



AgEcon SEARCH

RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.



A UTILIZAÇÃO DA BM&F COMO INSTRUMENTO DE GERENCIAMENTO DE RISCO DE PREÇO DE BOI GORDO COMERCIALIZADO EM RONDÔNIA

SERGIO DE ZEN; GUILHERME BELLOTTI DE MELO;

ESALQ/USP

PIRACICABA - SP - BRASIL

gbmelo@esalq.usp.br

APRESENTAÇÃO ORAL

Comercialização, Mercados e Preços

A Utilização da BM&F como Instrumento de Gerenciamento de Risco de Preço de Boi Gordo Comercializado em Rondônia

Grupo de Pesquisa: Comercialização, Mercados e Preços

Resumo

Este trabalho teve como objetivo avaliar se é possível utilizar o mercado futuro de boi gordo da BM&F como instrumento de gestão de risco de preços para agentes que comercializam o produto no estado de Rondônia. Para tanto foi analisado se existe uma relação de longo prazo entre os preços da arroba do boi praticado em Rondônia e o valor do indicador Esalq/BM&F. Secundariamente, foi realizada uma análise da razão de *hedge* ótima no estado e sua efetividade no ano de 2007. O resultado obtido indicou que as séries de preços em Rondônia e o indicador Esalq/BM&F caminham na mesma direção no longo prazo, permitindo aos agentes que negociam esse ativo no estado rondoniense utilizarem a BM&F como instrumento de *hedge* para o preço do boi. No entanto, através da análise da razão ótima e efetividade do *hedge* observou-se que entre agosto e novembro a utilização do *hedge* não possui contribuição relevante para o gerenciamento do risco de preços do animal.

Palavras-chaves: Preço do Boi Gordo, Risco, Mercado Futuro, Rondônia

Abstract

This paper aimed to analyse the BM&F cattle future market as a tool for price risk management for traders that deal cattle in the Rondônia State. In order to reach this goal it was analysed if there is a long-term relationship between the cattle prices in Rondônia and the Esalq/BM&F Cattle Index. Besides that, it was done an examination of the optimal hedge



ratio and its effectiveness to the year of 2007. The results indicated that the cattle price in Rondônia and the Esalq/BM&F Cattle Index has a long-term relationship, which means the traders can use the BM&F as tool to hedge the cattle price in such state. However, through the optimal hedge ratio and the effectiveness analyses were possible to note that between august and november the BM&F utilization did not contribute significantly to manage the cattle price risk.

Key Words: Cattle Prices, Risk, Future Market, Rondônia

1. INTRODUÇÃO

Historicamente a bovinocultura brasileira tem desempenhado um importante papel para o desenvolvimento da economia nacional. As suas funções como geradora de divisas e fornecedora de alimentos para a população tem sido realizada com louvor pelos agentes envolvidos em todo o processo de produção desse tipo de carne - desde os fornecedores de insumos para a produção animal aos traders que negociam a carne brasileira com mais de uma centena de países.

No tocante a geração de divisas pelo setor de carne bovina, ela saltou cerca de 465% em 8 anos. Enquanto no ano de 1999 o Brasil gerou US\$785 milhões em divisas com a venda desse produto, em 2007 esse valor alcançou US\$ 4,4 bilhões.

Quanto à produção anual desse tipo de carne, o esforço realizado por toda a cadeia na busca de mais eficiência no sistema produtivo foi premiado com um aumento de 50% em relação ao que era produzido nos fins da década de 90. Em 1999, por exemplo, a cadeia da carne bovina no Brasil produziu 6,7 milhões de toneladas, já em 2006 a produção foi de 9 milhões de toneladas.

O interessante a observar é que todo esse processo tem ocorrido diante da interiorização da produção pecuária, indicando que estados que antes não apresentavam relevância para a pecuária nacional passaram a exercer papel importantíssimo para todo esse êxito do setor. Um exemplo disso é, sem dúvida, o caso do estado de Rondônia.

De fato, nos últimos 10 anos a pecuária rondoniense tem se desenvolvido a passos largos. O rebanho, por exemplo, saltou de 3,9 milhões de cabeças em 1996 para 11,5 milhões em 2006, aumento de 192%. No mesmo período a elevação da quantidade de cabeças no Brasil foi de apenas 30%.

Conseqüentemente, seduzidos por esse exponencial aumento do número de cabeças disponíveis para o abate, muitos grupos frigoríficos têm construído ou adquirido antigas plantas de abate com o intuito de explorar essa nova área de oferta de bois. O resultado desse



movimento foi a elevação de 380%, quando comparado ao ano de 1999¹, na quantidade de bois abatido nesse estado. Em 2006 o volume de animais destinados ao abate foi de 916 mil cabeças.

No que toca a carne produzida pelos rondonienses, que antes era destinada exclusivamente para o mercado o interno, hoje já exporta volumes consideráveis para uma grande gama de países. Somente para ilustrar a evolução das exportações de carne bovina rondoniense, tem-se que em 2002 esse estado enviava ao exterior apenas 1,1 mil toneladas de cortes desossados congelados, já em 2007 (considerando o acumulado até o mês de outubro) essa quantidade foi de 76,3 mil toneladas, aumento de 6840%. Nesse mesmo intervalo de tempo a receita obtida com as vendas desse tipo de carne saltou de US\$1,7 milhão para US\$159,4 milhões.

Um dos grandes desafios para que esse sucesso rondoniense continue é, sem dúvida, o gerenciamento de risco dos preços do boi gordo. De acordo com estudos realizados pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) a compra desse insumo representa cerca de 80% dos custos de um frigorífico e sua venda representa quase que a totalidade da receita de um pecuarista, o que indica que variações² inesperadas podem implicar em resultados econômicos negativos para a atividade, o que inibe a inversão de investimento e estimula os que já estão inseridos nesse setor a mudar de atividade econômica. Nesse sentido, uma prática que tem se tornado comum entre os frigoríficos de bovinos no Brasil é a utilização do mercado futuro de boi gordo da Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) para a realização de *hedge* (seguro) de preço com o objetivo de reduzir a exposição à volatilidade do preço do animal, e conseqüentemente, poder prever de modo mais preciso os fluxos de caixa futuro da empresa.

Diante desse contexto, um estudo que avalie as relações entre os preços praticados da arroba do boi gordo no estado de Rondônia e o preço de fechamento diário da BM&F, o indicador ESALQ/BM&F, se faz necessário para demonstrar se a utilização desse mercado futuro serve como ferramenta para minimização do risco de preço de boi para os agentes que comercializam o animal no estado de Rondônia.

1.1 OBJETIVO

O presente trabalho possui como objetivo principal avaliar se é possível utilizar o mercado futuro de boi gordo da BM&F como instrumento de gestão de risco de preços para agentes que comercializam o produto no estado de Rondônia. Especificamente, se pretende determinar se existe uma relação de longo prazo entre os preços da arroba boi gordo praticado em Rondônia e o indicador Esalq/BM&F.

Adicionalmente, objetivou-se demonstrar a razão ótima e a efetividade do *hedge* no ano de 2007 para os agentes comercializadores de boi gordo nesse estado.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

¹ Ano em que, de acordo com o IBGE, se inicia a contabilização dos abates bovinos no estado.

² A volatilidade anual do preço do boi é de 8%.



2.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

A realização de testes de raiz unitária visa identificar se as séries em questão são estacionárias, ou seja, com média e variâncias constantes ao longo do tempo. O procedimento seguido neste trabalho é o sugerido por Enders (1995) e tem como base o teste de Dickey-Fuller.

Em linhas gerais, conforme Alves (2002), o procedimento sequencial de Enders (1995) é:

1. estimar um modelo auto-regressivo com defasagens determinadas pelos critérios de Akaike e Schwarz, na forma geral expresso pela equação (1).

$$\Delta x_t = \alpha + \beta \cdot t + \gamma \cdot x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \cdot \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

2. utilizando a estatística $\tau\tau$, proposta por Dickey & Fuller (1981), testa-se a hipótese de que $\gamma = 0$. No caso dessa hipótese ser rejeitada, utiliza-se a estatística $\tau\beta\tau$ para testar a hipótese de $\beta = 0$ que, no caso de ser rejeitada, leva ao teste de $\gamma = 0$, novamente, mas considerando-se a distribuição normal.

3. se não for rejeitada a hipótese de $\beta = 0$, assume-se um novo modelo sem tendência, mas com intercepto, conforme a equação (2):

$$\Delta x_t = \alpha + \gamma \cdot x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \cdot \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

4. da auto-regressão de (2), testa-se a hipótese de $\gamma = 0$ utilizando-se a estatística $\tau\mu$. A não rejeição dessa hipótese leva ao teste de que $\alpha = 0$, considerando-se a estatística $\tau\alpha\mu$ sendo que, dada mais uma rejeição da hipótese, testa-se $\gamma = 0$ com a distribuição normal.

5. em caso de não se rejeitar a hipótese de $\alpha = 0$, estima-se um modelo auto-regressivo sem intercepto e tendência, conforme a equação (3):

$$\Delta x_t = \gamma \cdot x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \cdot \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

6. então testa-se a hipótese de que $\gamma = 0$ com base na estatística τ . Se for aceita essa hipótese, então conclui-se que o processo gerador da série possui raiz unitária, e a série será trabalhada nas diferenças e não em nível.

2.2 TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO: MÉTODO DE ENGLE & GRANGER

De acordo com Engle & Granger (1987) testar a co-integração entre variáveis implica avaliar se as variáveis y_t e x_t possuem caminho temporal ligado. Para tanto, é necessário, inicialmente, verificar se as duas séries são integradas de mesma ordem, o que é verificado quando se realiza o teste de raiz unitária. É válido ressaltar que serem integradas de mesma ordem é condição necessária para que ocorra co-integração entre as séries.

Se ambas as séries obtiverem a mesma ordem de integração, para testar se essas variáveis são co-integradas basta estimar a seguinte equação:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (4)$$



Feito isso, realiza-se o teste de raiz unitário sobre o resíduo estimado (t) com o objetivo de identificar se ele é estacionário de ordem $[I(0)]$. Se ele for estacionário concluí-se que as séries são co-integradas. Os valores críticos para a realização desse teste são encontrados em Engle & Granger (1987).

2.3 A Razão Ótima e Efetividade do *Hedge*

Considere um hedger procurando maximizar o seu lucro e que seja avesso ao risco com um portfólio contendo dois ativos: uma posição no mercado físico e uma posição no mercado futuro (Martins & Aguiar, 2004). Admitindo que seja realizado uma operação de hedge de venda entre o período de estabelecimento (1) e do encerramento (2), pode-se determinar que a receita desse agente é dada por:

$$R_h = V(P_2 - P_1) - F(F_2 - F_1); \quad (5)$$

em que:

R_h : a receita bruta num portfólio com posições no mercado físico e a vista;

V : tamanho da posição no mercado à vista;

$P_2 - P_1$: diferença entre os preços do mercado à vista nos períodos 1 e 2;

F : tamanho da posição no mercado futuro;

$F_2 - F_1$: diferença entre os preços no mercado futuro nos períodos 1 e 2;

Dividindo (5) por V obtém-se a receita por unidade de produto:

$$\frac{R_h}{V} = (P_2 - P_1) - h(F_2 - F_1); \quad (6)$$

onde h é a razão de hedge (F/V) e demonstra o tamanho da posição no mercado futuro em relação à posição no mercado físico.

A variância da receita por unidade do produto é dada por³:

$$\sigma_h^2 = \sigma_p^2 - 2h\sigma_{pf} + h^2\sigma_f^2; \quad (7)$$

em que:

σ_h^2 : variância da receita da unidade do produto;

σ_p^2 : variância da mudança do preço no mercado físico;

σ_{pf} : covariância entre as mudanças do preço no mercado físico e futuro;

σ_f^2 : variância da mudança do preço no mercado futuro;

Dado que o *hedger* é avesso ao risco, ele objetiva encontrar a razão de *hedge* que minimiza a variância do seu retorno. Assim, pela condição de primeira ordem de minimização da variância da receita por unidade de produto em relação à razão de *hedge* é possível determinar o h^* que minimiza o risco, o que significa razão ótima de *hedge*.

³ Essa variância é obtida ao aplicar a propriedade da variância de uma soma.



$$\frac{\partial \sigma_h^2}{\partial h} = -2\sigma_{pf} + 2h^* \sigma_f^2 = 0;$$

$$\sigma_{pf} = h^* \sigma_f^2 \quad ;$$

$$h^* = \frac{\sigma_{pf}}{\sigma_f^2}; \quad (8)$$

Diante disso percebe-se que a razão de *hedge* ótima depende diretamente da covariância entre as mudanças do preço no mercado físico e futuro e, inversamente da variância da mudança do preço no mercado futuro.

A partir desse resultado é possível avaliar a proporção da variância da receita que pode ser eliminada com a adoção do portfólio com a razão ótima de *hedge*, o que também é conhecido como efetividade *do hedge*.

Matematicamente essa efetividade é obtida do seguinte modo:

$$e = \frac{Var(p) - Var(h^*)}{Var(p)} = 1 - \frac{Var(h^*)}{Var(p)}; \quad (9)$$

onde:

e : efetividade do *hedge*;

$Var(p)$: variância de um portfólio sem *hedge*;

$Var(h^*)$: variância num portfólio com *hedge* à razão de *hedge* ótima;

Ao analisar a equação (9) observa-se que se o *hedge* eliminasse completamente o risco da receita, ou seja, $V(h^*)=0$, então a efetividade do *hedge* seria igual a um. Já se a variância das receitas com e sem *hedge* fossem iguais essa mesma efetividade seria zero.

Dado que $Var(p)$ depende exclusivamente da variação dos preços à vista, a variância de um da receita sem *hedge* é idêntica à variância dos preços no mercado físico. Já a variância num portfólio com *hedge* à razão de *hedge* ótima pode ser obtida substituindo (8) em (7):

$$Var(h^*) = \sigma_p^2 - 2 \left(\frac{\sigma_{pf}}{\sigma_f} \right) \sigma_{pf} + \left(\frac{\sigma_{pf}}{\sigma_f} \right)^2 \sigma_f^2;$$

Simplificando, chega-se a:

$$Var(h^*) = \sigma_p^2 - \left(\frac{\sigma_{pf}}{\sigma_f} \right)^2;$$

Multiplicando e dividindo o último membro da equação por σ_p^2 , tem-se que:

$$Var(h^*) = \sigma_p^2 - \left(\frac{\sigma_{pf}}{\sigma_f} \right)^2 \cdot \frac{\sigma_p^2}{\sigma_p^2} = \sigma_p^2 - \left(\frac{\sigma_{pf}}{\sigma_f \sigma_p} \right)^2 \sigma_p^2 = \sigma_p^2 (1 - \rho^2); \quad (10)$$

Portanto, substituindo σ_p^2 e (10) em (9) chega-se à:



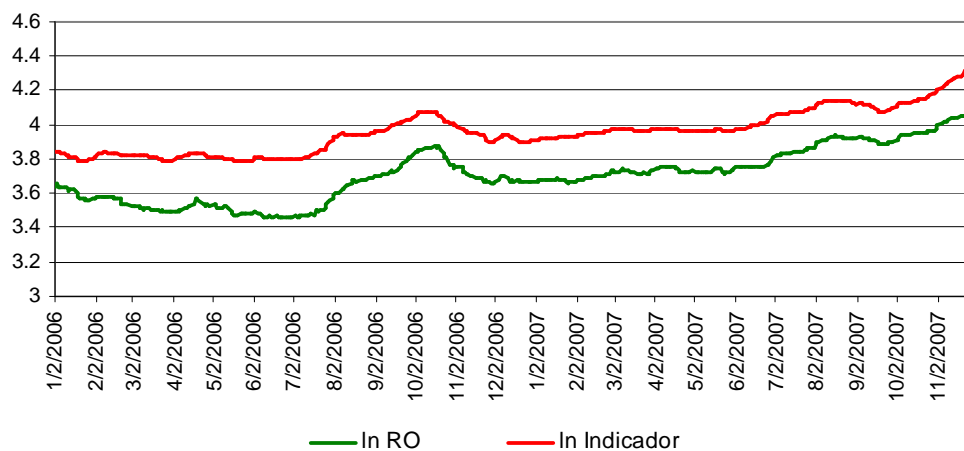
$$e = 1 - \left(\frac{\sigma_p^2(1-\rho^2)}{\sigma_p^2} \right) = \rho^2 ; \quad (11)$$

A equação (11) mostra que a efetividade do *hedge* quando se utiliza a razão ótima é exatamente igual ao quadrado da correlação linear entre as mudanças nos preços à vista e futuro do produto. A efetividade do *hedge* será máxima quando as variações nos preços à vista e futuro forem perfeitamente correlacionados, ou seja, apresentarem, à rigor, o mesmo comportamento. Essa efetividade se reduz à medida que a correlação entre as duas séries diminuam.

3. FONTE DE DADOS

Com a finalidade de analisar as inter-relações entre os preços de fechamento da arroba do boi gordo na BM&F e os praticados no estado de Rondônia foram utilizadas séries dos logaritmos neperianos dos preços diários de ambas de janeiro de 2006 a dezembro de 2007 fornecidas pelo CEPEA⁴. Tais preços foram trazidos a valores reais de dezembro de 2007 utilizando o IGP-DI do IBGE. A evolução desses preços no período considerado pode ser observada na figura abaixo.

Figura 1. Evolução do preço da arroba do boi gordo no estado de Rondônia e do indicador Esalq/BM&F.



Fonte: CEPEA – USP

⁴ A escolha desse período se deve ao fato de que ele reflete as relações de preços depois do anúncio de focos de febre aftosa no Brasil.



4. PROCEDIMENTOS

Metodologicamente foram empregados os seguintes passos para que o objetivo fosse alcançado:

1. Realização do teste de raiz unitária proposto por Dickey & Fuller (1979) para verificar em que ordem as séries se tornam estacionárias;
2. Baseado no resultado da etapa anterior, foi testada a co-integração de Engle & Granger (1987) com o objetivo de avaliar se as duas séries se equilibram ao longo do tempo, ou seja, possuem relação de longo prazo. Tal teste permite concluir se é possível utilizar o mercado futuro de boi gordo da BM&F como instrumento de gestão de risco de preço do boi gordo.
3. Tendo sido avaliada a co-integração entre as duas séries, partiu-se para a análise da razão de *hedge* ótima. Essa análise foi realizada baseada nos vencimentos do ano de 2007. Para tanto as séries foram, separadas em períodos de quatro meses antes do vencimento de cada contrato⁵. Para um contrato com vencimento em 31 de janeiro de 2007, por exemplo, tomou-se o período de 30 de setembro de 2006 à 31 de janeiro de 2007. Posteriormente essas séries foram organizadas em dados semanais com o intuito de minimizar problemas com erros de digitação que podem ter ocorrido ao serem computados os valores diários. Outra justificativa é mitigar as assimetrias temporais de negócios no mercado físico e futuro.
4. Após ter sido determinada a razão de *hedge* ótima foi calculada a efetividade do *hedge*.

5. ANÁLISE DOS RESULTADOS

5.1 A Relação de Longo Prazo entre os Preços

Objetivando determinar o número de defasagens que serão utilizadas para o cálculo do teste de raiz unitária foram realizados os testes de Akaike e Schwars, cujos resultados estão dispostos na tabela abaixo. Tais resultados determinam que para a realização do teste de raiz unitária a série de preços da arroba em Rondônia deve ser defasada em 8 dias. Com relação ao indicador da arroba do boi gordo Esalq/BM&F, essa mesma tabela indica que elas precisam ser defasadas em 4 dias para a avaliação do mesmo teste de raiz unitária (ver tabela abaixo).

Tabela 1. Resumo dos testes de defasagens para o preço da arroba em Rondônia e o indicador Esalq/BM&F.

Variável	Akaike	Schwars
In RO	8	5
In Indicador	4	4

Tendo sido apurado o número de defasagens, o passo seguinte foi a checagem da existência de raiz unitária nas séries temporais em questão utilizando os testes de Dickey-Fuller. De acordo com os resultados da tabela 2, a série de preços da arroba praticados em Rondônia e o

⁵ Do mesmo modo que foi justificado por Martins & Aguiar (2004), não foi optado por trabalhar com mais de quatro meses antes de cada vencimento para evitar períodos de baixa liquidez nas observações mais distantes de cada vencimento.



indicador Esalq/BM&F se mostraram estacionárias na primeira diferença, o que implica que ambas as séries são integradas de primeira ordem, I(1).

Tabela 2. Resultados do teste de raiz unitária de Dickey – Fuller Aumentado (ADF).

Variáveis	Modelo 1#					Modelo 2##
	τ_τ	$\tau_{\tau\beta}$	$\tau_{\tau\mu}$	$\tau_{\tau\mu\alpha}$	τ	τ
ln RO	-2.34677	2.556	-0.25744	0.44778	1.19653	-5.19243*
ln Indicador	-1.43372	1.87414	0.35522	-0.14253	1.67405	-5.71923*

*significativo ao nível de 5% de significância [valores críticos em Fuller (1976) e Dickey-Fuller (1981)]

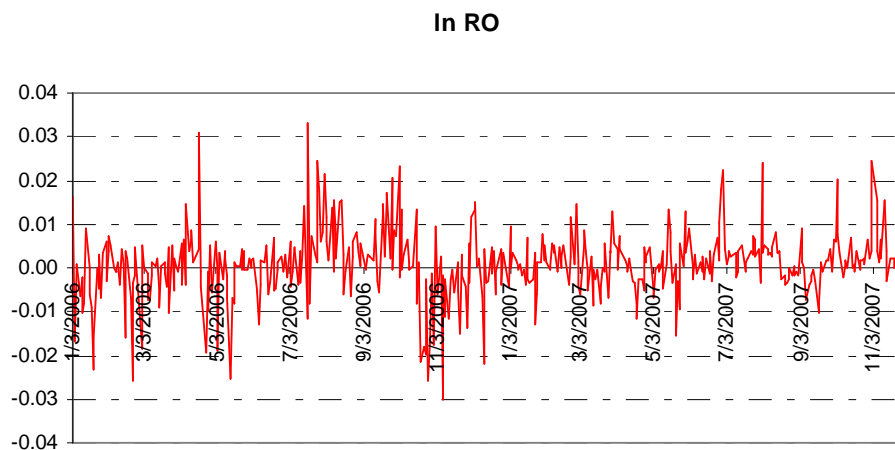
Modelo 1 : $\Delta x_t = \alpha + \beta \cdot t + \gamma \cdot x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \cdot \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$, nas versões com intercepto e tendência, com intercepto e sem tendência e, na ausência de ambos.

Modelo 2: $\Delta \Delta x_t = \gamma \cdot x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \cdot \Delta \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$, definido após os testes comprovarem a ausência de termos deterministas.

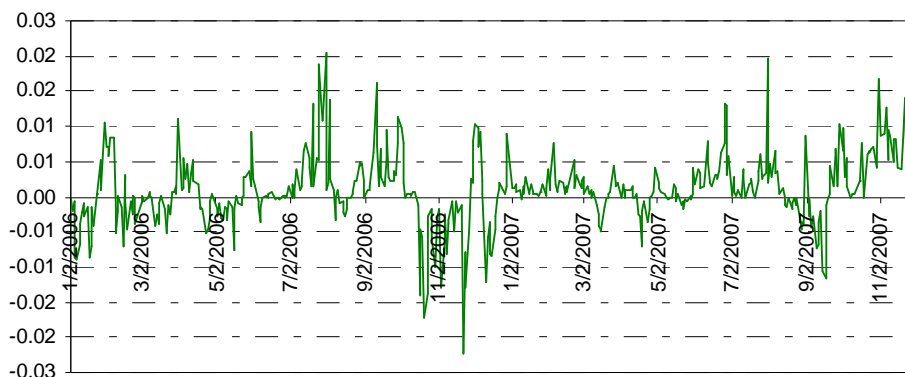
Obs.: não houve presença de autocorrelação serial, conforme o teste Q de Ljung Box.

De fato a análise do comportamento gráfico da evolução das duas séries quando é aplicada a primeira diferença permite observar que ambas as séries apresentam variância e média constante ao longo do tempo.

Figura 2. Evolução da série de preços da arroba do boi gordo em Rondônia e do indicador Esalq/BM&F na primeira diferença.



ln Indicador



Dado que as duas séries são integradas de mesma ordem, partiu-se para a avaliação de co-integração. Para tanto foi regredido o logaritmo do preço da arroba do boi em Rondônia contra os logaritmos dos valores do indicador Esalq/BM&F de tal modo que pudesse ser avaliada a estacionariedade dos resíduos dessa regressão.

O resultado da regressão linear simples de longo prazo, ou seja, com as variáveis em nível encontram-se a seguir. É válido ressaltar que os valores entre parênteses na equação (5) referem-se aos valores do teste de t-Student

$$\ln RO = -1,025 + 1.1948 \ln \text{Indicador} \quad (5)$$

(-21,63) (99,93)

Onde:

ln RO: logaritmo neperiano do preço da arroba do boi gordo em Rondônia

ln Indicador: logaritmo neperiano do valor da arroba pelo indicador Esalq/BMF

Após ter sido estimada a equação de longo prazo, foi avaliado se os resíduos da regressão é estacionário ou não. Conforme pode ser observado na tabela 3, a série dos resíduos se mostrou estacionária, indicando que os preço da arroba boi gordo em Rondônia e o indicador Esalq/BM&F são cointegrados, o que implica em afirmar que caminham juntos em uma relação de longo prazo.

Tabela 3. Resultado do teste de raiz unitária para os resíduos.

Variável	ADF sem constante e sem tendência	Número de defasagens
Resíduo	-2.43932*	10

*significativo ao nível de 5% de significância [valores críticos em Fuller (1976) e Dickey-Fuller (1981)]

Diante dos resultados obtidos fica evidente que o agente que opera vendendo ou comprando bois no estado de Rondônia pode se proteger contra a oscilação de preços desse ativo utilizando a Bolsa de Mercadoria e Futuros (BM&F), já que os preços praticados em Rondônia, historicamente, caminham no mesmo passo que o indicador Esalq/BM&F do boi gordo, o que é característica de séries que são co-integradas.



5.2 Razão Ótima e Efetividade do Hedge

Tendo sido verificado que existe uma a relação de longo prazo entre os preços praticados em Rondônia e o indicador Esalq/BM&F do boi gordo, partiu-se para a análise da razão ótima do *hedge* e a sua efetividade. É válido ressaltar, que conforme foi descrito na seção xxx, entende-se por razão ótima de *hedge* a proporção do tamanho da posição em contratos futuros com relação à extensão do risco (Hull, 1996). Já a efetividade do *hedge* diz respeito à proporção do risco da receita do agente comercializador do boi que pode ser minimizado com a adoção da razão de *hedge* ótima.

Conforme pode ser notado na tabela 4 existiu uma oscilação muito grande nas razões ótimas de *hedge* para os diferentes vencimentos, sendo que os maiores valores foram observados em março e em dezembro. Mas o interessante a observar é que, com exceção dos meses que estão compreendidos entre agosto e novembro, foram observados razões ótimas de *hedge* superior a 30%.

Tabela 4. Razão ótima e efetividade do *hedge* para o estado de Rondônia em 2007.

Vencimento	Razão de Hedge Ótima	Efetividade
Janeiro	0,323	0,090
Fevereiro	0,658	0,294
Março	0,810	0,633
Abril	0,437	0,093
Maió	0,320	0,070
Junho	0,622	0,226
Julho	0,720	0,221
Agosto	0,052	0,002
Setembro	0,141	0,013
Outubro	0,063	0,008
Novembro	0,121	0,025
Dezembro	0,846	0,648

O mesmo comportamento foi observado com relação à efetividade do *hedge*. Enquanto que para os meses de março e dezembro a utilização do mercado futuro implicou em redução de



risco para o agente em mais de 60%, no período compreendido entre agosto e novembro essa efetividade do *hedge* foi muito baixa.

Um dos principais motivos para essa diminuta efetividade do *hedge* entre agosto e novembro pode ser explicado pela diferença do balanço hídrico mensal em Rondônia e em São Paulo, estado que é utilizado como base de cálculo para a obtenção do indicador Esalq/BM&F.

O balanço hídrico possui uma relação diretamente proporcional com a qualidade das pastagens. Em casos de excedente hídrico as condições do pasto são mais favoráveis, o que implica em alta disponibilidade de alimentos para os animais possibilitando a engorda de bois sem a necessidade de uma suplementação mineral.

Já em casos de déficit hídrico, a disponibilidade de alimentação para os bois diminui, o que pode retardar a engorda dos animais (se não for utilizada uma suplementação alimentar), causando uma redução da oferta de bois gordo no mercado. Em Rondônia, por exemplo, o período de déficit hídrico ocorre nos meses de junho e julho. Já no estado de São Paulo esse período se concentra, principalmente, entre os meses de julho e outubro.

Em outras palavras tem-se que nos tempos em que a oferta boi gordo no estado paulista é mais restrita, e conseqüentemente, os preços são mais altos, em Rondônia as ofertas de animais tende a ser mais estável, e os preços apresentam menor volatilidade. O resultado dessa diferença é o descolamento dos movimentos de preços do boi gordo nesse período nos dois estados, indicando que o uso do *hedge* através da BM&F não é tão efetivo nesse período.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo avaliar se é possível utilizar o mercado futuro de boi gordo da BM&F como instrumento de gestão de risco de preços para agentes que comercializam o produto no estado de Rondônia. Para tanto foi analisado se existe uma relação de longo prazo entre os preços da arroba do boi gordo praticado em Rondônia e o valor do indicador Esalq/BM&F. Adicionalmente, objetivou-se demonstrar a razão ótima e a efetividade do *hedge* no ano de 2007 para os agentes comercializadores de boi gordo nesse estado.

Sob o ponto de vista metodológico, foi realizado um teste de co-integração pelo método de Engle & Granjer para verificar se existe relação de longo prazo entre as duas séries. Feito isso partiu-se para a análise de razão ótima e a efetividade do *hedge*.

O resultado obtido do teste supracitado indicou que as séries de preços em Rondônia e o indicador Esalq/BM&F caminham na mesma direção no longo prazo, ou seja, se o valor do indicador aumentar o preço do boi gordo em Rondônia também se eleva. Isso permite aos agentes que negociam esse ativo no estado rondoniense utilizarem a BM&F como instrumento de *hedge* para o preço do boi de modo que possam se proteger contra oscilações no valor desse produto.

Quanto à razão ótima e a efetividade do *hedge* foi observado que entre os meses de julho a agosto de 2007 a utilização da BM&F não demonstrou ser tão eficaz no controle do risco de preços do animal, uma vez que nesse período houve um deslocamento do movimento dos preços do boi em Rondônia e em São Paulo devido, principalmente, à diferença do balanço hídrico dos dois estados. Os resultados indicaram que nesses meses a razão ótima de *hedge* atingem valores menores que 15%, e sua efetividade menos que 2%.



7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVES, L.R. **A Transmissão de preços entre produtos do setor sucroalcooleiro do Estado de São Paulo**. Dissertação (Mestrado). Esalq – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2002.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA. **Indicadores de Preços**. <http://www.cepea.esalq.usp.br> (5 dez. 2007)

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Sistema IBGE de Recuperação Automática**. <http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?z=t&o=1&i=P&c=602> (6 dez. 2007)

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. **Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root**. Journal of the American Statistical Association. v.74, n.366, June 1979

ENDERS, W. **Applied econometric times series**. New York: Wiley. 1995

FULLER, W.A. **Introduction to statistical time series**. New York: John Wiley, 1976.

GRANGER, C.W.J. **Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods**. Econometrica, v.37, n.3. 1969

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



HULL, J. **Introdução aos mercados futuros e de opções.** Prentice Hall. Inc. 1996

SILVA, L.S.C.V. da; SANTO, E. L.; SILVA, W.V. da. **Co-integração entre os preços da soja cotados nos mercados brasileiro e norte-americano: uma análise empírica.** Caderno de Pesquisas em Administração. São Paulo, v. 10, n.3, jul-set 2003.

SOUZA, W. A de; OLIVEIRA, R.S; MARGARIDO, M.A . **Mercados Futuros e Hedging no Mercado da Soja: O Caso de Barreiras.** II Encontro de Economia Baiana. Set./2006