

# HEDGE DINÂMICOS: UMA EVIDÊNCIA PARA OS CONTRATOS FUTUROS BRASILEIROS

## DYNAMIC HEDGE: an evidence for brazilian future contracts

Wanderci Alves Bitencourt<sup>1</sup>, Washington Santos Silva<sup>2</sup>, Thelma Sáfiadi<sup>3</sup>

### RESUMO

O setor agropecuário vem se transformando, crescendo e ocupando uma posição de destaque na economia. Essas transformações passam a exigir uma maior preocupação com a gestão dos riscos da atividade. Nesse sentido, os contratos negociados na BM&F tornaram-se instrumentos eficazes na redução do risco de mercado, mediante uma operação denominada hedge. Contudo, ainda existe a necessidade do aperfeiçoamento das técnicas econométricas para a estimação das chamadas razões ótimas de hedge, pois se observa na literatura nacional que a maioria dos trabalhos desconsidera alguns aspectos do comportamento das séries de retornos. Isto posto, com o presente trabalho busca-se analisar dois métodos para o cálculo dessas razões ótimas de hedge, o modelo convencional de regressão e o modelo GARCH BEKK bivariado, que leva em consideração as correlações condicionais das séries. A análise preliminar dos resultados aponta no sentido de que a razão ótima de hedge não é constante no tempo, sugerindo que a utilização de modelos que consideram a dependência temporal das séries seja mais realista. A metodologia é exemplificada pelos preços da commodity boi gordo.

**Palavras-chave:** Razão ótima de hedge, modelos GARCH BEKK, regressão.

### ABSTRACT

The farming sector is changing, growing and occupying a position of prominence in the economy. These transformations start to demand a bigger concern with the management of risks of the activity. In this direction, the contracts traded at BM&F had become efficient instruments in the reduction of the market risk, through an operation called hedge. However, there is still the necessity of improving of the econometrical techniques for the estimation of the optimal hedge ratio, therefore, it is observed in the brazilian literature that the majority of the works doesn't consider some aspects of the behavior of the series of returns. Thus, the present work seeks to analyze two methods for the calculation of these hedge optimal ratio, the conventional model of regression and the bivariate GARCH BEKK model that considers the conditional correlations of the series. The preliminary analysis of the results indicates that the hedge optimal ratio is not constant through time, suggesting that the use of models that consider the time dependence of the series is more realistic. The methodology is applied to the prices of the beef cattle commodity.

**Key words:** Hedge optimal ratio, GARCH BEKK model, regression.

## 1 INTRODUÇÃO

Empresários de quaisquer setores, industrial ou agroindustrial, estão sujeitos a permanentes riscos, tais como o de produção, suprimento e preço. Existem algumas formas de transferir esses riscos em operações de mercado futuro, tendo em vista que a Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F) concede contratos de derivativos que fornecem uma sinalização futura das cotações, permitindo, assim, o planejamento mais eficaz da atividade.

Por meio dos mercados derivativos, agentes do mercado podem efetuar hedge comprando e vendendo contratos futuros, ao mesmo em que tomam posições opostas no mercado físico. Essa estratégia elimina o risco de mercado, pois permite a proteção contra variações adversas de preços, mas expõe o investidor ao risco de base. Conforme Hull (1996) e Leuthold et al. (1989), a base é

considerada como sendo a diferença do preço da *commodity* no mercado físico à vista, na praça local de comercialização e o preço futuro para determinado mês de vencimento do contrato. Assim, a estratégia de hedge fundamenta-se na correlação entre o preço do contrato futuro e o preço da mercadoria, no mercado físico, pois a existência de correlação entre esses mercados permite que a perda financeira em um mercado seja, ao menos parcialmente, compensada pelo ganho no outro mercado. Se houver uma quebra nessa correlação, denominada descolamento de mercados, o agente sofrerá perdas financeiras. Conceitualmente, o risco de base é menor que o risco de mercado, pois a base varia menos.

Nas últimas décadas, houve um aumento considerável da importância do setor agroindustrial brasileiro, sendo notória a relevância da agropecuária na economia brasileira, em termos de proporção do PIB e, atualmente, pelo peso acentuado nas exportações do país.

<sup>1</sup>Mestranda em Administração – Departamento de Administração e Economia/DAE – Universidade Federal de Lavras/UFLA – Caixa Postal 3037– 37.200-000 – Lavras, MG – wab@ufla.br

<sup>2</sup>Economista, Doutorando – Departamento de Ciências Exatas/DEX – Universidade Federal de Lavras/UFLA – Caixa Postal 3037– 37.200-000 – Lavras, MG – wss@fuom.br

<sup>3</sup>Professora Adjunta – Departamento de Ciências Exatas/DEX – Universidade Federal de Lavras/UFLA – Caixa Postal 3037– 37.200-000 – Lavras, MG – safadi@ufla.br

Recebido em 24/11/05 e aprovado em 05/04/06

Inferese com essas transformações sofridas pelo setor uma maior profissionalização da gestão de risco, o que vem levando ao aumento da negociação de contratos na BM&F. Em especial no mercado da commodity boi gordo, que, de acordo com o relatório mensal de dezembro de 2005 da BM&F, representa a segunda commodity com maior número de contratos negociados, com um crescimento entre os anos 1998 a 2004 de 253% no número de contratos negociados. Comparativamente, a commodity café, que ocupa o primeiro lugar em número de contratos negociados na BM&F, obteve um crescimento de 144% nesse mesmo período.

Com esse crescimento, observa-se que agentes do setor estão buscando proteção por meio da negociação de contratos futuros, sendo cada vez mais necessários o estudo e a busca por ferramentas efetivas que permitam ao agente determinar o nível de risco que se deseja incorrer. Nesse sentido, são vários os artigos acadêmicos na área e a maioria dos trabalhos que avaliam razões ótimas de hedge, considerando como ferramenta de estimação o modelo de regressão simples e obtendo uma estimativa constante para um dado período de tempo. Autores como Marshall (1989), Myers & Thompson (1989) e Silveira (2002), entre outros, utilizam o método de regressão com estimação via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), obtendo um coeficiente constante para a razão ótima de hedge.

O modelo convencional de MQO assume implicitamente que o risco no mercado físico e no mercado futuro é constante ao longo do tempo e, conseqüentemente, a razão ótima de hedge que minimiza o risco é independente do tempo. Contudo, existem evidências empíricas de que o risco dos ativos se alteram à medida que uma nova informação chega ao mercado. No caso específico de contratos futuros, observa-se que a volatilidade do ativo aumenta à medida que o contrato se aproxima da sua data de vencimento porque, estando o mercado de futuros mais próximo do mercado subjacente, a informação acerca desse mercado é recebida a um ritmo cada vez maior. Assim, seria mais realista e desejável a existência de uma razão ótima de hedge dinâmica, variando diariamente, pois as perdas nesses mercados podem ser muitas quando a tomada de decisão é feita com base em modelos não adequados.

Isso posto, objetivou-se com o presente trabalho testar a hipótese de estacionariedade para a estimativa da razão ótima de hedge para a commodity boi gordo, via teste de raiz unitária e mediante comparação de resultados obtidos por meio do modelo clássico de regressão e o modelo GARCH BEKK bivariado.

## 2 METODOLOGIA

No presente estudo, são consideradas duas metodologias para o cálculo da razão ótima de hedge do contrato da commodity boi gordo em um dado período de tempo. O primeiro método considerado foi o da regressão linear simples, que pressupõe que a matriz de covariância é constante, e o segundo é o modelo VAR para a média e GARCH BEKK para a variância, que leva em consideração a dependência temporal da matriz. O teste de raiz unitária é utilizado para verificar a hipótese de estacionariedade da razão ótima de hedge.

### 2.1 Método de regressão convencional

Muitos pesquisadores, como Anderson & Danthine (1981), Ederington (1979) e Hill & Schneeweis (1981) assumiram que a matriz de covariância condicional de retornos à vista e futuros é constante através do tempo. Nesse caso, a razão ótima de hedge também é constante e pode ser obtida como o coeficiente de inclinação de uma regressão entre a variação logarítmica dos preços futuro e à vista.

O modelo de regressão pode ser representado por,

$$\Delta p_t = c + h^* \Delta f_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que  $\varepsilon_t$  é o erro da estimação da regressão;  $\Delta p_t$  e  $\Delta f_t$  representam as variações nos logaritmos dos preços à vista e futuro, respectivamente; e  $h^*$ , a razão de hedge mínima.

Assim,  $h^*$  nada mais é do que o coeficiente da inclinação da reta<sup>4</sup>, podendo ser expresso pela razão entre a covariância entre o preço à vista e preço futuro ( $\sigma_{pf}$ ) e a variância da mudança do preço futuro ( $\sigma_f^2$ ),

$$h^* = \sigma_{pf} / \sigma_f^2 \quad (2)$$

No entanto, essa metodologia é questionável, uma vez que existem evidências, como presença de correlação serial e heterocedasticidade, de que razões ótimas de hedge dependem da distribuição condicional dos movimentos de preço da commodity, e que irão quase certamente variar através do tempo, quando essa distribuição condicional mudar.

<sup>4</sup> Para maiores detalhamentos consultar o trabalho de Geppert (1995) e Silva et al. (2003).

## 2.2 Modelo VAR-GARCH BEKK bivariado

Quando a presença de autocorrelação é detectada, o Método de Mínimos Quadrados Ordinários torna-se não-apropriado. Esse problema é resolvido por Yang & Allen (2004), que utilizam o modelo de vetor autorregressivo bivariado de ordem 1 (VAR(1)), descrito como,

$$\begin{pmatrix} X_t \\ Y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \omega_1 \\ \omega_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} y_{11} & y_{12} \\ y_{21} & y_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad (3)$$

em que  $\omega_1$ ,  $\omega_2$ ,  $y_{11}$ ,  $y_{12}$ ,  $y_{21}$  e  $y_{22}$  são parâmetros a serem estimados;  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$  são os resíduos do modelo e  $X_t$  e  $Y_t$  são as séries dos retornos para o preço futuro e físico, respectivamente.

O modelo GARCH BEKK foi um modelo proposto por Baba et al. (1990), usualmente denominado modelo BEKK, o qual pode ser formalizado a seguir:

**Definição.** O modelo BEKK (p, q, k), com  $H_t$  sendo a matriz de covariâncias condicionais, dado o conjunto de informações disponível em t " 1, pode ser definido por:

$$\varepsilon_t = H_t^{-1/2} v_t, \quad (4)$$

$$H_t = C' C + \sum_{i=1}^q A_i' \varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}' A_i + \sum_{j=1}^p B_j' H_{t-j} B_j \quad (5)$$

em que  $C$ ,  $A_i$ ,  $B_j$  são matrizes de parâmetros ( $K \times K$ ), com  $K = 2$ , no caso bivariado;  $C$  é uma matriz triangular superior; p e q são as ordens do modelo; e k, o número de séries utilizadas.

A condição de estacionariedade fraca do modelo é expressa no seguinte teorema:

**Teorema.** O modelo GARCH multivariado BEKK é estacionário em covariância se os autovalores de  $\sum_{i=1}^q (A_i \otimes A_i) + \sum_{j=1}^p (B_j \otimes B_j)$  são menores que 1 em módulo, sendo  $\otimes$  o produto de Kronecker<sup>5</sup>.

Uma característica importante da especificação do modelo BEKK refere-se às suas configurações generalizadas, permitindo que as variâncias e as covariâncias condicionais dos índices de mercados se influenciem. Ao mesmo tempo, não requer a estimação de um grande número de parâmetros (KAROLYI, 1995).

<sup>5</sup>O produto de Kronecker, também conhecido como produto tensorial, foi proposto pelo alemão L. Kronecker, no século XIX. Caracteriza-se como um operador matricial binário, transformando duas matrizes de dimensões arbitrárias em uma matriz de dimensão maior, com uma estrutura especial de bloco.

A estimação do modelo utiliza o Método da Quase-máxima Verossimilhança sob a hipótese de erros gaussianos. Apesar de evidências de que os dados não sejam aproximadamente normais, Jeanteau (1998) provou a consistência forte dos estimadores de quase-máxima verossimilhança para modelos GARCH multivariados, o que justifica o procedimento adotado.

Para o modelo BEKK, quando o retorno é igualado à variação no logaritmo do preço da commodity, a razão ótima de hedge pode ser expressa como:

$$b_{t-1} = Cov(\Delta p_t, \Delta f_t | \Omega_{t-1}) / Var(\Delta f_t | \Omega_{t-1}) \quad (6)$$

em que  $p_t$  e  $f_t$  indicam o logaritmo dos preços à vista e futuros, respectivamente; e  $b_{t-1}$ , a razão ótima de hedge.

O objetivo da minimização da variância assume um alto grau de aversão ao risco. No entanto, pode ser mostrado que se retornos esperados na proteção de preços com contratos futuros forem zero, então a regra de mínima variância de hedge também será a regra de máxima-utilidade esperada de hedge. Isso faz da regra de mínima variância de hedge muito mais aplicável do que é geralmente reconhecida. Uma prova desse resultado está disponível em Baillie & Myers (1998), e está relacionada com um resultado similar obtido por Benning et al. (1984).

Uma vez que os retornos são definidos como a variação no logaritmo dos preços, sua média, quase sempre, será aproximadamente zero, ou seja, os retornos esperados com hedge de contratos futuros será zero. Pela Tabela 1, essa característica, de média zero para o retorno, é observada para a commodity em estudo, implicando que para a commodity boi gordo, a regra de hedge com mínima variância será consistente com máxima-utilidade esperada. Nesse caso, a razão de hedge de máxima-utilidade esperada depende exclusivamente da matriz de covariância condicional de retornos à vista e futuros.

**TABELA 1** – Características das séries dos retornos commodity boi gordo.

Estatísticas	Série de retornos ESALQ/BM&F	Série de retornos BM&F
Média	0,019638	0,019338
Assimetria	0,624679	1,953883
Curtose	14,29085	29,68765

Fonte: Dados da pesquisa.

Considerando o modelo bivariado de preços à vista e futuro dado por (4) e (5), a razão ótima de hedge pode ser obtida na matriz de covariância condicional  $H_t$  e expressa por:

$$b_{t-1} = h_{21,t} / h_{22,t} \quad (7)$$

em que  $h_{j,i}$  é o elemento na  $i$ -ésima linha e  $j$ -ésima coluna da matriz de covariância condicional  $H_t$ . Em estimativas amostrais, a razão ótima de hedge dinâmica pode ser computada usando o caminho  $H_t$ , definido na equação (5) e podendo ser representada matricialmente como:

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & c_{21} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{21,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \quad (8)$$

### 3 DADOS

Na análise, foram consideradas as séries de retornos dos indicadores para preço à vista (ESALQ/BM&F) e preço futuro (BM&F) da commodity boi gordo, que abrangem o período de 30/10/2001 a 25/10/2004, totalizando 1009 observações. As séries foram obtidas no banco de dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) e Bolsa de Mercadorias &

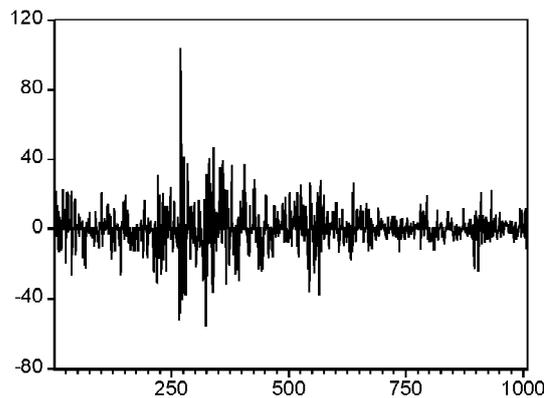
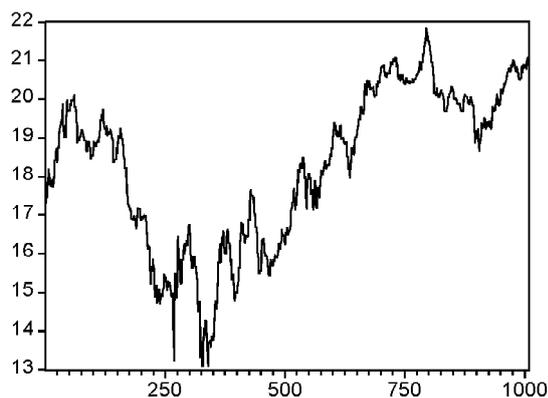
Futuros (BM&F). A montagem da série seguiu o critério do contrato mais líquido, ou seja, contratos mais próximos ao vencimento. Todas as análises foram realizadas usando a linguagem R.

Na Figura 1 verificam-se as séries dos preços à vista e seus respectivos retornos, representados pela série do indicador ESALQ/BM&F dolarizado para o boi gordo, arroba de 15 Kg. Na Figura 2, é apresentada a série para o preço de fechamento para o contrato futuro da commodity boi gordo BM&F, arroba de 15Kg, e seus respectivos retornos.

### 4 RESULTADOS

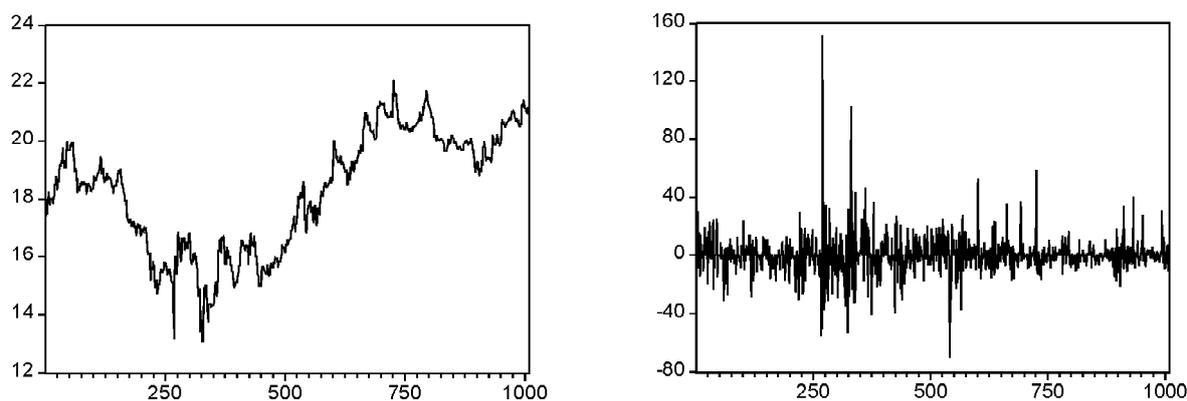
A primeira razão ótima de hedge estimada foi obtida pelo método de regressão, equação (1) e obteve o valor de  $h^* = 0,74$ . Os coeficientes estimados pela regressão estão apresentados na Tabela 2, na qual se encontram também os erros-padrão e as estatísticas  $t$  associadas a cada coeficiente, para mostrar a significância relativa de cada um no nível de 5%.

O valor de  $h^*$  indica a proporção da posição à vista que deve ser compensada com contratos futuros para atender ao objetivo de minimização dos riscos adversos das posições à vista. Assim, a proporção obtida via MQO é de 74% da posição do agente no mercado físico. A efetividade do hedge, nesse caso, corresponde ao coeficiente de determinação  $R^2$ , ou seja, 73%.



**FIGURA 1** – Séries dos níveis de preço e retorno – indicador boi gordo ESALQ/BM&F.

Fonte: CEPEA (2005).



**FIGURA 2** – Séries dos níveis de preço e retorno – contrato da commodity boi gordo BM&F.  
Fonte: BM&F (2005).

**TABELA 2** – Parâmetros estimados para regressão.

Variáveis	Coefficientes	Erro-Padrão	Estatística t	Prob.
c	0,050	0,180	0,276	0,782
$\Delta f_t$	0,743	0,014	52,387	0,000**
$R^2$	0,7317			

Notas: \*\* representa coeficientes significativos a 5% de significância.

Fonte: Dados da pesquisa

Como mencionado na revisão de literatura, a razão de hedge obtida via modelo convencional de regressão pode não ser eficiente devido à negligência do modelo a características empíricas das séries financeiras, como a presença de agrupamentos de volatilidades e heterocedasticidade, que violam alguns pressupostos do modelo clássico de regressão linear. Para evidenciar a presença de algumas dessas características empíricas, foram realizados os testes de Ljung-Box para autocorrelação e de White para heterocedasticidade. Os resultados dos testes estão reportados na Tabela 3.

Pelo teste Ljung-Box, infere-se a presença de autocorrelação nos resíduos, implicando que as estimativas dos coeficientes são ineficientes. A presença de correlação serial nos resíduos pode também ser interpretada como um sinal da existência de uma estrutura dinâmica na variável dependente que a regressão tradicional não pode capturar. O teste de White também

sugere cautela no uso do modelo, uma vez que indica a presença de heterocedasticidade.

A segunda estimativa para razão ótima de hedge foi obtida pelo método de GARCH BEKK. Para capturar as dependências presentes no nível da série de retornos, estimou-se um VAR de ordem 1 para  $(p_t, f_t)$ ; seus parâmetros são apresentados na Tabela 4.

A análise dos resíduos do modelo VAR fornece a estatística Q com p-valor superiores a 0,05, indicando que o modelo VAR eliminou a autocorrelação das séries dos retornos, mas o teste de White rejeitou a hipótese nula de homocedasticidade, indicando a necessidade de se estimar modelos de heterocedasticidade condicional autorregressiva. A ordem do modelo encontrado para o modelo GARCH BEKK foi  $p=1$  e  $q=1$ , pois esse ajustou-se bem ao comportamento dos dados e também mostrou-se mais parcimonioso do que modelos com ordens superiores. Os parâmetros para o modelo GARCH BEKK (1,1) bivariado são apresentados na Tabela 5.

TABELA 3 – Resultado dos testes de diagnósticos para o modelo (1).

TESTE		ESTATÍSTICA DO TESTE		P-VALOR
<b>Autocorrelação: Ljung-Box</b>				
$\Delta f_t$	Q(05)	13,996		0,016*
	Q(10)	17,579		0,032*
	Q(15)	22,967		0,013*
$\Delta p_t$	Q(05)	16,961		0,005*
	Q(10)	25,473		0,005*
	Q(15)	29,150		0,015*
Heterocedasticidade: teste de White's		10,969		0,000*

Notas: \* indica rejeição da hipótese nula de homocedasticidade a 5% de significância.

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 4 – Parâmetros estimados para o modelo (3).

Parâmetros	$\varpi_1$	$\varpi_2$	$y_{11}$	$y_{12}$	$y_{21}$	$y_{22}$
	0.17379	0.16267	-0.52357	0.0480	-0.02845	-0.1680

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 5 – Estimativas dos parâmetros do modelo GARCH BEKK bivariado.

Parâmetros	Estimativas	(erro-padrão)
$c_{11}^*$	4.126890	(0.3911680)
$c_{12}^*$	2.6530801	(0.2665872)
$c_{22}$	0.2356754	(0.1909657)
$a_{11}^*$	0.2444791	(0.0705547)
$a_{12}^*$	0.1952017	(0.0575151)
$a_{21}^*$	0.2295056	(0.0742269)
$a_{22}^*$	0.2204295	(0.0597225)
$b_{11}^*$	0.8874973	(0.0278553)
$b_{12}^*$	-0.073884	(0.0186272)
$b_{21}^*$	-0.096419	(0.0194456)
$b_{22}^*$	0.9482242	(0.0140884)
Autovalor máximo	0.982038	

Notas: \* representa coeficientes significativos 5% de significância.

Fonte: Dados da pesquisa.

Na Tabela 5, verificam-se os coeficientes para as matrizes  $C$ ,  $A_i$  e  $B_j$ . Os coeficientes de  $C$  são correspondentes às constantes, os coeficientes de  $A_i$  são componentes do termo ARCH e os coeficientes  $B_j$  são componentes dos termos GARCH. Os coeficientes de  $A_i$  e  $B_j$  são utilizados para análises de transmissão de volatilidade. O teste de não-causalidade da variável 2 para a variável 1 implica  $H_0 : a_{21} = b_{21} = 0$ ; a mesma lógica é utilizada para avaliação da transmissão no sentido oposto. Como as estimativas dos parâmetros  $a_{12}$ ,  $b_{12}$ ,  $a_{21}$  e  $b_{22}$  mostraram-se estatisticamente significativas aos níveis usuais de significância, sugere-se que os mercados à vista e futuros sejam integrados. O autovalor indica que o modelo GARCH BEKK e sua covariância são estacionárias, pois é menor que 1.

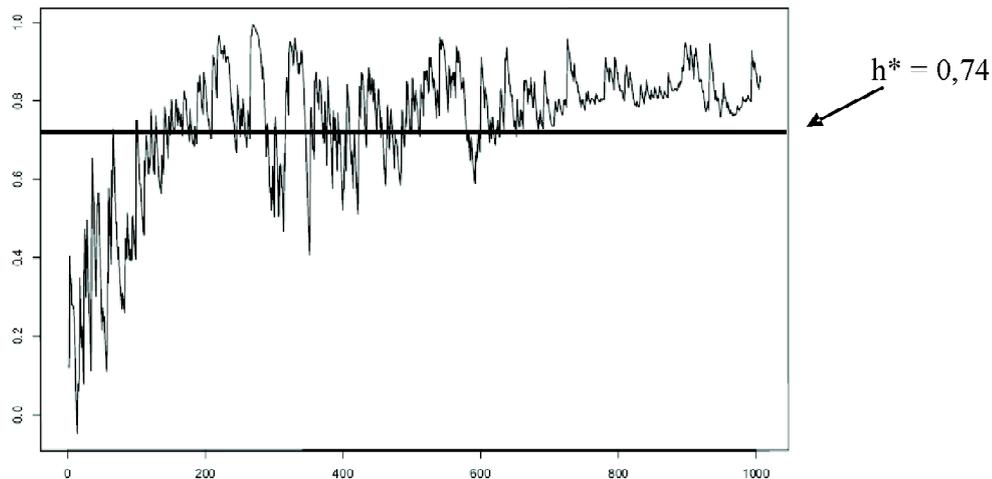
Análises da série da razão ótima de hedge, obtida pela série de correlação condicional do modelo GARCH BEKK, apresentadas na Tabela 6, indicam que a hipótese nula de uma raiz unitária não pode ser rejeitada aos níveis padrões de significância para a commodity.

Na Figura 3 apresenta-se a razão ótima de hedge constante, obtida pelo método de regressão, e razão ótima de hedge dinâmica, obtida pelo modelo GARCH BEKK bivariado ( $b_{t-1}$ ) para  $p=1$  e  $q=1$ . Pode-se observar que a razão ótima de hedge apresenta uma variação ao longo do tempo, contrariando a hipótese de estacionariedade.

**TABELA 6** – Teste de Raiz Unitária para a série razão de hedge.

		<b>Estatística do teste</b>	<b>Prob.</b>
Dickey-Fuller aumentado		-4.430690	0.0003
Valores críticos do teste	Nível de 1%	-3.436722	
	Nível de 5%	-2.864242	
	Nível de 10%	-2.568261	

Fonte: Dados da pesquisa.

**FIGURA 3** – Razão ótima de hedge dinâmica (BEKK) e constante (MQO).

Fonte: Dados da pesquisa.

Pelos resultados, ressalta-se fortemente a hipótese de que razão ótima de hedge varia no tempo e de fato não é estacionária. Esse resultado está de acordo com resultados encontrados por Yang & Allen (2004), em que os autores utilizaram modelos GARCH multivariados na análise da eficiência de razões ótimas de hedge para contratos futuro australianos. Isso implica que no mercado brasileiro da commodity boi gordo também existe a presença de dependência temporal para as razões ótimas de hedge.

Assim, um hedge constante para um dado período de tempo apresentará períodos em que o coeficiente poderá superestimar a verdadeira razão ótima de hedge e outros em que ocorrerá subestimação. Ignorar o dinamismo das razões ótimas de hedge pode ocasionar maiores custos para agentes que buscam proteção, quando o hedge constante superestimar a verdadeira razão ótima de hedge, fazendo com que os agentes tenham um maior dispêndio com custos de transações em um número de contratos

superior ao necessário. A subestimação, ao contrário da superestimação, fará o agente se posicionar no mercado futuro com um número inferior de contratos; com isso, o hedge ótimo não cumprirá totalmente seu papel, pois não protegerá totalmente o agente contra riscos adversos. Em síntese, utilizar a estimação de razões ótimas de hedge via MQO pode gerar bases falsas para as tomadas de decisões, gerando uma ineficiência na gestão de riscos.

## 5 CONCLUSÃO

É notório que o conhecimento e a utilização de ferramentas que garantam a eficiência da estimação de razões ótimas de hedge sejam, atualmente, de grande auxílio para tomada de decisão na hora da comercialização e de suma importância para que se obtenha uma confiabilidade na expectativa de preço requerida pelos “*hedgers*”. Assim, pela análise dos resultados, pode-se afirmar que a razão ótima de hedge varia no tempo, sendo mais realista e desejável a

utilização de modelos que considerem essa variação temporal na estimação.

Os resultados obtidos são preliminares, restando a trabalhos futuros a comparação de número maior de modelos aplicados a uma maior diversidade de commodities.

## 6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDERSON, R. W.; DANTHINE, J. P. "Cross hedge". **Journal of Political Economy**, [S.l.], v. 84, p. 1182-1196, 1981.
- BABA, Y.; ENGLE, R. F.; KRAFT, D. F.; KRONER, K. F. **Multivariate simultaneous generalized ARCH**. San Diego: University of California, 1990. Mimeo.
- BAILLIE, R. T.; MYERS, R. J. **Modeling commodity price distributions and estimating the optimal futures hedge**. Columbia: University of Columbia, 1998.
- BENNINGA, S.; ELDOR, R.; ZILCHA, I. The optimal hedge ratio in unbiased futures markets. **Journal of futures markets**, [S.l.], v. 4, p. 155-159, 1984.
- BOLSA DE MERCADORIAS & FUTUROS. **BM&F**. Disponível em: <<http://www.bmf.com.br>>. Acesso em: 10 set. 2005.
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA. **CEPEA**. Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br>>. Acesso em: 8 set. 2005.
- EDERINGTON, L. H. The hedging performance of the new futures markets. **Journal of Finance**, [S.l.], v. 34, p. 157-170, 1979.
- GEPPERT, J. M. A statistical model for the relationship between futures contract hedging effectiveness and investment horizon length. **Journal of Futures Markets**, [S.l.], v. 15, n. 5, p. 507-536, 1995.
- HILL, J.; SCHNEEWEIS T. A note on the hedging effectiveness of foreign currency futures. **Journal of futures markets**, [S.l.], v. 1, p. 659-664, 1981.
- HULL, J. **Introdução aos mercados futuros e de opções**. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 1996. 448 p.
- JEANTHEAU, T. Strong consistency of estimators for multivariate GARCH models. **Econometric Theory**, [S.l.], v. 14, p. 70-86, 1998.
- KAROLYI, G. A. A multivariate GARCH model of international transmissions of stock returns and volatility: the case of the United States and Canada. **Journal of Business and Economic Statistics**, [S.l.], v. 13, p. 11-25, 1995.
- LEUTHOLD, R. M.; JUNKUS, J. C.; CORDIER, J. E. **The theory and practice of futures markets**. Massachusetts: Lexington Books, 1989. 410 p.
- MARSHALL, J. F. **Futures and options contracting: theory and practice**. Cincinnati: South-Western, 1989. 636 p.
- MYERS, R. J.; THOMPSON, S. R. Generalized optimal hedge ratio estimation. **American Agricultural Economics Association**, [S.l.], v. 71, n. 4, p. 858-867, Nov. 1989.
- SILVEIRA, R. L. F. **Análise das operações de cross hedge do bezerro e do hedge do boi gordo no mercado futuro da BM&F**. 2002. 122 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura de Luiz de Queiroz, Piracicaba, 2002.
- SILVA, A. R. O. da; AGUIAR, D. R. D.; LIMA, J. E. de. Hedging with futures contracts in the Brazilian soybean complex: BM&F vs. CBOT. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, [S.l.], v. 41, n. 2, p. 383-405, 2003.
- YANG, W.; ALLEN, D. E. Multivariate GARCH hedge ratios and hedging effectiveness in Australian futures markets. **Accounting and Finance**, [S.l.], v. 45, p. 301-321, 2004.