

ANÁLISE DAS OPERAÇÕES DE *CROSS HEDGE* DO BEZERRO E DO *HEDGE* DO BOI GORDO NO MERCADO FUTURO DA BM&F

Rodrigo Lanna Franco da Silveira¹
Joaquim Bento de Souza Ferreira Filho²

Resumo – O estudo visa analisar as operações de *cross hedge* do bezerro na Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F) com o intuito de avaliar a real necessidade da existência de contratos futuros para este animal. Para tanto, foram calculados o risco de base destas operações, as razões de *hedge* ótimas e as efetividades nas principais praças de comercialização de gado bovino do país entre setembro de 1995 e fevereiro de 2001. As mesmas análises foram realizadas para o *hedge* do boi gordo. A razão de *hedge* ótima se mostrou elevada no *cross hedge* (entre 37% e 49%) e no *own hedge* (entre 58% e 63%). Quanto à efetividade, constatou-se que no caso do *own hedge*, o risco de preço pode ser reduzido em cerca de 50% com a tomada de posição em contratos futuros na proporção de *hedge* ótima. No entanto, para o *cross hedge*, a efetividade foi bastante baixa – cerca de 1,5%. Isso se deve ao alto risco de base destas operações, aproximadamente 80% superior ao risco associado ao *hedge* do boi gordo nas semanas de vencimento dos contratos considerados neste período. Dessa forma, os resultados demonstram o acerto da BM&F quanto ao recente lançamento do contrato de bezerro.

Palavras-chave: mercados futuros, bezerro, *cross hedge*

1. Introdução

Os contratos de derivativos agropecuários são negociados, no Brasil, na Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F). Além de possuir a função de descoberta de preços ao fornecer uma sinalização futura

¹ Mestre em Economia Aplicada pela ESALQ/USP.

² Professor Associado no Departamento de Economia, Administração e Sociologia da ESALQ/USP. E-mail: jbsferre@esalq.usp.br

Recebido em dezembro de 2002 e aceito em junho de 2003

das cotações e assim permitir um planejamento mais eficaz da atividade, os mercados de derivativos ajudam a minimizar os riscos de variações adversas nos preços e a problemática que envolve a captação de recursos (Schouchana e Perobelli, 2000).

A pecuária bovina de corte do País se insere neste quadro ao se constituir em uma atividade na qual a maior parte de seus agentes está exposta a um alto risco de preço. Isso se deve principalmente ao fato da maior parte do sistema de produção ser horizontalizada. De acordo com dados do Censo Agropecuário (1996), elaborado pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), aproximadamente 86,75% do rebanho pecuário de corte nacional, o que corresponde a 98,9 milhões de cabeças de gado, não provêm de produção verticalizada. A especialização em uma ou duas das etapas é mais comum. Em conjunto aos fatores culturais e questões ligadas à localização e preço da terra, aspectos econômicos levam os produtores à especialização do processo produtivo (Oliveira, 1991).

Neste sentido, o preço do bezerro se constitui em uma variável chave tanto para os pecuaristas especializados na cria dos animais, como também para os agentes envolvidos na cria/engorda, recria/engorda e engorda. Para estes últimos, o preço do boi gordo não é analisado isoladamente para a decisão de se realizar ou não sua venda. É essencial que se avalie o preço do bezerro devido ao fato da reposição do rebanho ser fator fundamental para a continuidade da atividade. Assim, o risco de preço, para estes pecuaristas, envolve a relação de troca entre boi gordo e bezerro (Schouchana e Caffagni, 2001).

Com a introdução dos contratos de bezerro em outubro de 2002, a BM&F passou a oferecer, aos agentes deste sistema agroindustrial, a possibilidade de realizarem operações de proteção contra os movimentos não desejados dos preços do bezerro e da relação de troca entre boi gordo e bezerro (neste último caso, os agentes devem utilizar os contratos futuros destes dois animais). No entanto, em períodos anteriores, os pecuaristas brasileiros, de forma a se protegerem dos riscos dos preços do bezerro, tinham como alternativa a realização de operações conhecidas como *cross hedge* no mercado futuro de boi gordo da BM&F. O risco do *cross hedge* está relaciona-

do tanto aos movimentos imprevisíveis que ocorrem na diferença entre os preços à vista e futuro do produto mencionado no contrato, como também aos movimentos imprevisíveis na diferença entre os preços à vista do ativo *hedgado* e do ativo especificado no contrato (Hull, 1996). As estratégias, que envolvem este tipo de operação, devem ser analisadas com extremo cuidado, pois deve ser levado em consideração o risco adicional de preço associado às diferenças na qualidade do produto (Rochelle, 2000).

2. Objetivos

O objetivo deste trabalho é analisar as operações de *cross hedge* do bezerro no mercado futuro do boi gordo da BM&F para as seguintes regiões: Araçatuba (SP), Bauru/Marília (SP), São José do Rio Preto (SP), Presidente Prudente (SP), Três Lagoas (MG), Triângulo Mineiro (MG), Campo Grande (MS) e Noroeste do Paraná.

Para tanto, serão calculados: a) o risco de base das operações de *cross hedge* dos preços do bezerro nas semanas de vencimento do contrato futuro de boi gordo da BM&F e; b) analisar, em cada região, a razão ótima do *cross hedge* e a efetividade desta operação, considerando o período da safra e entressafra. Adicionalmente, serão atualizadas as análises do risco de base do *hedge* dos preços do boi gordo na BM&F e calculadas as razões ótimas destas operações e as respectivas efetividades. Com isso, o estudo irá verificar as diferenças da variância da base entre boi gordo e bezerro e entre as regiões, mediante um modelo de regressão e testes de hipóteses.

Dessa forma, o estudo irá indicar a real necessidade da existência dos contratos futuros de bezerro, avaliando, assim, se a decisão da BM&F no lançamento deste contrato foi correta.

3. Dados

O presente estudo utilizou os preços à vista do boi gordo e do bezerro do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada/Fundação de Estudos Agrários “Luiz de Queiroz” (CEPEA/FEALQ).

Estes valores foram convertidos em dólares nominais pela taxa de câmbio das operações de venda. Os preços futuros, foram obtidos junto à Bolsa de Mercadorias & Futuros e correspondem às cotações do primeiro vencimento do contrato futuro cambial de boi gordo. A amostra, utilizada neste estudo, possui início em setembro de 1995, já que esta data marca o início da possibilidade de liquidação financeira nos contratos futuros de boi gordo. O término das séries ocorre em fevereiro de 2001, devido à modificação que o preço futuro do boi gordo sofreu em março deste mesmo ano. A primeira posição, no mês de março, foi realizada em reais por arroba líquida. Anteriormente, a cotação era feita em pontos por arroba líquida, sendo que cada ponto correspondia à taxa de câmbio de reais por dólar.

Cabe ainda mencionar que, para o cálculo da estimação da razão de *hedge* ótima, foram calculadas médias aritméticas semanais dos preços à vista e futuro, devido ao problema de autocorrelação serial.

4. Metodologia

4.1. Análise do Risco de Base

A análise do risco de base é de extrema importância, já que representa o risco de se realizar o *hedge* dos preços do boi gordo e o *cross hedge* dos preços do bezerro no mercado futuro de boi gordo da BM&F. Ao realizar tais procedimentos será possível observar a diferença entre estas operações.

Em primeiro lugar, serão calculadas as bases semanais dos preços do boi gordo e do bezerro, em cada região. A base semanal será obtida pela média das bases diárias observadas durante a semana, sendo estas calculadas pela diferença entre os preços à vista e os preços futuros, considerando a semana de vencimento do contrato. É importante observar que os preços à vista e futuro do boi gordo estão mensurados em US\$ por arroba, tendo, portanto, uma mensuração diferente daquela apresentada pelos preços do bezerro (US\$/cabeça). Com o objetivo de uniformizar a mensuração de tais preços, as cotações do boi gordo à vista e futuro serão multiplicados por 16,5, já que

o peso padrão de um boi gordo com idade superior a 36 meses é de 16.5 arrobas. Dessa forma, será possível obter valores referentes às bases por unidade do animal.

Neste sentido, o cálculo da base para o bezerro segue a equação (1):

$$B_{BEZ} = (16,5 * P_{BOI} - 16,5 * f_{BOI}) + (P_{BEZ} - 16,5 * P_{BOI}) \quad (1)$$

Onde, B_{BEZ} é a base relativa aos preços de bezerro na semana de vencimento do contrato futuro do boi gordo da BM&F; P_{BOI} se refere aos preços à vista do boi na semana de vencimento do contrato; f_{BOI} consiste nos preços futuros do boi e; P_{BEZ} se constitui nos preços à vista do bezerro.

Já o cálculo da base para o boi gordo pode ser obtido pela equação (2), que corresponde ao primeiro componente da base dos preços do bezerro

$$B_{BOI} = (16,5 * P_{BOI} - 16,5 * f_{BOI}) \quad (2)$$

Como a base a ser considerada somente leva em questão a semana que inclui a data de vencimento, admite-se que os preços à vista e futuro já tenham convergido para uma base histórica. Assim, a base, nestes períodos, está sendo composta somente pelo seu componente aleatório. Neste sentido, para se obter o risco de base basta calcular a variância desta série.

Além disso, para verificar como o risco de base difere entre o boi gordo e o bezerro e entre as regiões consideradas, será estimado um modelo de regressão pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MMQO), em que o desvio padrão da base³ na semana de vencimento do contrato será expresso em função de variáveis binárias (Equação 3).

³ A utilização do desvio padrão da base ao invés da variância se explica pelo fato desta última possuir seus valores elevados ao quadrado. Para obter uma maior estabilidade dos dados, o desvio padrão da base foi utilizado na forma de logaritmos neperianos.

$$\ln(s_{BASEij}) = \alpha.Tipo_i + \sum_{j=1}^8 \beta_j.L_j + u_{ij} \quad (3)$$

Sendo,

$\ln(s_{BASE})$ = logaritmo neperiano do desvio padrão da base na semana de vencimento do contrato;

$Tipo_i$ = variável binária para representar se o animal em questão se trata de boi gordo ou bezerro. Assumirá valor 0, quando i se refere ao desvio padrão da base para bezerro e valor 1, quando i tiver relação com o desvio padrão da base para boi;

L_j = variável binária que indica a localização. O valor será 1 para uma determinada região j em que se refere o desvio padrão da base e 0 para as outras regiões;

u_{ij} = termo de erro.

4.2. Operações de *hedge*: razão ótima e efetividade

O trabalho de Myers e Thompson (1989) desenvolve um procedimento geral para a obtenção da razão de *hedge* ótima (δ), mediante a estimação da equação (4) pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários.

$$p_t = \delta f_t + \delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Onde, δ_t corresponde a um termo de erro com média igual a zero e variância constante.

A matriz X_{t-1} será formada pelos seguintes elementos: termo constante, preços à vista defasados e preços futuros defasados. Duas pressuposições são realizadas em relação a estas duas últimas variáveis: i) correspondem a um processo auto-regressivo (AR); ii) refletem as demais variáveis explicativas que poderiam estar presentes.

Antes de se proceder às estimações, é de fundamental importância que se verifique a estacionariedade das séries de preço à vista e futuro. Para que a equação (4) possa ser estimada por MQO é neces-

sário que: i) a série preços futuros seja estacionária em sua primeira diferença (fator determinante da eficiência dos mercados futuros); ii) caso a série de preços à vista seja estacionária em sua primeira diferença, a equação deve ser especificada novamente, de forma a apresentar o preço à vista na primeira diferença. Neste sentido, serão realizados testes de raiz unitária para verificar a estacionariedade das séries, de acordo com o procedimento de Enders (1995). Para tanto, foram aplicados os testes de Dickey e Fuller (DF) e Dickey e Fuller Aumentado (ADF) (Dickey e Fuller, 1981).

Com o objetivo de verificar o efeito da sazonalidade nas razões de *hedge*, será inserida uma variável *dummy* nos modelos. Ou seja, a análise buscará captar as diferenças que os coeficientes de inclinação, que correspondem à razão de *hedge*, podem apresentar nos períodos de safra e entressafra. Para os modelos referentes às operações de *hedge* dos preços do boi gordo, será levada em consideração uma variável *dummy* com valor um no período da safra (1º semestre) e valor zero na entressafra (2º semestre). Já no caso dos modelos de *cross hedge* dos preços do bezerro, a *dummy* terá valor um nos meses de abril a julho (período da safra) e valor zero para os demais meses.

A determinação do número de defasagens da variável preço à vista, que estará contida em X_{t-l} , seguirá os resultados do Critério de Informação de Akaike (AIC) e do Critério de Informação de Schwarz (SIC) – equações (5) e (6). A preferência será baseada nos modelos que possuírem os menores valores dos critérios acima mencionados. Ou seja, serão escolhidos os modelos que apresentarem as menores variâncias dos resíduos e uma menor quantidade de parâmetros.

$$AIC = \ln s^2 + \left(\frac{2}{T} \right) n^{\circ} \text{ de parâmetros} \quad (5)$$

$$SIC = \ln s^2 + \left(\frac{\ln T}{T} \right) n^{\circ} \text{ de parâmetros} \quad (6)$$

Sendo, s^2 igual à soma de quadrados dos resíduos da equação autorregressiva e T corresponde ao número de observações.

Vale observar que o procedimento, em questão, envolve a estimação de uma regressão múltipla. Dessa forma, para se obter a efetividade do *hedge* (E), faz-se necessário que se utilize a equação (7) ao invés do coeficiente de determinação da equação, R^2

$$E = 1 - \frac{Var(h)}{Var(p)} \quad (7)$$

Sendo que $Var(h)$ se constitui na variância da receita de um portfólio com *hedge* em sua razão ótima, e $Var(p)$ se refere à variância da receita não envolvendo operação de *hedge*.

4.2.1. Metodologia para análise da eficiência do mercado futuro do boi gordo na BM&F

Como uma das hipóteses utilizadas pela metodologia para estimar a razão de *hedge* ótima, definida por Myers e Thompson (1989), consiste na eficiência dos preços futuros, faz-se necessário verificar se este fato ocorre com os preços dos contratos futuros de boi gordo da BM&F. Isso será realizado de acordo com o estudo de Saboya e Bacchi (1999).

Um mercado futuro é considerado eficiente quando não existe uma relação entre as variações de preços de um contrato de um determinado dia com as variações ocorridas em dias anteriores. Assim, os preços acabam refletindo todas as informações disponíveis até aquele instante. Para tanto, o processo formador da série deve ter um comportamento aleatório e ao transformá-la para sua primeira diferença deve-se obter estacionariedade. Para verificar tal fato, realiza-se o teste de raiz unitária, sendo que a eficiência do mercado requer que os elementos constante e tendência não sejam significativos.

Além disso, é necessário enfatizar que antes de se proceder ao teste de raiz unitária, torna-se fundamental que se identifique a ordem do processo auto-regressivo [AR(p)] gerador da série mediante os critérios de informação, citados anteriormente. Para a existência de um mercado eficiente, este processo deve se constituir em um AR(1).

Assim, torna-se possível estimar a equação (8) e analisar se a hipótese de existência de raiz unitária ($\alpha = \beta = \theta = 0$) se verifica.

$$\Delta f_t = \alpha + \beta t + \theta f_{t-1} + e_t \quad (8)$$

Sendo, $\Delta f_t = f_t - f_{t-1}$ e $\theta = \rho - 1$

5. Análise dos Resultados

5.1. Risco de Base

A Tabela 1 traz os resultados do valor médio da base e do risco de base associados às operações de *hedge* do boi gordo e de *cross hedge* do bezerro. O valor médio da base do bezerro foi bastante superior em relação aos resultados relativos ao boi gordo em todas as regiões de análise. Além disso, o risco de base nas operações de *cross hedge* é significativamente maior que o risco associado ao *hedge* do boi gordo.

Tabela 1. Valor médio e variância da base (risco de base) na semana de vencimento do contrato para boi gordo e bezerro no período entre setembro de 1995 e fevereiro de 2001

Região	Valor Médio da Base (US\$)		Risco de Base (US\$ ²)	
	Bezerro	Boi Gordo	Bezerro	Boi Gordo
Araçatuba	-211,19	-2,98	947,01	20,60
Bauru	-210,52	-3,93	1.094,35	23,60
S.J. do Rio Preto	-212,02	-2,67	934,50	23,63
Presidente Prudente	-209,54	-4,51	896,33	25,45
Triângulo Mineiro	-216,46	-21,03	902,69	42,09
Campo Grande	-220,16	-32,74	998,09	76,42
Noroeste do Paraná	-215,93	-20,32	1.182,85	63,44
Três Lagoas	-222,12	-27,47	964,82	79,64

Fonte: resultados da pesquisa

Para se realizar uma análise comparativa do risco de base do boi gordo contra o do bezerro e entre as diferentes localidades foi realizada a estimação do modelo apresentado pela equação (3).

A Tabela 2 mostra os resultados deste procedimento. A regressão se apresentou significativa a 1%, com o valor da estatística F igual a 35,65. Além disso, o modelo considerado explicou boa parte da variação do desvio padrão da base, já que o coeficiente de determinação da regressão se apresentou bastante elevado ($R^2 = 0,9760$).

Tabela 2. Resultados da regressão do logaritmo neperiano do desvio padrão da base na semana de vencimento do contrato em função de variáveis binárias para tipo do animal e localização

Variáveis	Estimativa dos Parâmetros	Valores de t
tipo	-1,6224	-16,63*
.1 (Araçatuba)	3,2808	22,42*
.2 (Bauru/Marília)	3,3510	22,90*
.3 (São José do Rio Preto)	3,3119	22,64*
.4 (Presidente Prudente)	3,3199	22,69*
.5 (Triângulo Mineiro)	3,4475	23,56*
.6 (Campo Grande)	3,6217	24,75*
.7 (Noroeste do Paraná)	3,6177	24,73*
.8 (Três Lagoas)	3,6236	24,77*

Nota: *significativo a 1%; ** significativo a 2%

Fonte: resultados da pesquisa

Para obter o efeito das variáveis binárias referentes ao tipo do animal e localização (*Tipo e Lj*) sobre a variável dependente (desvio padrão da base), realizou-se a transformação descrita pela equação (9). Isso se deve ao fato de se utilizar a variável dependente em logaritmo.

$$\text{Efeito} = \exp(\text{coeficiente}) - 1 \quad (9)$$

Verifica-se pela variável binária *Tipo* que o risco de base difere, de forma significativa, entre o boi e o bezerro. Sendo o coeficiente desta variável negativo, após aplicar as transformações acima citadas, constatou-se que o desvio padrão da base do boi gordo foi 80,25% inferior ao desvio padrão da base do bezerro.

Outro importante resultado se refere aos valores dos coeficientes das variáveis binárias para localização. Tais valores se apresentaram positivos e estatisticamente significativos. Além disso, ao comparar os coeficientes relativos às regiões do Indicador de Preço Disponível do Boi Gordo (IBG) do CEPEA-ESALQ/BM&F (Araçatuba, São José do Rio Preto, Presidente Prudente e Bauru/Marília) com as demais, conclui-se que o risco de base foi inferior para este primeiro grupo, o que está de acordo com os resultados obtidos por Rochelle (1997).

De forma a analisar se o risco de base difere estatisticamente entre as regiões, foram realizados testes de hipóteses sobre a variância da base do boi gordo e do bezerro nas semanas de vencimento do contrato do boi gordo na BM&F. Considerou-se como hipótese nula a igualdade da variância da base entre duas regiões, contra a hipótese alternativa de que estas variâncias seriam diferentes. Pela estatística “*F*”, testou-se 28 combinações de valores correspondentes ao risco de base. Os resultados podem ser vistos na Tabela 3.

O risco de base para as operações com boi gordo nas regiões do IBG se mostrou estatisticamente inferior às demais. Além disso, constatou-se que entre as regiões que compõem este indicador, a variância da base não difere estatisticamente. Este último resultado se explica pelo fato do IBG ser calculado com base nas cotações dos principais centros de comercialização de boi gordo do Estado de São Paulo. Cabe ainda destacar que não se observaram diferenças estatisticamente significativas entre as regiões que apresentaram os maiores riscos de base (Campo Grande, Três Lagoas e Noroeste do Paraná).

Já em relação aos resultados para o bezerro, não foi obtida nenhuma diferença estatisticamente significativa entre os riscos de base das regiões em análise.

Tabela 3. Resultados dos testes “F” sobre a igualdade da variância da base do boi e do bezerro nas semanas de vencimento do contrato futuro de boi gordo da BM&F

Hipóteses Nulas	Boi Teste F	Bezerro Teste F
H ₀ : Araçatuba = Bauru/Marília	11,457	11,556
H ₀ : Araçatuba = Campo Grande	37,101 *	10,539
H ₀ : Araçatuba = Três Lagoas	38,663 *	10,188
H ₀ : Araçatuba = Triângulo Mineiro	20,435 *	10,491
H ₀ : Araçatuba = Presidente Prudente	12,355	10,565
H ₀ : Araçatuba = Noroeste do Paraná	30,798 *	12,490
H ₀ : Araçatuba = São José do Rio Preto	11,473	10,134
H ₀ : Bauru/Marília = Campo Grande	32,383 *	10,964
H ₀ : Bauru/Marília = Três Lagoas	33,746 *	11,342
H ₀ : Bauru/Marília = Triângulo Mineiro	17,836 **	12,123
H ₀ : Bauru/Marília = Presidente Prudente	10,783	12,209
H ₀ : Bauru/Marília = Noroeste do Paraná	26,882 *	10,809
H ₀ : Bauru/Marília = São José do Rio Preto	10,014	11,710
H ₀ : Campo Grande = Três Lagoas	10,420	10,345
H ₀ : Campo Grande = Triângulo Mineiro	18,156 **	11,057
H ₀ : Campo Grande = Presidente Prudente	30,030 *	11,135
H ₀ : Campo Grande = Noroeste do Paraná	12,046	11,851
H ₀ : Campo Grande = São José do Rio Preto	32,336 *	10,681
H ₀ : Três Lagoas = Triângulo Mineiro	18,919 **	10,325
H ₀ : Três Lagoas = Presidente Prudente	31,294 *	10,764
H ₀ : Três Lagoas = Noroeste do Paraná	12,553	14,512
H ₀ : Três Lagoas = São José do Rio Preto	33,698 *	10,688
H ₀ : Triângulo Mineiro = Presidente Prudente	17,811 **	10,071
H ₀ : Triângulo Mineiro = Noroeste do Paraná	15,071	13,104
H ₀ : Triângulo Mineiro = São José do Rio Preto	17,811 **	10,352
H ₀ : Presidente Prudente = Noroeste do Paraná	24,929 *	13,197
H ₀ : Presidente Prudente = São José do Rio Preto	10,767	10,426
H ₀ : Noroeste do Paraná = São José do Rio Preto	26,843 *	12,658

Notas: * valor de F significativo a 1%; ** valor de F significativo a 5%; *** valor de F significativo a 10%

Fonte: Resultados da pesquisa

5.2. Estimação das razões ótimas das operações de *hedge* e sua efetividade

5.2.1. Identificação dos processos auto-regressivos

O primeiro passo para a realização da estimação da razão de *hedge* ótima e assim obter a efetividade da operação consiste na identificação dos processos auto-regressivos geradores das séries.

Observa-se, pela Tabela 4, a ordem dos processos auto-regressivos das séries semanais dos preços à vista do bezerro e do boi gordo, de acordo com sua região, e do preço futuro do boi gordo na BM&F. Tais resultados foram obtidos mediante os Critérios de Informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SIC). Em alguns casos, os menores valores encontrados do AIC e SIC para estas séries diferem conforme o critério utilizado. Neste sentido, foi utilizada a menor defasagem indicada por um dos critérios. No entanto, ao realizar os testes de raiz unitária, foram analisados os resíduos, no que diz respeito à existência de autocorrelação. Ao apresentar autocorrelação nos resíduos, o modelo foi reespecificado, levando em conta a defasagem indicada pelo outro critério.

Tabela 4. Ordem dos processos auto-regressivos das séries de preços à vista de bezerro e boi gordo e do preço futuro de boi gordo da BM&F indicada pelo AIC e SIC

Preços do boi gordo	Série de Preços de Boi Gordo		Série de Preços de Bezerro	
	AR(p) indicada pelo:		AR(p) indicada pelo:	
	AIC	SIC	AIC	SIC
À vista				
Araçatuba	p = 8	p = 2	p = 3	p = 2
Bauru/Marília	p = 8	p = 2	p = 3	p = 2
São José do Rio Preto	p = 7	p = 2	p = 2	p = 1
Presidente Prudente	p = 7	p = 2	p = 8	p = 1
Triângulo Mineiro	p = 7	p = 2	p = 3	p = 3
Campo Grande	p = 11	p = 2	p = 3	p = 3
Noroeste do Paraná	p = 2	p = 2	p = 4	p = 2
Três Lagoas	p = 7	p = 2	p = 11	p = 4
Futuro (BM&F)	p = 2	p = 2	-	-

Fonte: resultados da pesquisa

5.2.2. Teste de raiz unitária

Definidas a ordem do processo auto-regressivo, foram realizados testes de raiz unitária, mediante os testes de Dikey & Fuller (DF) e Dickey & Fuller Aumentado (DFA). Os passos para tal análise seguem o procedimento descrito por Enders (1985).

Como os testes de raiz unitária não são válidos na presença de autocorrelação dos resíduos, foram analisadas as estatísticas Q de Ljung Box dos modelos em questão. Para os modelos que apresentaram autocorrelação nos resíduos, utilizou-se a defasagem indicada pelo critério alternativo, como já descrito anteriormente. Ao realizar tal alteração para estes casos, observou-se, mediante a estatística Q de Ljung Box, que os resíduos dos modelos estimados para se proceder ao teste de raiz unitária se apresentaram não correlacionados, validando, assim, os testes realizados.

Os resultados demonstraram que as séries de preços de bezerro e boi gordo são estacionárias nas primeiras diferenças.

5.2.3. Hipótese de mercado futuro eficiente

Após a identificação da ordem dos processos auto-regressivos e os testes de raiz unitária, a hipótese de mercado futuro eficiente para a série de preço futuro da BM&F foi analisada. Para tanto, como colocado anteriormente, o procedimento realizado por Saboya e Bacchi (1999) foi adotado.

Constatou-se, anteriormente, que o processo auto-regressivo da série de preços futuros do boi gordo da BM&F possui ordem dois [AR(2)], ou seja, o preço médio observado em uma semana possui relação com o preço das duas semanas anteriores. Este resultado indica que a formação destes preços deve possuir tendenciosidade. No entanto, não se pode concluir de forma definitiva que o mercado, em questão, é ineficiente, pois a ordem do processo auto-regressivo é baixa. Cabe ressaltar que Saboya & Bacchi (1999), utilizando dados diários dos preços futuros de boi gordo na BM&F no período entre outubro de 1994 a fevereiro de 1999 e ex-

cluindo os contratos de boi gordo que apresentaram baixa liquidez, concluíram que em todos os 39 contratos analisados, o processo auto-regressivo da série de preços foi um [AR(1)], mostrando haver eficiência neste mercado futuro.

Como não é possível chegar a uma conclusão exata a respeito da eficiência do mercado futuro de boi gordo da BM&F, os cálculos das razões de *hedge* ótima serão realizados de acordo com a metodologia proposta por Myers & Thompson (1989), reconhecendo as limitações dos procedimentos, já que uma das hipóteses básicas deste procedimento consiste na eficiência dos preços futuros.

5.2.4. Efetividade e razão ótima de *hedge*

As razões ótimas de *hedge* foram obtidas pela estimação da equação (10). Vale observar que, como as séries de preço do boi gordo e do bezerro se tornaram estacionárias somente na primeira diferença, as regressões ocorreram com as variações dos preços à vista e futuro. Além disso, para diferenciar as razões de *hedge* entre os períodos de safra e entressafra, foi estimado a equação (11) para as diferentes regiões do estudo.

$$\Delta P_t = \alpha + \delta \Delta F_t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta P_{t-i} + \gamma \Delta F_{t-1} + u_t \quad (10)$$

$$\Delta P_t = \alpha + \delta \Delta F_t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta P_{t-i} + \gamma \Delta F_{t-1} + \gamma D_i \Delta F_t + u_t \quad (11)$$

Sendo,

ΔP_t = preço à vista do boi gordo (bezerro) na primeira diferença no momento t ;

δ = razão ótima de *hedge*;

ΔF_t = preço futuro do boi gordo na BM&F na primeira diferença;

ΔP_{t-i} = preço à vista do boi gordo (bezerro) na primeira diferença no momento $t-i$;

ΔF_{t-1} = preço futuro do boi gordo na BM&F no momento $t-1$;

D_i = variável *dummy* de inclinação para captar as diferenças das razões de *hedge* entre os períodos de safra e entressafra;

u_i = termo de erro.

Os resultados da efetividade das operações e das razões ótimas de *hedge* dos preços do boi gordo e de *cross hedge* dos preços do bezerro podem ser observados nas Tabelas 5 e 6. Apesar de se constatar altas razões de *cross hedge* dos preços do bezerro (entre 38% e 48%), a efetividade destas operações se mostrou bastante baixa – em torno de 1,5%. O principal motivo para tal fato consiste no alto risco de base que envolve estas operações quando comparadas com o risco de base do *hedge* do boi gordo. Observa-se que a maior efetividade ocorreu na região de Presidente Prudente – a tomada de posições em contratos futuros na razão de *hedge* ótima (43,81%) reduziria a risco em somente 3,13%. Já a menor efetividade foi verificada no Triângulo Mineiro, onde ao realizar o *cross hedge* com 47,84% da posição à vista, o risco seria reduzido em 0,66%. Cabe ainda mencionar que a efetividade destas operações não diferiu significativamente entre os períodos de safra e entressafra.

Já com relação às operações de *hedge* com os preços do boi gordo, nota-se que a efetividade, nas regiões consideradas no estudo, também foram próximas. Os maiores valores ocorreram em Araçatuba e Três Lagoas, indicando que a tomada de posição em contratos futuros de boi gordo na BM&F na proporção de *hedge* ótima (58,35% e 62,22%, respectivamente) reduziria o risco em 51,50% e 50,15%, respectivamente. Já os menores valores de efetividade foram verificados nos modelos relativos à Campo Grande (41,83%) e Noroeste do Paraná (41,14%). Além disso, observou-se que, em todas as regiões, as operações tiveram uma maior efetividade no período da safra. Isso pode ser explicado pelo maior número de informações que o mercado possui neste período, o que contribui para a existência de um menor risco de base em relação ao período da entressafra. Este fato ocorreu com uma maior intensidade nos modelos do Triângulo Mineiro e de Bauru/Marília.

Tabela 5. Efetividade e razão do *cross hedge* dos preços do bezerro no período entre setembro de 1995 e fevereiro de 2001

Regiões	Razão de <i>cross hedge</i> do bezerro (%)			Efetividade do <i>cross hedge</i> do bezerro (%)		
	Geral	Safra	Entressafra	Geral	Safra	Entressafra
Araçatuba	40,55	11,07	50,32	1,89	0,77	2,52
S. J. Rio Preto	41,23	25,34	46,63	2,05	1,28	2,49
Bauru/Marília	41,12	34,18	43,46	1,33	0,53	2,00
P. Prudente	43,81	13,05	53,93	3,13	0,94	4,52
Nor. Paraná	38,69	32,22	37,39	1,00	1,08	0,89
Três Lagoas	48,27	23,93	56,56	1,13	0,87	1,29
C. Grande	37,41	13,60	45,38	1,47	0,46	2,72
T. Mineiro	47,84	6,71	61,25	0,66	-0,30	1,84

Fonte: Resultados da Pesquisa

Tabela 6. Efetividade e razão de *hedge* dos preços do boi gordo no período entre setembro de 1995 e fevereiro de 2001

Regiões	Razão de <i>hedge</i> do boi gordo (%)			Efetividade do <i>hedge</i> do boi gordo (%)		
	Geral	Safra	Entressafra	Geral	Safra	Entressafra
Araçatuba	58,35	62,82	56,47	51,50	55,42	49,09
S. J. Rio Preto	59,97	64,48	52,47	48,55	50,98	47,53
Bauru/Marília	58,36	64,24	48,54	48,87	53,41	45,05
P. Prudente	59,51	64,95	50,49	49,55	53,72	46,40
Nor. Paraná	61,47	66,36	53,48	42,85	46,06	41,14
Três Lagoas	62,22	65,66	56,47	50,15	51,80	49,82
C. Grande	60,19	62,85	55,68	41,83	43,27	41,77
T. Mineiro	55,84	61,99	45,52	47,12	52,69	42,18

Fonte: Resultados da Pesquisa

Deve-se ressaltar que, mediante a aplicação do teste F , todas as regressões se mostraram significativas tanto para o boi gordo quanto para o bezerro. Além disso, a razão ótima de *hedge*, indicada pelo coeficiente δ , também se apresentou significativa em todos os casos.

6. Conclusão

Antes do lançamento dos contratos futuros de bezerro na BM&F, realizado em outubro de 2002, os pecuaristas especializados nas etapas de cria, cria/engorda, recria/engorda e engorda possuíam como alternativa a realização de operações conhecidas como *cross*

hedge no mercado futuro de boi gordo da BM&F, com o objetivo de se protegerem de variações adversas nos preços do bezerro.

Neste estudo, o risco de se realizar esta operação foi avaliado e comparado ao risco do *hedge* do boi gordo. Verificou-se que o *cross hedge* apresentou um risco de base aproximadamente 80% superior àquele visto no *own hedge* nas semanas de vencimento dos contratos futuros no período entre setembro de 1995 e fevereiro de 2001.

Além disso, foram calculadas as razões ótimas e a efetividade do *cross hedge* do bezerro. Como forma de comparação, as mesmas análises foram realizadas para o *hedge* do boi gordo. Tanto no *cross hedge*, como também no *own hedge*, as razões se mostraram elevadas – no primeiro caso esteve entre 37% e 49%, já no segundo variou entre 58% a 63%.

Com relação à efetividade, constatou-se que, no caso do *own hedge*, o risco pode ser reduzido em cerca de 50% com a tomada de posição em contratos futuros de boi gordo na proporção de *hedge* ótima. No entanto para o *cross hedge*, a efetividade foi bastante baixa para todas as regiões. Ou seja, tal operação não pode ser considerada eficiente para a proteção dos riscos de preço do bezerro. A explicação desta questão consiste, basicamente, no alto risco de base que envolve este tipo de *hedge*. Adicionalmente, foi visto que a efetividade do *own hedge* se mostrou superior no período da safra em relação à entressafra. Este mesmo aspecto foi analisado no *cross hedge*, porém não se apresentaram diferenças significativas.

Conclui-se, portanto, que a maior parte dos produtores de bezerros do país não possuía um instrumento eficiente de proteção dos riscos de preço de sua atividade. A criação dos contratos futuros de bezerro pela BM&F vem justamente criar condições para que as operações, que envolvem o preço deste animal e a relação de troca entre boi gordo e bezerro, possuam um menor risco e maior efetividade, garantindo, assim, instrumentos eficientes para proteção contra as variações adversas dos preços na atividade pecuária. Dessa forma, os resultados do trabalho apontam para o acerto da BM&F no recém lançamento do contrato futuro do bezerro

7. Bibliografia

DICKEY, W.; FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrics**, v.49, n.4, p.1057-72, 1981.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Willey, 1995. 433p.

FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Agropecuário**. Rio de Janeiro: IBGE, 1980, 1985, 1996.

HULL, J. **Introdução aos mercados futuros e de opções**. 2.ed. São Paulo: BM&F; Cultura Editores Associados, 1996. 448p.

MYERS, R.J.; THOMPSON, S.R. Generalized optimal *hedge* ratio estimation. **American Journal of Agricultural Economics**, v.71, n.4, p.858-867, nov.1989.

OLIVEIRA, J.A.F.G. **Condicionantes do crescimento da pecuária bovina de corte nos anos 80**. Rio de Janeiro: IPEA, 1991. 15p. (Texto para Discussão, 221)

ROCHELLE, T.C.P. O contrato futuro de boi gordo: uma análise do impacto da introdução financeira sobre o risco de base. Piracicaba, 1997. 140p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

ROCHELLE, T.C.P. Relações de preço no mercado de algodão em pluma e desenvolvimento do mercado futuro de algodão no Brasil. Piracicaba, 2000. 163p. Dissertação (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

SABOYA, L.V.; BACCHI, M.R.P. Uma proposta metodológica para análise da eficiência na formação de preços de contratos futuros (compacto disc). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, Foz do Iguaçu, 1999. **Anais**. Foz do Iguaçu: SOBER, 1999.

SCHOUCHANA, F.; CAFFAGNI, L.C. Fatores que determinam o preço do bezerro. **Resenha BM&F**, n.143, p.67-75, 2001.

SCHOUCHANA, F.; PEROBELLI, F.S. O financiamento da agricultura e o mercado futuro. **Resenha BM&F**, n.142, p.78-81, 2000.