>ns</sup>
$\alpha_{11}$	5,7E-01*	5,7E-01*	7,1E-01*	5,8E-01*	9,4E-01*
$\alpha_{22}$	0,5701*	0,5666*	0,7075*	0,5831*	0,9398*
$\beta_{11}$	0,8390*	-0,8346*	-0,7313*	-0,8249*	-0,4595*
$\beta_{22}$	0,8397*	-0,8349*	-0,7317*	-0,8247*	-0,4593*
$v$	41,4282	94,0234	76,2706	31,0087	33,0360
<b>Estatísticas BEKK</b>					
<i>Log likelihood</i>	11649,3200	11705,1500	11121,6300	11826,3400	10521,5800
<i>AIC</i>	-11,7106	-11,7668	-11,1797	-11,8887	-10,5760
<i>SBC</i>	-11,6853	-11,7414	-11,1544	-11,8633	-10,5507

<i>HQC</i>	-11,7013	-11,7574	-11,1704	-11,8794	-10,5667
Equação da Razão de <i>Hedge</i>					
$Cov(\Delta S_{t-1}, \Delta F_{t-1}   \Omega_{t-1})$	0,0445	0,0446	0,0459	0,0449	0,0326
$Var(\Delta F_{t-1}   \Omega_{t-1})$	0,0447	0,0450	0,0458	0,0454	0,0346
<i>h</i>	0,9972	0,9909	1,0012	0,9897	0,9404

Fonte: Dados da Pesquisa

Notas: (BEKK) modelo heterocedástico autorregressivo generalizado bivariado diagonal *bekk* de Baba *et. al.* (1990) e, Engle e Kroner (1995), (SJRP) São José do Rio Preto, (*Log likelihood*) log-verossimilhança, (*AIC*) critério de informação de *Akaike*, (*SBC*) critério de informação bayesiano de *Schwarz*, (*HQC*) critério de informação de *Hannan-Quinn*, (*v*) coeficiente da distribuição *t*, (\*) significativa estatisticamente ao nível de 1%, (\*\*) significativa estatisticamente ao nível de 5%, (\*\*\*) significativa estatisticamente ao nível de 10%, (ns) não significativa estatisticamente, ( $\Omega_{t-1}$ ) é a matriz de covariância condicional,  $Cov(\Delta S_{t-1}, \Delta F_{t-1})$  é a covariância entre os preços a vista e futuros,  $Var(\Delta F_{t-1})$  é a variância dos preços futuros e (*h*) é a razão de *hedge* ótima.

Conforme exposto na tabela 7, as razões de *hedge* ótimas estimadas pelo modelo BEKK foram de, aproximadamente, 0,95 para o Triângulo Mineiro, 0,99 para Araçatuba, Bauru/Marília e São José do Rio Preto/Barretos e 1,00 para Presidente Prudente.

Os valores dos critérios de informação de *Akaike*, bayesiano de *Schwarz* e de *Hannan-Quinn*, demonstram a robustez e a precisão dos modelos BEKK estimados. Porém, com exceção do modelo estimado para a Presidente Prudente, todos os demais apresentam no mínimo um coeficiente sem significância estatística para os parâmetros estimados (ver tabela 7).

A tabela 8 a seguir mostra resumidamente para o mercado a vista do boi gordo mineiro e paulista, as razões de *hedge* ótimas estimadas pelos modelos de variância mínima, generalizado, e de correção de erros de cointegração e de heterocedasticidade aplicados nesse estudo. A tabela 8 também traz a razão igual a um considerada para a estratégia de cobertura completa ou *hedge* completo.

Tabela 8 - Razão de *hedge* ótimo e o *hedge* completo para o boi gordo mineiro e paulista

	VM	GMT	VEC	VECH	CCC	BEKK	FULL
Araçatuba	0,9939	0,9910	0,9939	0,9974	0,9939	0,9972	1,0000
Bauru / Marília	1,0008	0,9892	1,0011	1,0012	1,0011	1,0012	1,0000
Presidente Prudente	0,9904	0,9701	0,9904	0,9909	0,9900	0,9909	1,0000
SJRP / Barretos	0,9896	1,0059	0,9892	0,9900	0,9897	0,9897	1,0000
Triângulo Mineiro	0,9453	0,9227	0,9425	0,9464	0,9454	0,9404	1,0000

Fonte: Dados da Pesquisa

Notas: (FULL) *hedge* completo, (VM) modelo de variância mínima de Ederington (1979), (GMT) modelo generalizado de Myers e Thompson, (VEC) modelo vetorial autorregressivo com a inclusão do mecanismo de correção de erro, (VECH) modelo heterocedástico condicional autorregressivo generalizado bivariado diagonal *vech* de Baillie e Myers (1991), (CCC) modelo heterocedástico autorregressivo generalizado de correlação condicional constante de Bollerslev (1990), (BEKK) modelo heterocedástico autorregressivo generalizado bivariado diagonal *bekk* de Baba *et. al.* (1990) e, Engle e Kroner (1995), (SJRP) São José do Rio Preto.

A partir da aplicação das razões de *hedge* ótimas estimadas pelos diferentes métodos de estimação (ver tabela 8), foram realizados os testes empíricos para efetividade de *hedging* para os

horizontes de 12 meses (ver tabela 9), 9 meses (ver tabela 10), 6 meses (ver tabela 11) e 3 meses (ver tabela 12), conforme planejamento do gerenciamento de risco de preços padrão para fases de recria e engorda de bovinos de corte nos sistemas de produção semi-intensivo e intensivo. Porém, vale destacar que os resultados dos testes empíricos expostos nas tabelas 9, 10, 11 e 12, contribuirão para verificar qual entre as estratégias adotadas no mercado futuro – completa ou ótima – é mais efetiva na cobertura do risco de preços para o mercado a vista do boi gordo mineiro e paulista?

A tabela 9 a seguir apresenta a efetividade de *hedging* para o horizonte de planejamento de 12 meses com base na aplicação das razões de *hedge* expostas na tabela 8, que contemplam as estratégias completa e ótima de cobertura de risco, e seus respectivos métodos de estimação.

Tabela 9 – Cobertura do risco: *hedge* ótimo versus *hedge* completo para o boi gordo mineiro e paulista (Efetividade de *hedging* para um horizonte de planejamento = 12 meses)

	VM	GMT	VEC	VECH	CCC	BEKK	FULL	DIF.
Araçatuba	99,87*	99,08	99,08	99,87	99,08	99,08	99,08	0,80
Bauru / Marília	99,86*	98,84	98,83	99,86	98,83	98,83	98,83	1,03
Presidente Prudente	99,86*	99,03	99,10	99,86	99,10	99,10	99,11	0,75
SJRP / Barretos	99,87*	99,02	99,02	99,87	99,02	99,02	99,02	0,85
Triângulo Mineiro	99,60*	98,93	98,92	99,60	98,91	98,92	98,36	0,57

Fonte: Dados da Pesquisa

Notas: (FULL) *hedge* completo, (VM) modelo de variância mínima de Ederington (1979), (GMT) modelo generalizado de Myers e Thompson, (VEC) modelo vetorial autorregressivo com a inclusão do mecanismo de correção de erro, (VECH) modelo heterocedástico condicional autorregressivo generalizado bivariado diagonal *vech* de Baillie e Myers (1991), (CCC) modelo heterocedástico autorregressivo generalizado de correlação condicional constante de Bollerslev (1990), (BEKK) modelo heterocedástico autorregressivo generalizado bivariado diagonal *bekk* de Baba *et. al.* (1990) e, Engle e Kroner (1995), (SJRP) São José do Rio Preto, (DIF.) diferença em cobertura do risco de preços entre a melhor estratégia de cobertura ótima e a estratégia de cobertura completa, e (\*) modelo com desempenho superior em efetividade de *hedging* ou cobertura do risco.

Dados da tabela 9 mostram que tanto a estratégia de *hedge* ótimo quanto a estratégia de *hedge* completo apresentaram significativa cobertura de risco (entre 98% e 99%) para todas as regiões estudadas para um horizonte de planejamento de 12 meses. No entanto, o melhor desempenho em cobertura de risco para 12 meses de planejamento foi conseguido pelo uso da razão de *hedge* ótima do modelo de variância mínima de Ederington (1979). Quando comparada a efetividade de *hedging* pelo uso das estratégias completa e ótima no mercado futuro do boi gordo da BM&FBovespa, verificou-se que a primeira é inferior entre 0,57% e 1,03% em mitigação de risco de preços no mercado a vista do boi gordo mineiro e paulista quando comparada ao desempenho atingido pelo uso da razão de *hedge* ótima com melhor cobertura, nesse caso, a do modelo de variância mínima (ver tabela 9).

A tabela 10 a seguir traz a efetividade de *hedging* para o horizonte de planejamento de 9 meses com base na aplicação das razões de *hedge* expostas na tabela 8.

Tabela 10 – Cobertura do risco: *hedge* ótimo versus *hedge* completo para o boi gordo mineiro e paulista (Efetividade de *hedging* para um horizonte de planejamento = 9 meses)

	VM	GMT	VEC	VECH	CCC	BEKK	FULL	DIF.
Araçatuba	97,76	97,74	97,76	97,77	97,76	97,77	99,08*	-1,31
Bauru / Marília	97,87	97,91	97,87	97,87	97,87	97,87	98,83*	-0,92
Presidente Prudente	97,87	97,77	97,87	97,87	97,87	97,87	99,11*	-1,24
SJRP / Barretos	98,18	98,18	98,18	98,18	98,18	98,18	99,02*	-0,84
Triângulo Mineiro	95,54	95,84	95,58	95,52	95,54	95,62	98,36*	-2,74

Fonte: Dados da Pesquisa

Notas: (FULL) *hedge* completo, (VM) modelo de variância mínima de Ederington (1979), (GMT) modelo generalizado de Myers e Thompson, (VEC) modelo vetorial autorregressivo com a inclusão do mecanismo de correção de erro, (VECH) modelo heterocedástico condicional autorregressivo generalizado bivariado diagonal *vech* de Baillie e Myers (1991), (CCC) modelo heterocedástico autorregressivo generalizado de correlação condicional constante de Bollerslev (1990), (BEKK) modelo heterocedástico autorregressivo generalizado bivariado diagonal *bekk* de Baba *et. al.* (1990) e, Engle e Kroner (1995), (SJRP) São José do Rio Preto, (DIF.) diferença em cobertura do risco de preços entre a melhor estratégia de cobertura ótima e a estratégia de cobertura completa, e (\*) modelo com desempenho superior em efetividade de *hedging* ou cobertura do risco.

Conforme os resultados apresentados na tabela 10, a estratégia de *hedge* ótima e completa atingiram níveis bastante significantes em cobertura de risco (entre 95% e 99%) para todas as regiões estudadas para um horizonte de planejamento de 9 meses. Porém, o melhor desempenho em cobertura de risco para 9 meses de planejamento foi conseguido pelo uso do *hedge* completo. Quando comparada a efetividade de *hedging* pelo uso das estratégias completa e ótima no mercado futuro do boi gordo da BM&FBovespa, verificou-se que a primeira é superior entre 0,84% e 2,74% em mitigação de risco de preços no mercado a vista do boi gordo mineiro e paulista quando comparada ao desempenho atingido pelo uso das razões de *hedge* ótimas com melhor potencial para cobertura do risco (ver tabela 10).

A tabela 11 a seguir mostra a efetividade de *hedging* para o horizonte de planejamento de 6 meses com base na aplicação das razões de *hedge* expostas na tabela 8.

 Tabela 11 – Cobertura do risco: *hedge* ótimo versus *hedge* completo para o boi gordo mineiro e paulista (Efetividade de *hedging* para um horizonte de planejamento = 6 meses)

	VM	GMT	VEC	VECH	CCC	BEKK	FULL	DIF.
Araçatuba	94,82	94,80	94,82	94,84	94,82	94,84	94,86*	-0,01
Bauru / Marília	94,96	95,18*	94,96	94,95	94,96	94,95	94,98	0,20
Presidente Prudente	95,31	95,46*	95,31	95,31	95,32	95,31	95,21	0,25
SJRP / Barretos	96,42*	96,38	96,42	96,42	96,42	96,42	96,40	0,02
Triângulo Mineiro	89,80	89,62	89,78	89,81	89,80	89,77	89,85*	-0,08

Fonte: Dados da Pesquisa

Notas: (FULL) *hedge* completo, (VM) modelo de variância mínima de Ederington (1979), (GMT) modelo generalizado de Myers e Thompson, (VEC) modelo vetorial autorregressivo com a inclusão do mecanismo de correção de erro, (VECH) modelo heterocedástico condicional autorregressivo generalizado bivariado diagonal *vech* de Baillie e Myers (1991), (CCC) modelo heterocedástico autorregressivo generalizado de correlação condicional constante de Bollerslev (1990), (BEKK) modelo heterocedástico autorregressivo generalizado bivariado diagonal *bekk* de Baba *et. al.* (1990) e, Engle e Kroner (1995), (SJRP) São José do Rio Preto, (DIF.) diferença em cobertura do risco de preços entre a melhor estratégia de cobertura ótima e a estratégia de cobertura completa, e (\*) modelo com desempenho superior em efetividade de *hedging* ou cobertura do risco.



Nota-se nos dados da tabela 11, que as estratégias de *hedge* – ótima e completa – mitigaram níveis bastante significantes de risco (entre 89% e 97%) para todas as regiões estudadas para um horizonte de planejamento de 6 meses. Porém, enquanto o melhor desempenho em cobertura de risco para 6 meses para as regiões de Araçatuba e do Triângulo Mineiro foram conseguidas pelo uso do *hedge* completo, para as regiões de Bauru/Marília e Presidente Prudente o *hedge* ótimo foi superior. A diferença do desempenho em cobertura do risco entre o *hedge* completo e ótimo foi insignificante para região de São José do Rio Preto/Barretos para 6 meses de planejamento (ver tabela 11).

Por outro lado, comparado o melhor desempenho em efetividade de *hedging* do mercado futuro do boi gordo da BM&FBovespa para o mercado a vista do boi gordo mineiro e paulista pelo uso das razões de *hedge* computadas pelos métodos de estimação baseados nas estratégias de cobertura completa e ótima, essas apresentam pouca diferença em mitigação do risco de preços (entre 0,01% e 0,25%), conforme pode ser visualizado na tabela 11.

A tabela 12 a seguir expõe a efetividade de *hedging* para o horizonte de planejamento de 3 meses com base na aplicação das razões de *hedge* expostas na tabela 8.

Tabela 12 – Cobertura do risco: *hedge* ótimo versus *hedge* completo para o boi gordo mineiro e paulista (Efetividade de *hedging* para um horizonte de planejamento = 3 meses)

	VM	GMT	VEC	VECH	CCC	BEKK	FULL	DIF.
Araçatuba	92,08	92,10*	92,08	92,05	92,08	92,06	92,03	0,07
Bauru / Marília	91,11	91,44*	91,10	91,10	91,10	91,10	91,13	0,31
Presidente Prudente	92,83	93,20*	92,83	92,82	92,84	92,82	92,62	0,58
SJRP / Barretos	93,93	93,93*	93,93	93,90	93,90	93,91	93,92	0,01
Triângulo Mineiro	86,61	86,84*	86,65	86,60	86,61	86,67	85,60	1,24

Fonte: Dados da Pesquisa

Notas: (FULL) *hedge* completo, (VM) modelo de variância mínima de Ederington (1979), (GMT) modelo generalizado de Myers e Thompson, (VEC) modelo vetorial autorregressivo com a inclusão do mecanismo de correção de erro, (VECH) modelo heterocedástico condicional autorregressivo generalizado bivariado diagonal *vech* de Baillie e Myers (1991), (CCC) modelo heterocedástico autorregressivo generalizado de correlação condicional constante de Bollerslev (1990), (BEKK) modelo heterocedástico autorregressivo generalizado bivariado diagonal *bekk* de Baba *et. al.* (1990) e, Engle e Kroner (1995), (SJRP) São José do Rio Preto, (DIF.) diferença em cobertura do risco de preços entre a melhor estratégia de cobertura ótima e a estratégia de cobertura completa, e (\*) modelo com desempenho superior em efetividade de *hedging* ou cobertura do risco.

Assim como nos horizontes mais longos de planejamento (12, 9 e 6 meses), as estratégias de *hedge* ótimo e completo continuam a apresentar cobertura de risco bastante desejável para o horizonte de 3 meses, variando entre 85% e 94% de cobertura para as regiões estudadas (ver tabela 12).

Contudo, o melhor desempenho em cobertura de risco para 3 meses de planejamento foi conseguido pelo uso da razão de *hedge* ótima estimada pelo modelo generalizado de Myers e

Thompson (1989). Ao analisar a efetividade de *hedging* pelo uso das estratégias completa e ótima no mercado futuro do boi gordo da BM&FBovespa, verificou-se que o *hedge* completo é inferior entre 0,01% e 1,24% em mitigação do risco de preços no mercado a vista do boi gordo mineiro e paulista quando comparada ao desempenho atingido pelo uso da razão de *hedge* ótima com melhor cobertura, nesse caso, o modelo generalizado de Myers e Thompson (1989) (ver tabela 12).

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste artigo foi analisar a efetividade das operações de *hedging* para o boi gordo mineiro e paulista no mercado futuro da BM&FBovespa por diferentes estratégias de cobertura. Porém, esse objetivo foi alicerçado sobre duas questões de pesquisa.

A primeira questão abordada foi: A efetividade do *hedging* do boi gordo pela aplicação da estratégia ótima (*hedge* ótimo) é superior à estratégia de cobertura completa (*hedge* completo)? Quanto a essa questão os resultados e análises apontaram para as seguintes conclusões: no contexto geral a estratégia de cobertura completa foi a que apresentou maior equilíbrio em efetividade de *hedging*; mesmo quando a cobertura do risco pela estratégia ótima foi superior a completa, a diferença foi irrelevante em termos percentuais; ao considerar a parcimônia propalada pela teoria de finanças e a simplicidade da estratégia completa quando comparada a modelagem econométrica exigida pelos métodos de estimação das razões de *hedge* baseadas na estratégia ótima, é prudente a escolha pelo *hedge* completo.

A segunda questão abordada foi: Entre os métodos de estimação da razão de *hedge* ótima, mais usados nas pesquisas relacionadas ao mercado do boi gordo, qual apresenta o melhor desempenho em capacidade de mitigação do risco? Os resultados apontam que: as efetividades de *hedging* pela aplicação dos modelos baseados nos mínimos quadrados ordinários (modelo de variância mínima e modelo generalizado) foram superiores as alcançadas pelo uso dos modelos de correção de erro de cointegração (vetorial autorregressivo com correção de erro) e heterocedásticos; os valores dos critérios de informação dos modelos de cointegração e heterocedásticos atestaram para uma maior robustez estatística, porém os modelos baseados nos mínimos quadrados ordinários apresentaram melhor desempenho em cobertura de risco; o modelo de regressão considerado mais simples em termos de carga computacional (o modelo de variância mínima), ou seja, aquele que apresenta menor complexidade econométrica, foi o que atingiu melhor desempenho entre os modelos de estimação fundamentados na estratégia de *hedge* ótima.

Ao retornar à questão central do artigo – Qual a melhor estratégia a ser adotada no mercado futuro do boi gordo da BM&FBovespa visando a cobertura do risco de preços do mercado do boi

gordo mineiro e paulista? *hedge* completo ou *hedge* ótimo? Tal fato é, ao considerar os horizontes de planejamento de 12, 9, 6 e 3 meses. A resposta é a seguinte: a estratégia de *hedge* completo no mercado futuro do boi gordo da BM&FBovespa é a mais adequada para a administração do risco de preços do mercado a vista do boi gordo mineiro e paulista. Porém, as diferenças em cobertura entre o *hedge* completo e o *hedge* ótimo são pouco significantes em termos de desempenho em mitigação do risco.

Com base nos resultados dos testes empíricos é possível ainda afirmar que o mercado futuro do boi gordo da BM&FBovespa é um estimador não-viesado dos preços no mercado a vista do boi gordo mineiro e paulista. Para isto, basta observar que para todos os horizontes de planejamento é comum atingir níveis superiores a 90% de cobertura de risco, com destaque para aproximadamente 99% de efetividade de *hedging* conseguida para as principais regiões produtoras de carne bovina dos Estados de Minas Gerais e São Paulo. Isso se aplica a todos os métodos de estimação da razão de *hedge* usados na pesquisa.

Ao fim, destaca-se o amplo número de métodos utilizados na pesquisa sobre *hedging*, assim como o desenvolvimento contínuo da econometria de séries temporais, não permite de forma alguma que esse trabalho responda definitivamente a questão: *hedge* completo ou *hedge* ótimo.

No entanto, buscou-se nesse artigo tratar a questão da estratégia de cobertura de risco em mercados futuros com o uso dos principais métodos de estimação aplicados na pesquisa sobre gerenciamento de risco de preços de *commodities* em mercados futuros nas duas últimas décadas, e também, analisar a efetividade de *hedging* em horizontes de planejamento que remetessem a realidade da bovinocultura de corte nos Estados de Minas Gerais e São Paulo, ou seja, as fases: recria e engorda e, os sistemas de produção: semi-intensivo e intensivo. Dessa forma, espera-se que pesquisas futuras digladiem com as discussões e análise dos resultados apresentados a fim de confrontar as particularidades expostas neste estudo.

## REFERÊNCIAS

ADAM-MULLER, A. F. A.; NOLTE, I. Cross hedging under multiplicative basis risk. **Journal of Banking & Finance**. v. 35, n. 11, p. 2956-2964, Nov. 2011.

ALEXANDER, C.; BARBOSA, A. **Is minimum variance hedging necessary for equity indices?** A study of hedging and cross-hedging exchange traded funds (December 14, 2005). ISMA Centre discussion papers in finance N° 2005-16. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=870750>> Acesso em: 10 jan. 2012.

ARAÚJO, D. L.; BRESSAN, A. A.; GOULART, C. P. Alternative hedging models for the brazilian exchange market: a comparative analysis. **The Icfai University Journal of Applied Economics**, v. 6, n. 5, p. 45–69, 2007.

BABA, Y.; ENGLE, R. F.; KRAFT, D. F.; KRONER, K. F. **Multivariate Simultaneous Generalized ARCH**. Mimeo. San Diego: Department of Economics, University of California, 1990.

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

BITTENCOURT, W. A.; SILVA, W. S.; SÁFADI, T. Hedge dinâmicos: uma evidência para contratos futuros brasileiros. **Organizações Rurais & Agroindustriais**. Lavras, v. 8, n. 1, p. 71-78, 2006.

BODIE, Z.; KANE, A. MARCUS, A. J. **Investimentos**. 8. ed. Porto Alegre: Artmed, 2010.

BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**. v. 31, p. 307-327, 1986.

BOLLERSLEV, T. Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model. **Review of Economics and Statistics**. v. 72, p. 498-505, 1990.

BROOKS, C. **Reducing basis risk for stocks by cross hedging with matched futures**. ISMA Centre discussion papers in finance DP2004-16. Disponível em: <<http://www.icmacentre.ac.uk/pdf/discussion/DP2004-16.pdf>> Acesso em: 10 jan. 2012.

BROOKS, C.; DAVIES, R. J.; KIN, S. S. Cross Hedging With Single Stock Futures. **Assurances et Gestion des Risques**, V. 74, N. 4, p. 473-504, 2007.

CHANG, E. C.; WONG, K. P. **Cross-hedging with currency options and futures**. Social Science Research Network (April 2002). Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=307842>> Acesso em: 10 jan. 2012.

CHOUDHRY, T. The hedging effectiveness of Constant and time-varying hedge ratios using three pacific basin stock futures. **International Review of Economics and Finance**. v. 13, p. 371–385, 2004.

COTTER, J.; HANLY, J. Reevaluating hedging performance. **Journal of Futures Markets**. v. 26, n.7, p. 677–702, 2006.

DURBIN, J.; WATSON, G.S. Testing for serial correlation in least-squares regression II. **Biometrika**. v. 38, p. 159–178, 1951.

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

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of variance of U.K. inflation. **Econometrica**. v. 50, p. 987–1008, 1982.

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

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 e Agroindustriais**. v. 1, n.1, p. 42–50, jan./jun. 1999.

FONTES, R. E.; CASTRO JÚNIOR, L. G.; AZEVEDO, A. F. Efetividade e razão ótima de hedge da cultura do milho em diversas localidades do Brasil. In: CONGRESSO INTERNACIONAL DE ECONOMIA E GESTÃO DE REDES AGROALIMENTARES, 4., 2003, Ribeirão Preto. **Anais...** Ribeirão Preto: PENSA, 2003, p. 1–13.

GEORGIU, C. **Las expectativas racionales**. In: MARRON, D. (org.). 50 teorías económicas: sugerentes y desafiantes. 1. ed. Barcelona: Blume, 2011.

HARRIS, R. D.; SHEN, J.; STOJA, E. The limits to minimum-variance hedging. **Journal of Business Finance & Accounting**. v. 37, p. 737–761, jun/Jul. 2010.

JOHNSON, L. L. The theory of hedging and speculation in commodity futures. **The Review of Economic Studies**. v. 27, n. 3, p. 139–151, 1960.

KAVUSSANOS, M. G.; NOMIKOS N. Constant vs. time-varying hedge ratios and hedging efficiency in the BIFFEX market. **Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review**. v. 36, p. 229–248, 2000.

LIEN, D. The Effect of the Cointegration Relationship on Futures Hedging: A Note. **Journal of Futures Markets**. v. 16, p. 773–780, 1996.

LIEN, D. LUO, X. Multiperiod Hedging in the Presence of Conditional Heteroskedasticity. **Journal of Futures Markets**. v. 14, p. 927–955, 1994.

MARTINS, A. G.; AGUIAR, D. R. D. Efetividade do hedge de soja em grão com contratos futuros de diferentes vencimentos na Chicago Board of Trade. **Revista de Economia e Agronegócio**. v. 2, n. 4, p. 449–472, 2004.

MCMILLAN, D. Time-varying hedge ratios for non-ferrous metals prices. **Resources Policy**. v. 30, n. 3, p. 186–193, 2005.

MÜLLER, C. A. S. **Análise da efetividade das estratégias estáticas e dinâmicas de hedge para o mercado brasileiro de café arábica**. 132 p. Tese (doutorado em economia) Universidade Federal de Viçosa, 2007.

MÜLLER, C. A. S. MOURA, A. D.; LIMA, J. E. Análise comparativa entre estratégias de hedge com base em modelos estáticos e dinâmicos para contratos futuros de café arábica. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 46., 2008, Rio Branco. **Anais...** Rio Branco: SOBER, 2008. p. 1–21.

MYERS, R.; THOMPSON, S. R. Generalized optimal hedge ratio estimation, **American Journal of Agricultural Economics**. v. 71, p. 858–867, 1989.

NOGUEIRA, F. T. P.; AGUIAR, D. R. D.; LIMA, J. E. Efetividade do hedge no mercado brasileiro de café arábica. **Resenha BM&F**. n. 150, p. 78–88, 2002.

OLIVEIRA NETO, O. J.; FIGUEIREDO, R. S. Análise das operações de hedge do boi gordo no mercado futuro da BM&F para o Estado de Goiás. **Gestão e Planejamento**. v. 9, n. 1, p. 77–93, 2008.

OLIVEIRA NETO, O. J.; FIGUEIREDO, R. S.; MACHADO, A. G. Efetividade de hedge e razão ótima de hedge para cultura do milho no estado de Goiás. **Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional**. v. 5, n. 2, p. 115–138, 2009.

OLIVEIRA NETO, O. J.; FIGUEIREDO, R. S.; MAIA, L. C. C.; REZENDE, S. O. Comparação empírica da razão e efetividade de *hedge* pelos modelos de Myers & Thompson, auto-regressivo vetorial bivariado e vetorial de correção de erro. **Revista INGEPRO: Inovação, Gestão e Produção**. v. 02, p. 01-13, 2010.

PARK, H. Y.; BERA, A. K. Interest rate volatility, basis, and heteroscedasticity in hedging mortgages. **The American Real Estate and Urban Economics Association**. v. 15, p. 79-97, 1987.

PHILLIPS, P. C. B., PERRON, P. Testing unit roots in time series regression. **Biometrika**. v. 75, p. 335–346, 1988.

RAABE, J. P.; STADUTO, J. A. R.; SHIKIDA, P. F. A. A efetividade de hedge do mercado futuro de açúcar nos mercados de Nova York, Londres e da BM&F. **Revista de Economia e Administração**. v. 5, n. 3, p. 338–357, 2006.

SANTOS, M. P.; BOTELHO FILHO, F. B.; ROCHA, C. H. Hedge de mínima variância na BM&F para soja em grãos no Centro-Oeste. **Sociedade e Desenvolvimento Rural**. v. 2, n. 1, p. 203–212, 2008.

SILVA, A. R. O.; AGUIAR, D. R. D.; LIMA, J. E. A efetividade do hedge e do cross-hedge de contratos futuros para soja e derivados. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. v. 41, n. 2, p. 383–406, 2003.

STEIN, J. L. The simultaneous determination of spot and futures prices. **The American Economic Review**. v. 51, n. 5, p. 1012–1025, 1961.

TONIN, J. M.; BRAGA, M. J.; COELHO, A. B. Efetividade de hedge do milho com contratos futuros da BM&F: uma aplicação para a região de Maringá - Paraná. **Revista de Economia**. v. 35, n. 31, p. 115–140, 2009.



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

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

ZANOTTI, G.; GABBI, G.; GERANIO, M. Hedging with futures: efficacy of garch correlation models to european electricity markets. **Journal of International Financial Markets, Institutions & Money**. v. 20, p. 135–148, 2010.

**ANEXO 1**

 Tabela 13 - Teste da Raiz Unitária de *Phillips e Perron*

Localidade	Teste de <i>Phillips-Perron</i>	Estatística <i>t</i>	p – valor ( <i>t</i> )	Valores Críticos			AIC	SBC	HQC	DW
				1%	5%	10%				
BM&FBovespa	Em Nível	1,6831	0,9780	-	-	-	7,4615	7,4587	7,4605	1,8885
	1ª Diferença*	-42,3703	0,0001	2,5661	1,9410	1,6166	-	-	-	2,0068
Araçatuba	Em Nível	1,6629	0,9770	-	-	-	7,3514	7,3486	7,3503	1,9760
	1ª Diferença*	-44,0864	0,0001	2,5661	1,9410	1,6166	-	-	-	1,9994
Bauru / Marília	Em Nível	1,6593	0,9768	-	-	-	7,3468	7,3440	7,3458	2,0166
	1ª Diferença*	-45,0312	0,0001	2,5661	1,9410	1,6166	-	-	-	1,9982
Presidente Prudente	Em Nível	1,6508	0,9764	-	-	-	7,3187	7,3159	7,3177	2,0329
	1ª Diferença*	-45,3272	0,0001	2,5661	1,9410	1,6166	-	-	-	1,9964
SJRP / Barretos	Em Nível	1,6347	0,9756	-	-	-	7,3682	7,3653	7,3671	1,9278
	1ª Diferença*	-43,0718	0,0001	2,5661	1,9410	1,6166	-	-	-	2,0024
Triângulo Mineiro	Em Nível	1,4843	0,9664	-	-	-	7,4153	7,4124	7,4142	1,9597
	1ª Diferença*	-44,0857	0,0001	2,5661	1,9410	1,6166	-	-	-	2,0013

Fonte: Dados da Pesquisa

Notas: (*AIC*) critério de informação de *Akaike*, (*SBC*) critério de informação bayesiano de *Schwarz*, (*HQC*) critério de informação de *Hannan-Quinn*, (*v*) coeficiente da distribuição *t*, (*DW*) estatística *d* de *Durbin e Watson* e, (\*) significante estatisticamente ao nível de 1%.