

OPERAÇÕES DE *HEDGE* NO MERCADO DA SOJA: uma análise comparativa para o Estado do Paraná

Julyerme Matheus Tonin*
João Ricardo Tonin**
Giovano Marcel Tonin***

RESUMO

Este artigo busca analisar a relação entre os preços da soja no mercado físico, ao nível de produtor e de atacado, da região de Maringá e do Porto de Paranaguá, no Estado do Paraná, com os preços futuros da BM&F e da CBOT, no período de janeiro de 2003 a setembro de 2008. A relação entre os preços físicos e futuros das localidades selecionadas foi analisada por meio do cálculo do risco de base, do teste de causalidade de Granger e do cálculo da razão ótima e efetividade de hedge. O cálculo da base demonstrou que a base do contrato futuro da BM&F tende a se enfraquecer mais do que a base do contrato futuro da CBOT, no primeiro semestre do ano, e a se fortalecer mais no segundo semestre, no período analisado. Quanto ao teste de causalidade de Granger, observou-se uma relação bicausal entre os preços físicos e futuros e uma relação unidirecional entre os preços físicos. A análise da razão ótima e da efetividade de hedge sugere que os contratos futuros da BM&F são mais eficientes na redução de riscos de preço para os produtores das localidades selecionadas.

Palavras-chave: Risco de base. Causalidade. Razão ótima e efetividade de hedge.

ABSTRACT

This article aims to examine the soybean spot price correlation between producers from the Maringá region and port of Paranaguá wholesalers, and the BM&F and CBOT future price indexes. The compiled data is referred to the period from January, 2003 to September, 2008. The relation between spot and future prices of the selected places was analyzed with the use of basis risk calculation, Granger test of causality and effectiveness and optimal ratio of hedge. The calculation demonstrated that the basis of the BM&F future contracts, in the first semester of the years examined, tends to be less sustainable than the basis of the CBOT future contracts. This tendency is reversed in the second semester. As for the Granger test of causality, a bi-causal correlation was observed between the spot and future prices, and an unidirectional correlation observed between spots prices. The analysis of the effectiveness and optimal ratio of hedge suggests that the BM&F future contracts have a wider probability for price risk reduction.

Keywords: Basis Risk. Causality. Hedge optimal ratio and effectiveness.

* Economista, mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV).
E-mail: jumateusnim@hotmail.com

** Graduando em Economia na Universidade Estadual de Maringá (UEM). E-mail: j_ricardo_jrt@hotmail.com

*** Graduando em Economia na UEM. E-mail: giomarcel@hotmail.com

Artigo recebido para publicação em novembro/2008. Aceito para publicação em outubro/2009.

INTRODUÇÃO

A forte base produtiva agropecuária e a vocação econômica agroindustrial fizeram do Estado do Paraná um tradicional exportador de produtos agropecuários. Esta aptidão produtiva do Estado deve-se ao crescimento de complexos agroindustriais, como é o caso da soja, que a partir de meados da década de 1970 ocupa posição de destaque na pauta de exportação do Estado. Assim, os excedentes exportáveis desse setor contribuem de forma significativa na geração de saldos comerciais para o Estado.

Mas esse segmento, como outros segmentos do agronegócio, sofre com diversos riscos, como a característica sazonal da produção e as adversidades climáticas, fatores estes que impactam de forma significativa no resultado econômico de todos os envolvidos com o agronegócio. Para o produtor rural, além de não ser possível uma estimação precisa da produção, há incertezas quanto ao preço recebido por sua produção.

No atual estágio de globalização econômica e financeira, as operações com derivativos vêm apresentando um expressivo crescimento, tornando-se cada vez mais relevante no cenário internacional, devido à possibilidade de realização de operações de cobertura de risco sobre a mais variada gama de ativos. Nesse sentido, a *Future Industry Association* (FIA, 2009) destaca que no período de 2003 a 2008 o volume de derivativos negociados no mundo mais do que dobrou, passando de 8,11 para 17,65 bilhões de contratos (um aumento de 117,64%). Com isso, os agentes envolvidos com o setor produtivo, especificamente o complexo soja, têm o acesso a esses instrumentos cada vez mais facilitado.

O maior acesso ao mercado de derivativos deve-se ao fortalecimento institucional da Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F). A internacionalização dos derivativos agropecuários em dezembro de 1999¹ propiciou a participação de não-residentes, aumentando a liquidez das negociações, e a fusão da BM&F com a Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) contribui para reduzir os custos operacionais (BM&F, 2009).

Dentre os derivativos agropecuários, os contratos futuros são importantes ferramentas de auxílio para os agentes econômicos envolvidos com o complexo agroindustrial da soja. Segundo Marques e Mello (1999), os contratos futuros são compromissos assumidos de compra ou venda de determinado recurso ou ativo para liquidação a um preço e data futura preestabelecidos. Dessa forma, os contratos futuros suprem a necessidade dos *hedgers*, que buscam se proteger de oscilações adversas no preço dos seus produtos, e dos agentes que assumem esses riscos (especuladores), com base em expectativas de mercado.

As recentes mudanças institucionais da bolsa brasileira, juntamente com o ambiente de estabilidade da economia brasileira, proporcionaram uma maior liquidez

¹ O primeiro passo para a internacionalização dos mercados agropecuários da BM&F ocorreu em 08/12/1999, conforme disposto no Ofício Circular 166/1999-SG da BM&F.

aos contratos futuros de soja. Segundo Hull (2006), o risco de liquidez é o risco de perdas devido à incapacidade de se desfazer rapidamente de uma posição, ou seja, o risco de uma transação não ser conduzida aos preços vigentes de mercado por falta de compradores. Para o *Bank for International Settlements – BIS* (1999, p.5), um mercado, ativo ou contrato é considerado líquido quando “os participantes podem rapidamente realizar um grande volume de negócios com um pequeno impacto sobre os preços”.

A evolução dos contratos futuros de soja na BM&F pode ser verificada na tabela a seguir:

TABELA 1 - CONTRATOS FUTUROS DE SOJA NEGOCIADOS POR MÊS NA BM&F - 2001-2008

MÊS	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Janeiro	14	0	90	239	3.3328	4.696	9.311	24.537
Fevereiro	0	0	196	174	4.657	5.197	19.396	36.159
Março	58	0	82	971	5.396	6.536	22.769	44.345
Abril	1	0	224	314	3.790	4.396	23.453	24.663
Mai	10	0	45	177	3.033	10.652	13.895	28.494
Junho	0	0	328	106	4.194	9.054	13.607	26.403
Julho	0	0	350	41	2.791	8.387	12.390	20.891
Agosto	0	0	388	128	3.496	9.658	20.560	14.897
Setembro	0	0	355	732	3.840	6.961	11.940	15.757
Outubro	0	440	483	610	4.923	15.789	14.505	18.864
Novembro	0	88	148	2.829	3.772	8.416	11.891	12.430
Dezembro	0	96	248	904	4.177	8.438	14.653	16.943
TOTAL	83	624	2.917	7.225	47.397	98.180	188.363	284.383

FONTE: BM&F (2009)

Dentre as diversas tentativas de implantação do contrato futuro de soja na BM&F, a criação do contrato futuro de soja com local de referência em Paranaguá foi a que obteve êxito, apresentando um crescente aumento do número de contratos negociados a partir de 2003. Apesar do recente aumento do número de contratos futuros de soja na BM&F, a liquidez desse tipo de contrato é muito inferior à verificada em outras importantes bolsas de mercadorias, como é o caso da *Chicago Board of Trade* (CBOT). Dado o atual estágio de evolução tecnológica, a expansão dos meios de comunicação possibilita que os agentes nacionais utilizem os contratos futuros da CBOT em suas estratégias de gestão de risco. Mas, além da liquidez dos contratos futuros, quais os outros fatores que devem ser levados em conta, em uma estratégia de gestão de risco?

Em face da evolução recente da bolsa de mercadorias e futuros brasileira (BM&F) e devido à importância econômica do complexo soja para o Estado do Paraná, o presente estudo busca avaliar a razão ótima e efetividade de *hedging* para a região de Maringá e no Porto de Paranaguá com a utilização de contratos futuros da BM&F e da CBOT. A Região de Maringá foi escolhida pela diversidade quanto à tecnologia empregada e quanto ao tamanho das propriedades, além da presença marcante do cooperativismo nessa região, e o Porto de Paranaguá por ser a principal

rota de exportação dos produtos paranaenses, além do reconhecido destaque em nível nacional.

Para cumprir o objetivo proposto, serão utilizadas, no presente estudo, as séries de preço pago ao produtor e de preço disponível no atacado para a região de Maringá e a série de preço disponível no atacado de Paranaguá para o mercado físico e as séries de preço da BM&F e da CBOT para o mercado futuro da soja. Com a análise das séries de preço pago ao produtor, espera-se identificar se existem impactos da armazenagem em cooperativas, nas operações de *hedge*. Com a inclusão do preço de Paranaguá na análise, espera-se identificar se o fato de o Porto de Paranaguá ser o ponto de referência para a formação de preços contratos futuros da BM&F traz alguma vantagem nas operações de *hedge*. A inclusão da Bolsa de Chicago na análise permite verificar se a maior liquidez dos contratos dessa bolsa causa algum impacto nas operações de gestão de risco. Como objetivos específicos, o estudo busca analisar o comportamento e o risco de base, bem como verificar a causalidade de preços das séries utilizadas.

1 REFERENCIAL TEÓRICO

1.1 O CONCEITO DE *HEDGE* E A BASE NOS MERCADOS FUTUROS

Os agentes envolvidos no complexo agroindustrial da soja incorporam, em seus modelos de gestão de risco, instrumentos como os derivativos agropecuários. De acordo com Hull (2006), derivativos são instrumentos financeiros cujo valor depende ou “*deriva*” do preço de outro ativo (ativo subjacente) negociado entre as partes em mercados secundários organizados, seja um ativo financeiro ou uma *commodity*. Nesse sentido, os derivativos mais comuns são os contratos a termo (*forward*), contratos futuros (*futures*), opções de compra (*call*) ou venda (*put*) e *swaps*.

Nesse contexto, os mercados futuros se configuram como uma alternativa para a redução do risco de preço. Dessa forma, agentes envolvidos com o complexo agroindustrial da soja utilizam os contratos futuros, especificamente as operações de *hedge*, como mecanismo de proteção contra flutuações indesejadas nos preços dos seus ativos. Em outras palavras, na operação de *hedge* são adquiridos ou criados instrumentos financeiros para contrabalançar as posições assumidas pelas entidades ou agentes. “*Espera-se que perdas e ganhos em um ativo (item protegido) sejam compensadas, no todo ou em parte, por ganhos ou perdas no instrumento adquirido ou criado para protegê-lo (instrumento de proteção).*” (JOHNSON; BULLEN; SERN, 1994, p.53). Nesse sentido, operações de *hedge* que compensam todas as variações de preço são conhecidas como “*hedge* perfeito”.

Na realidade, o *hedge* quase nunca é perfeito. Para Hull (2006) isso se deve a diversos fatores: diferenças entre o ativo a partir do qual é feito o *hedge* e as especificações do contrato futuro; diferenças no tamanho do objeto e do instrumento de proteção; não se sabe com antecedência a data exata em que o ativo será

comprado ou vendido no mercado físico e o efeito da carga tributária contribui para descasamentos entre os valores protegidos e as posições utilizadas na proteção. As dificuldades apontadas criam algumas ineficiências, fazendo com que a operação de *hedge* não seja capaz de proteger totalmente uma posição assumida, criando, assim, o risco de base.

Para Leuthold, Junkus e Cordier (1989), a base é 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. O valor da base pode ser positivo, quando o preço à vista da localidade for maior que a cotação do preço no mercado futuro, e pode ser negativo, quando o preço à vista da localidade for menor que a cotação do preço no mercado futuro. Geralmente, o custo gerado pela incerteza, bem como o custo de oportunidade do dinheiro, fazem com que o preço futuro seja superior ao preço à vista. Segundo Marques e Mello (1999), devido à instabilidade na demanda de algumas *commodities* por escassez momentânea do produto, ocorre o chamado “mercado invertido” (*backwardation*), em que os preços à vista superam os preços futuros.

Quanto à intensidade de oscilação dos preços à vista e futuro, Leuthold, Junkus e Cordier (1999) salientam que, quando a variação do preço à vista cresce mais do que a variação do preço futuro, diz-se que houve um fortalecimento da base, e, caso contrário, tem-se um enfraquecimento desta. Para Andrade (2004), mesmo havendo o risco de base, este é mais previsível do que as flutuações dos preços das *commodities*, fazendo com que os *hedgers* aceitem trocar o risco de preço pelo risco de variação na base.

Para os produtores rurais, cooperativas, agroindústrias e exportadores que têm o produto agropecuário ou têm interesse no mercado, o *hedge* se torna uma alternativa para assegurar seu preço de compra ou venda no futuro. Para Johnson (1960), o resultado de uma operação de *hedge* será afetado pelas mudanças relativas nos preços à vista e futuro da *commodity* transacionada. Nesse sentido, uma operação de *hedge* iniciada no período t_1 e encerrada no período t_2 pode ser expressa por:

$$\begin{aligned} R &= (P_2 - P_1) - (F_2 - F_1) \\ R &= (P_2 - F_2) - (P_1 - F_1) \\ R &= B_2 - B_1 = \Delta B \end{aligned} \tag{1}$$

em que B_1 e B_2 representam a base nos períodos t_1 e t_2 ; P_1 e P_2 referem-se aos preços *spot* ou à vista e F_1 e F_2 representam os preços futuros nos períodos t_1 e t_2 , respectivamente.

A base referente a uma *commodity* geralmente é expressa pela diferença entre os preços do mercado físico local e o preço futuro para um determinado mês de vencimento. Algebricamente, pode ser expressa como:

$$B_t = P_t - F_t \tag{2}$$

De acordo com Leuthold, Junkus e Cordier (1989), o preço efetivo recebido pela mercadoria será o preço do ativo à vista mais o retorno esperado da posição futura, ou seja:

$$P_e = P_2 + F_1 - F_2 \quad (3)$$

Dado que a base no período t_2 é dada por $B_2 = P_2 - F_2$, e substituindo-se na equação anterior, obtém-se

$$P_e = F_1 + B_2 \quad (4)$$

Com isso, observa-se que no momento da decisão do *hedge* o preço efetivo a ser recebido está condicionado à variação da base no encerramento da operação. Nesse sentido, o risco de base está associado à incerteza quanto ao valor de B_2 . Diante do exposto, procedeu-se ao cálculo da base, para os dados semanais das localidades selecionadas. Para facilitar a interpretação, foram calculadas as bases médias mensais. O risco de base foi calculado tomando-se o desvio-padrão das bases encontradas, de acordo com a expressão:

$$\sigma_B = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (B_i - \bar{B})^2}{n-1}} \quad (5)$$

em que σ_B é o risco de base; B_i e \bar{B} são o valor calculado e valor média da base, respectivamente.

$$R = x_1 B_1 + x_2 B_2$$

1.2 RAZÃO ÓTIMA E A EFETIVIDADE DE HEDGE

O arcabouço teórico que embasa o cálculo da razão ótima de *hedge* surgiu com a teoria do portfólio. Markowitz (1952) demonstrou que, com a combinação de diferentes ativos, tem-se uma carteira diversificada com lucratividade dada pela média ponderada dos retornos de cada ativo, obtendo assim uma melhor combinação entre risco e retorno. Segundo o autor, a taxa de retorno de uma carteira composta por muitos títulos depende mais das covariâncias entre os retornos dos títulos individuais do que das variâncias desses títulos.

Muitas foram as contribuições teóricas para que a teoria do portfólio fosse aprimorada para a determinação da razão ótima de *hedge*. Cabe ressaltar as contribuições de Johnson (1960), Stein (1961), Ederington (1979), Myers e Thompson (1989) e Blank, Carter e Schmiesing (1991). Johnson (1960, p.143) demonstrou que a receita de um *hedger* de venda pode ser dada por:

$$(6)$$

em que $B_1 = S_2 - S_1$ e $B_2 = F_2 - F_1$ representam as mudanças de preços; refere-se aos preços *spot* ou à vista; F representa os preços futuros nos períodos t_1 e t_2 e x_1 e x_2 correspondem ao tamanho da posição nos mercados à vista e futuro, respectivamente. Ao aplicar a propriedade de variância na equação (6), obtém-se:

$$\sigma^2_R = x_i^2 \sigma_i^2 + x_j^2 \sigma_j^2 - 2x_i x_j \text{cov}_{ij} \quad (7)$$

em que σ^2_R é a variância por unidade do produto; σ_i^2 é a variância da mudança de preço no mercado físico; σ_j^2 é a variância da mudança de preço no mercado futuro e cov_{ij} é a covariância entre as mudanças do preço no mercado físico e do preço futuro.

Pela condição de primeira ordem², para minimização da variância da receita, chega-se à razão ótima do *hedge*, derivando-se a variância da receita com respeito a x_j e igualando-se o resultado a zero.

$$\frac{\partial \sigma^2_R}{\partial x_j} = 2x_j \sigma_j^2 - 2x_i \text{cov}_{ij} \Leftrightarrow x_j = \frac{x_i \text{cov}_{ij}}{\sigma_j^2} \quad (8)$$

Sendo h^* a razão de *hedge* (x_j/x_i), que mostra o tamanho da posição no mercado futuro em relação à posição no mercado à vista, tem-se:

$$\frac{x_j}{x_i} = \frac{x_i \text{cov}_{ij}}{x_i \sigma_j^2} \Leftrightarrow h^* = \frac{\text{cov}_{ij}}{\sigma_j^2} \quad (9)$$

Dessa forma, a razão ótima do *hedge* (h^*), ou seja, a proporção que permite minimizar a variância da receita do *hedger* depende diretamente da covariância entre as mudanças nos preços futuro e à vista (cov_{ij}), e inversamente da variância do preço futuro (σ_j^2). Esse procedimento já havia sido adotado anteriormente por Silva, Aguiar e Lima (2003) e Martins e Aguiar (2004) para a cultura da soja.

A partir disso, é possível calcular a efetividade de *hedge*, que é a proporção da variância da receita que pode ser eliminada por meio da adoção de um portfólio com a razão ótima de *hedge*. Matematicamente, para encontrar a efetividade do *hedge* substitui-se (9) em (7), obtendo:

$$\sigma^2_R = x_i^2 \left(\sigma_i^2 - \frac{\text{cov}_{ij}^2}{\sigma_j^2} \right) \quad (10)$$

Tomando-se o coeficiente de correlação linear ($|\rho|$), que é definido pela razão entre a covariância dessas duas variáveis, dividida pelo produto de seu desvio-padrão:

$$\rho = \frac{\text{cov}_{ij}}{\sigma_i \sigma_j} \quad (11)$$

Substituindo ρ na equação (10) e multiplicando-se por tem-se:

$$\sigma^2_R = x_i^2 \sigma_i^2 (1 - \rho^2) \quad (12)$$

² Pela condição de segunda ordem $[\partial^2 \sigma^2_R / \partial x_j^2] = 2\sigma_j^2$. Como $2\sigma_j^2 > 0$ logo h^* é ponto de mínimo da equação (4).

De acordo com Johnson (1960, p.144), a efetividade de *hedge* é a proporção da variância da receita () que pode ser eliminada por meio da adoção de uma carteira com razão ótima de *hedge*, descrita da seguinte forma:

$$e = \left(1 - \frac{\sigma_R^2}{x^2 \sigma_i^2} \right) \tag{13}$$

Substituindo a equação (12) em (13) verifica-se que a efetividade de *hedge*, quando se utiliza a razão ótima de *hedge*, corresponde ao quadrado da correlação linear entre as mudanças de preços à vista e futuro.

$$e = 1 - \frac{[x^2 \sigma_i^2 (1 - \rho^2)]}{x^2 \sigma_i^2} \Leftrightarrow e = 1 - 1 + \rho^2 \Leftrightarrow e = \rho^2 \tag{14}$$

Dessa forma, quanto maior a correlação entre as mudanças dos preços à vista e futuros maior será a efetividade de *hedge*. Este procedimento já havia sido adotado anteriormente por Barczysz (2003) para a cultura da soja na região de Maringá.

Com isso, para a estimação da razão ótima e efetividade de *hedge*, parte-se para a escolha da equação de regressão a ser utilizada, empregando o método de mínimos quadrados ordinários. Myers e Thompson (1989, p.863) chamaram a atenção para o fato de que, no modelo teórico, a covariância e a variância da razão ótima são claramente condicionais a informações disponíveis no momento da tomada de decisão do *hedge*. Para lidar com tal limitação, os autores desenvolveram dois modelos regressivos generalizados: o de preços_t em nível defasado e o de preços em diferenças defasadas.

TABELA 2 - ESPECIFICAÇÃO DOS MODELOS PARA ESTIMAÇÃO RAZÃO ÓTIMA DE HEDGE

ABORDAGEM CONVENCIONAL	ABORDAGEM GENERALIZADA
(1) $P_t = \alpha_0 + \delta F_t + \varepsilon_t$	(4) $P_t = \alpha_0 + \delta F_t + a(L)P_{t-1} + b(L)F_{t-1} + \varepsilon_t$
(2) $\Delta P_t = \alpha_0 + \delta \Delta F_t + \varepsilon_t$	(5) $\Delta P_t = \alpha_0 + \delta \Delta F_t + a(L)\Delta P_{t-1} + b(L)\Delta F_{t-1} + \varepsilon_t$
(3) $\frac{\Delta P_t}{P_{t-1}} = \alpha_0 + \frac{\delta \Delta F_t}{F_{t-1}} + \varepsilon_t$	

FONTE: Baseado em Myers e Thompson (1989, p.863)

NOTA: α_0 intercepto; δ coeficiente de inclinação; ε_t erro aleatório; P_t e F_t preço à vista e futuro no período t; ΔP_t e ΔF_t diferença do preço à vista e futuro; P_{t-1} e F_{t-1} preço à vista e preço futuro defasado em um período; $a(L)$ e $b(L)$ polinômios³ em L que definem as defasagens.

Com base na tabela 2, verifica-se que a diferença entre os modelos generalizados propostos por Myers e Thompson (1989) da abordagem convencional utilizada até então é a utilização de um operador de defasagem⁴. Mas ambas as abordagens utilizam

³ $a(L) \Leftrightarrow L^n P_t = P_{t-n}$ e $b(L) \Leftrightarrow L^n F_t = F_{t-n}$

⁴ Para Wooldridge (2006), o operador de defasagem tem a propriedade de transformar uma variável em sua defasagem, permitindo que o modelo inclua outras informações que tenham impacto na determinação do preço à vista.

a inclinação (coeficiente angular) da regressão como indicador da efetividade de *hedge*. Para proceder à escolha entre os modelos econométricos disponíveis é necessário verificar se as séries são estacionárias. Caso as séries sejam não-estacionárias em nível, portanto, com raiz unitária, utilizam-se as séries em primeira diferença.

2 MODELO ANALÍTICO

Para a análise das séries de preço físico e futuro selecionadas, inicialmente foi analisado o comportamento da base, em que se identificou a relação entre o preço físico das praças selecionadas com o preço futuro da BM&F e da CBOT, e, em seguida, calculou-se o risco de base. Com o intuito de comparar as séries analisadas, utilizou-se o teste de causalidade de Granger para verificar as possíveis relações de causa e efeito entre as séries selecionadas. Em seguida, para a seleção do modelo empírico adequado, levaram-se em conta as sugestões de Myers e Thompson (1989), sendo necessário verificar as características do processo estocástico ao longo do tempo. Para isso, foram realizados os testes de raiz unitária (Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron) para verificar a estacionariedade das séries. Em seguida, definiu-se o número de defasagens de cada variável de acordo com os critérios Akaike e Schwarz. Dessa forma, calcula-se a efetividade e a razão ótima de *hedge* conforme o modelo teórico proposto.

2.1 REGRESSÃO ESPÚRIA E ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES DE PREÇO

A utilização de séries temporais não-estacionárias na análise de regressão pode resultar na chamada regressão espúria.⁵ Quando ocorre regressão espúria, as conclusões a respeito do comportamento das variáveis envolvidas na regressão ficam comprometidas e tornam-se inválidas. A estacionariedade das séries pode ser verificada por meio do teste de raiz unitária, introduzido por Dickey e Fuller (1979). Testa-se então a hipótese nula $H_0: \delta = 0$ () contra a hipótese alternativa $H_1: \delta < 0$ (). Se a hipótese nula não for rejeitada, haverá raiz unitária no modelo e a série será não-estacionária; caso contrário, será estacionária. Se as séries forem não-estacionárias, podem ser diferenciadas d vezes até se tornarem estacionárias e, então, são chamadas de séries integradas de ordem d , $I(d)$. Considerando a possibilidade de o termo erro u_t ser autocorrelacionado, utiliza-se para o teste um modelo autorregressivo de ordem p , tal como:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (19)$$

em que $\theta = \sum_{i=1}^p \rho_i - 1$. Nesse caso, a presença de raiz unitária é testada pela hipótese $H_0: \tilde{\alpha} = 0$ e o teste de raiz unitária é denominado teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

⁵ Conforme Greene (2003), essa situação leva a um R^2 elevado e a um baixo valor para o teste Durbin-Watson, embora não haja relação verdadeira entre essas duas variáveis.

Outro teste de raiz unitária é o teste de Phillips-Perron (PP), cuja principal diferença consiste na ausência da pressuposição de que o resíduo ε_t possui o comportamento de ruído branco. De acordo com Wooldridge (2006), o teste PP propõe uma correção das estatísticas t calculadas, levando em conta a consideração de que os resíduos podem ser autocorrelacionados. A correção proposta neste teste segue uma metodologia não paramétrica, sendo que a estatística t pode ser descrita como:

$$t_{pp} = \frac{\varphi^{1/2}t_b}{\omega} - \frac{(\omega^2 - \varphi_0)T.s_b}{2\omega\sigma} \quad (20)$$

Dado que:

$$\omega^2 = \varphi_0 + 2\sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{q+1}\right) \cdot \frac{1}{T} \sum_{t=j+1}^T \varepsilon_t \varepsilon_{t-1} \quad (21)$$

em que q é o número de defasagens; t_b é a estatística do parâmetro β ; S_b é o desvio padrão do parâmetro β e σ é o desvio padrão da regressão.

2.2 ESTRUTURA ANALÍTICA DO MODELO DE REGRESSÃO

Como o contrato futuro de soja sofreu uma alteração no decorrer do período analisado, deixando de ser referenciado em dólar para ser cotado em reais, é necessário verificar se houve uma mudança estrutural. Para Wooldridge (2006), a mudança estrutural pode significar que os dois interceptos são diferentes, ou as duas inclinações são diferentes, ou que tanto o intercepto como as inclinações são diferentes nos dois períodos. Para identificar a ocorrência de mudança estrutural utiliza-se o teste de Chow (1960), que parte da suposição de que os termos de erro dos dois períodos analisados se distribuem normalmente com a mesma variância.

O teste de Chow consiste em um teste F , em que se estima o modelo irrestrito combinando todas as n_1 e n_2 observações de cada subperíodo que está sendo analisado, e obtém-se a soma de quadrados dos resíduos (denotada por S_1). Em seguida, estima-se cada subperíodo separadamente, obtendo as somas de quadrados de resíduos (S_2 e S_3 , respectivamente) e procede-se ao teste:

$$F = \frac{S_5/k}{S_4/(n_1 + n_2 - 2k)} \quad (22)$$

em que S_4 equivale à soma das SQR dos subperíodos ($S_2 + S_3$) e S_5 é a diferença entre os modelos irrestrito e restrito ($S_1 - S_4$). Com isso, testa-se a hipótese nula de que a função analisada é a mesma em ambos os períodos.

2.3 TESTE DE CAUSALIDADE

Para atribuir causalidade, deve-se recorrer a considerações apriorísticas ou teóricas. Entretanto, de acordo com Wooldridge (2006, p.726), a causalidade no sentido de Granger (1969) é baseada na noção de precedência: se uma variável Y

“causa” uma outra variável X, a variável Y deve preceder a variável X e, portanto, deve ajudar a prever o valor desta variável Y. Se a previsão dos valores de X melhora ao incluir valores passados da variável Y, então pode-se dizer que a variável Y “causa no sentido de Granger” a variável X. Cabe ressaltar que esta notação não exclui a possibilidade de uma relação bicausal entre as variáveis. Assim, o teste baseia-se nas seguintes equações:

$$P_t = \sum \alpha_i F_{t-i} + \sum \beta_j P_{t-j} + \mu_{1t} \quad (23)$$

$$F_t = \sum \lambda_i F_{t-i} + \sum \delta_j P_{t-j} + \mu_{2t} \quad (24)$$

em que P_t e F_t são os preços à vista e futuro no período t ; P_{t-j} é o preço à vista defasado em j períodos; F_{t-i} é o preço futuro defasado em i períodos. Supõe-se que as perturbações μ_{1t} e μ_{2t} não tenham correlação e que o teste de causalidade é conduzido em séries estacionárias. Segundo Greene (2003), para estimar o teste de causalidade de Granger aplica-se o teste F dado por:

$$F = \frac{(\text{SQR}_R - \text{SQR}_{IR})/m}{\text{SQR}_{IR}/(n-k)} \sim F_{m,(n-k)} \quad (25)$$

Se o valor calculado exceder o valor crítico de F em nível escolhido de significância, rejeita-se a hipótese nula. Ou seja, pode-se dizer que há uma relação de causalidade de Granger entre as variáveis.

2.4 DADOS

Os dados básicos utilizados neste estudo compreendem o período de janeiro de 2003 a setembro de 2008 e referem-se às séries semanais: preço da soja à vista, pago ao produtor na região de Maringá, obtido na Cooperativa Agroindustrial de Maringá (COCAMAR); preço da soja à vista disponível no atacado para o município de Maringá e no Porto de Paranaguá, com base nos dados da Consultoria, Métodos, Assessoria e Mercantil (CMA), coletados diariamente pela Sala de Agronegócios de Maringá. Já os preços futuros diários do primeiro vencimento em aberto do contrato futuro de soja foram obtidos na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F, 2009) e os preços futuros semanais do primeiro vencimento em aberto da CBOT foram disponibilizados pelo *Economic Research Service* (ERS) do *United States Department of Agriculture* (ERS, 2008).

Todas as séries foram equalizadas para dados semanais utilizando o mesmo dia de referência da série de preços futuros da CBOT, as quintas-feiras, sendo que, quando não houve referência de preço para essa data em qualquer uma das demais séries analisadas, buscou-se o dia imediatamente anterior, ou seja, as quartas-feiras. Este procedimento está baseado no argumento de Stoll e Whaley (1993 *apud* Martins e Aguiar, 2004) de que as frequências de comercialização nos mercados físicos e

futuros não são as mesmas, o que faz com que as mudanças de preços à vista e futuro não reflitam a mesma série de informações de mercado. Esse procedimento também corrige as incompatibilidades das séries, em decorrência dos feriados locais.

Em seguida, uma nova conversão foi realizada para que as séries pudessem ser prontamente comparadas. A série de preços futuros da BM&F, no período de 02 de janeiro de 2003 a 19 de agosto de 2004, era cotada em US\$/t⁶, sendo que, a partir da mudança do contrato futuro da BM&F, passou a ser cotada em US\$/saca de 60 quilos. A série de preço futuro da CBOT, em todo o período analisado, foi cotada em cents US\$/bushel. Nesse sentido, ambas as séries de preços futuros foram convertidas para US\$/saca. Por fim, as séries de preço à vista, cotadas em R\$/saca, foram convertidas para a mesma unidade de referência das séries de preço futuro, com a utilização da cotação diária do dólar comercial de compra (PTAX)⁷ fornecida pela Fundação Getúlio Vargas (FGV, 2008).

3 RESULTADOS

Para a realização dos testes metodológicos e verificação dos resultados utilizaram-se os softwares estatísticos *Stata 10.0* da Statacorp LP e *Eviews 6.0* da Quantitative Micro Software. Com isso, segue a apresentação das estatísticas descritivas dos dados utilizados na tabela 3.

TABELA 3 - ESTATÍSTICA DESCRITIVA DAS SÉRIES DE PREÇO FUTURO E À VISTA DE SOJA

ESTATÍSTICAS	PF BM&F	PF CBOT	PPA PARANAGUÁ	PPA MARINGÁ	PPP MARINGÁ
Média	17,02	17,03	16,99	15,84	14,61
Mediana	14,43	14,59	14,81	13,80	12,46
Máximo	35,80	36,20	33,95	32,09	30,21
Mínimo	11,50	11,07	11,71	10,49	10,10
Desvio-padrão	5,69	5,78	5,49	5,22	5,01
Assimetria	1,52	1,36	1,52	1,53	1,55
Curtose	4,21	3,89	4,15	4,18	4,23
Jarque-Bera	134,12	102,05	132,38	134,72	138,88
Observações	300	300	300	300	300

FONTE: Dados da pesquisa

Como se observa, os valores máximos e mínimos demonstram o quão arriscada pode ser a atuação no mercado da soja, bem como em mercados futuros. A assimetria, o desvio-padrão e a curtose são medidas estatísticas que representam a distribuição dos dados, sendo que em uma distribuição normal a assimetria é zero, a curtose, três, e o desvio-padrão é constante. Nesse sentido, as séries analisadas

⁶ De acordo com BM&F (2008), em seu ofício circular de 13/08/2004, a unidade de negociação do contrato futuro de soja foi alterada de US\$/toneladas para US\$/sacas de 60 quilos.

⁷ A taxa Ptax corresponde à média das cotações do dólar apurada pelo Banco Central e ponderada pelo volume de negócios. É a taxa de câmbio utilizada pela BM&F nos contratos com cotações em dólar.

são leptocúrticas, ou seja, apresentam concentração dos valores (curtose maior do que três) e assimetria positiva. Esses desvios na assimetria e curtose são captados pelo teste de Jarque-Bera, já que seus resultados demonstram que se rejeita a hipótese nula de que os resíduos das séries em nível seguem uma distribuição normal ao nível de 1% de significância estatística.

Nesse sentido, as análises e discussões dos resultados se processaram em quatro etapas. Na primeira, foi realizado o procedimento de Dickey e Fuller Aumentado (ADF) para verificar se as duas séries são estacionárias. Com base nos resultados do teste ADF, na segunda etapa, tem-se o teste de causalidade no sentido de Granger, para determinar a direção de causalidade. Na terceira etapa, analisa-se o comportamento e o risco de base para as regiões selecionadas nessa análise. Por fim, procede-se à escolha do modelo para estimação da razão ótima e efetividade de *hedge*, optando pela equação que apresentasse os menores valores dos critérios Akaike e Schwarz.

3.1 ANÁLISE DA ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES

Utilizaram-se os testes ADF e Phillips-Perron, que foram estimados para os casos da série com intercepto, com intercepto e com tendência e sem intercepto e sem tendência. No teste ADF, o número de defasagens (*lag*) de cada variável foi escolhido de acordo com o menor valor dos critérios Akaike e Schwarz, e no teste de Phillips-Perron para a seleção da ordem de defasagens considerou-se o critério de Newey-West (NW)⁸. Nas tabelas 4 e 5 estão os resultados para as séries em nível e em primeira diferença.

TABELA 4 - TESTE ADF E PP PARA AS SÉRIES SEMANAIS EM NÍVEL

MODELO SÉRIE	COMPLETO		SEM TENDÊNCIA		SEM TENDÊNCIA E CONSTANTE	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
PF _{BMF}	-1.404	-1.457	-0.5696	-0.621	0.9704	0.896
PF _{CBOT}	-1.547	-1.501	-0.8772	-0.828	0.6272	0.632
PPA _{PGUA}	-1.545	-1.658	-0.6052	-0.669	0.7343	0.734
PPA _{MGA}	-1.532	-1.574	-0.6528	-0.699	0.6676	0.668
PPP _{MGA}	-1.603	-1.527	-0.7355	-0.743	0.4469	0.517
Valores Críticos ⁽¹⁾	-3.136		-2.572		-1,616	

FONTE: Dados da pesquisa

(1) Valor Crítico de Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron a 10%.

(2) Modelos selecionados de acordo com o menor *Akaike* e *Schwarz Criterion* para o teste ADF e truncamento de Newey-West para o Teste PP.

⁸ O critério de Newey West é um estimador ponderado pelas autocovariâncias, sendo incorporado do teste de raiz unitária de Phillips-Perron.

TABELA 5 - TESTE ADF E PP PARA AS SÉRIES SEMANAIS EM PRIMEIRA DIFERENÇA

MODELO SÉRIE	COMPLETO		SEM TENDÊNCIA		SEM TENDÊNCIA E CONSTANTE	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
PF _{BMF}	-16.452	-16.469	-16.451	-16.481	-16.408	-16.421
PF _{CBOT}	-18.293	-18.274	-18.302	-18.284	-18.273	-18.271
PPA _{PGLJA}	-15.763	-15.795	-15.759	-15.755	-15.743	-15.743
PPA _{MGA}	-16.225	-16.254	-16.216	-16.218	-16.206	-16.206
PPP _{MGA}	-16.742	-16.910	-16.737	-16.913	-16.736	-16.919
Valores Críticos ⁽¹⁾	-3.136		-2.572		-1,616	

FONTE: Dados da pesquisa

(1) Valor Crítico de Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron a 10%.

(2) Modelos selecionados de acordo com o menor *Akaike* e *Schwarz Criterion* para o teste ADF e truncamento de Newey-West para o Teste PP.

Em ambos os testes, constatou-se que as séries semanais são integradas de ordem 1. Cabe ressaltar que, segundo Greene (2003), a aplicação do teste de Phillips-Perron é relevante, na medida em que, mediante uma abordagem não-paramétrica, corrige os problemas de autocorrelação dos resíduos.

3.2 TESTE DE CAUSALIDADE

A tabela 6, a seguir, demonstra os resultados do teste de Granger que analisa a relação de causação entre as variáveis: preços no mercado físico ou à vista de Maringá (P_t) e no mercado futuro da BM&F (F_t). Com base nos resultados do teste ADF, como as séries são $I(1)$, integradas de ordem 1, o teste de causalidade foi realizado com as séries em primeira diferença.

Na tabela, verifica-se que todas as análises envolvendo séries de preço do mercado físico e séries de preço do mercado futuro indicaram causalidade bidirecional. Cabe destacar que a influência da BM&F nas praças selecionadas é superior e mais significativa do ponto de vista estatístico. A relação bicausal entre os preços à vista de Paranaguá e preços futuros da BM&F já era esperada, dado que durante todo o período de análise essa localidade foi utilizada como praça de referência nos contratos de soja na BM&F. A relação bicausal entre séries de preços futuro e físico tem sido indicada em outros trabalhos sobre o tema, a exemplo de Castro Junior, Azevedo e Fontes (2003), na análise dos preços do café; Perobelli (2005), que estudou os preços do boi gordo, e Tonin e Barczysz (2008), que estudaram o preço futuro e à vista da soja para a região de Maringá.

Os resultados indicam uma relação bicausal entre os preços futuros nas bolsas analisadas. Um resultado similar foi encontrado por Valente e Braga (2006) ao analisarem os preços do café na BM&F e NYBOT. Quanto às relações de causalidade entre as diferentes praças analisadas, verifica-se uma causalidade unidirecional entre o preço praticado no Porto e os preços pagos ao produtor ou disponíveis no atacado na região de Maringá. Esse resultado se deve ao fato de que a proximidade da região de

Maringá do Porto de Paranaguá faz com que grande parte da produção de soja desta região se destine ao mercado externo e, desse modo, as negociações no mercado local levam em conta os preços que estão sendo praticados em Paranaguá.

TABELA 6 - RESULTADOS TESTE DE GRANGER NAS SÉRIES DE PREÇOS

H ₀ - HIPÓTESE NULA	OBS.	TESTE F'	PROBABILIDADE	RESULTADO
PPP _{MGA} não causa PPA _{MGA}	288	1.59764	0.02430	Rejeita**
PPA _{MGA} não causa PPP _{MGA}		1.31277	0.12578	Não Rejeita***
PPP _{MGA} não causa PPA _{PCUA}	288	1.23932	0.16379	Não Rejeita***
PPA _{PCUA} não causa PPP _{MGA}		1.69429	0.00814	Rejeita*
PPA _{MGA} não causa PPA _{PCUA}	288	1.27422	0.15287	Não Rejeita***
PA _{PCUA} não causa PPA _{MGA}		1.69424	0.01303	Rejeita**
PPP _{MGA} não causa PF _{BMF}	288	2.14982	0.00052	Rejeita*
PF _{BMF} não causa PPP _{MGA}		2.49636	0.00242	Rejeita*
PPA _{MGA} não causa PF _{BMF}	288	1.56728	0.02938	Rejeita**
PF _{BMF} não causa PPA _{MGA}		1.97650	0.00184	Rejeita*
PPA _{PCUA} não causa PF _{BMF}	288	1.84060	0.00483	Rejeita*
PF _{BMF} não causa PPA _{PCUA}		2.41472	0.00458	Rejeita*
PPP _{MGA} não causa PF _{CBOT}	288	2.21300	0.00032	Rejeita*
PF _{CBOT} não causa PPP _{MGA}		1.74831	0.00909	Rejeita*
PPA _{MGA} não causa PF _{CBOT}	288	1.57894	0.02732	Rejeita**
PF _{CBOT} não causa PPA _{MGA}		1.74832	0.00909	Rejeita*
PPA _{PCUA} não causa PF _{CBOT}	288	2.51046	0.00672	Rejeita*
PF _{CBOT} não causa PPA _{PCUA}		2.29681	0.01336	Rejeita*
PF _{BMF} não causa PF _{CBOT}	288	1.99027	0.00167	Rejeita*
PF _{CBOT} não causa PF _{BMF}		2.01380	0.00141	Rejeita*

FONTE: Resultados da pesquisa

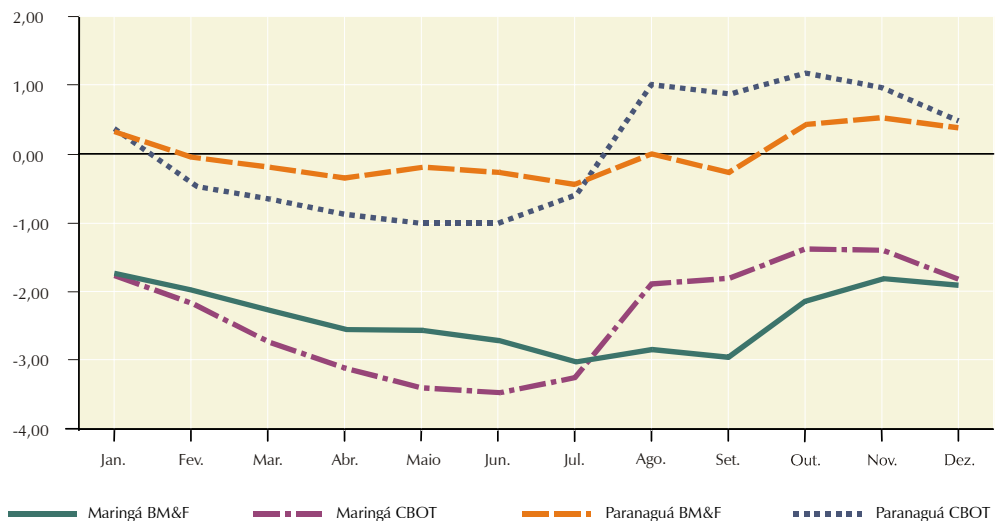
NOTA: Níveis de significância estatística de 1% (*), 5% (**) e 10% (***).

Quanto às relações de causalidade entre os diferentes níveis de mercado, verifica-se uma causalidade unidirecional, em que os preços pagos ao produtor causam os preços disponíveis no atacado na região de Maringá, dado que os produtores que comercializam no mercado de lotes obtêm vantagens em termos de preço, seja pelos menores custos de armazenagem, pela quantidade de produto comercializado ou por negociarem diretamente com as *tradings* ou exportadores. Com isso, nessas negociações no mercado de lotes leva-se em conta o preço que está sendo pago ao produtor.

3.3 COMPORTAMENTO DA BASE

O cálculo da base foi realizado para cada observação semanal das séries selecionadas. Para efeito de síntese, adota-se a conversão para bases mensais sugerida por Purcell e Koontz (1999), que serve como um referencial histórico para o *hedger* na tomada de decisão. O valor das bases médias mensais foi agregado para bases anuais, visando identificar possíveis tendências nas séries analisadas. O gráfico 1 apresenta o comportamento da base durante os meses do ano, no período analisado.

GRÁFICO 1 - COMPORTAMENTO DA BASE MÉDIA MENSAL DOS CONTRATOS FUTUROS DA BM&F E DA CBOT - 2003-2008



FONTE: Dados da pesquisa

Analisando o comportamento da base média mensal com contratos da BM&F, verifica-se que no terceiro trimestre do ano, período em que são finalizados os trabalhos de colheita da safra norte-americana, a base média para a região de Maringá⁹ apresenta um processo de fortalecimento, passando de -2,97 US\$/saca em setembro, para -2,10 US\$/saca em outubro. O mesmo fortalecimento de base pode ser percebido no Porto de Paranaguá, em que a base média passa de -0,24 US\$/saca em setembro para 0,43 US\$/saca em outubro, ou seja, uma situação de “mercado invertido”.

Com a proximidade da colheita da safra brasileira, em ambas as regiões analisadas verifica-se um processo de enfraquecimento da base que se mantém durante todo o primeiro semestre do ano. No caso da região de Maringá, a base média enfraquece de -2,16 US\$/saca, em fevereiro, para -3,48 US\$/saca em julho, enquanto no Porto de Paranaguá a base média de -0,04 US\$/saca em fevereiro enfraquece para -0,42 US\$/saca em julho. Cabe destacar que a base de fevereiro situa-se próximo a zero no Porto de Paranaguá, pois esta é a praça de referência do contrato futuro de soja na BM&F, e o contrato com vencimento em março, período de colheita da safra, vence no nono dia útil anterior ao primeiro dia do mês de vencimento,¹⁰ ou seja, em fevereiro.

⁹ No gráfico 1 estão representados os preços pagos ao produtor da região de Maringá. Dado que os preços do produto disponível no atacado de Maringá não apresentaram diferença significativa em relação aos preços dos demais, estes foram omitidos da análise visando proporcionar uma melhor visualização gráfica.

¹⁰ De acordo com Ofício Circular 093/2004-DG de 13/08/2004, que apresenta as especificações do Contrato Futuro de Soja em Grão a Granel.

No comparativo com as bases médias mensais com contratos da CBOT, no primeiro semestre do ano, durante o período de colheita e grande parte da comercialização da safra brasileira, a base em relação ao contrato futuro da BM&F tende a se enfraquecer menos do que a base em relação ao contrato futuro da CBOT para todas as regiões analisadas, enquanto com a maturação e colheita da safra norte-americana, principalmente a partir de agosto, a base calculada perante o contrato futuro da BM&F tende a se fortalecer menos do que a base calculada conforme os contratos futuros de soja da CBOT.

Nesse sentido, devido às safras brasileira e norte-americana apresentarem distintos calendários de plantio e colheita, as informações de mercado acerca do andamento dessas safras vão impactar de forma distinta no fortalecimento ou enfraquecimento da base média mensal, com contratos futuros da BM&F e da CBOT. Assim, a partir de meados de junho, período conhecido como mercado do clima (*wheater market*), em razão das expectativas quanto à futura safra norte-americana, a base média mensal dos contratos futuros da CBOT passa a se fortalecer mais do que a base média mensal dos contratos da BM&F.

As tabelas 7 e 8 demonstram o comportamento da base para cada ano do período em análise, para as operações de *hedge* envolvendo os contratos futuros da BM&F e da CBOT, respectivamente, juntamente com algumas estatísticas relevantes para a análise.

TABELA 7 - COMPORTAMENTO DOS PREÇOS DA BASE PARA OPERAÇÕES DE HEDGE ENVOLVENDO CONTRATOS FUTUROS DE SOJA DA BM&F - 2003-2008

LOCAL	DADOS	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Preço Maringá Produtor	Preço Médio (a)	12,31	13,18	11,35	11,71	16,24	25,74
	Base	-1,52	-2,07	-2,26	-2,05	-3,02	-3,89
	Desvio-Padrão Base	0,55	0,69	0,52	0,42	0,90	0,97
	Risco de Base (b)	1,05	0,77	0,54	0,55	1,10	1,79
	Risco Relativo (b/a)	8,52%	5,84%	4,76%	4,69%	6,77%	6,95%
Preço Maringá Atacado	Preço Médio (a)	13,26	14,17	12,72	12,78	17,73	27,39
	Base	-0,56	-1,08	-0,88	-0,98	-1,54	-2,24
	Desvio-Padrão Base	0,55	0,81	0,55	0,65	0,76	0,92
	Risco de Base (b)	0,82	0,82	0,62	0,68	0,85	1,43
	Risco Relativo (b/a)	6,18%	5,78%	4,87%	5,32%	4,79%	5,22%
Preço Paranaquá	Preço Médio (a)	13,95	15,15	13,78	13,86	19,20	29,14
	Base	0,12	-0,09	0,18	0,10	-0,06	-0,49
	Desvio-Padrão Base	0,54	0,71	0,39	0,49	0,56	1,08
	Risco de Base (b)	0,56	0,71	0,44	0,51	0,56	1,18
	Risco Relativo (b/a)	4,02%	4,68%	3,19%	3,68%	2,92%	4,05%

FONTE: Dados da pesquisa

Na análise de base, levando em conta os contratos futuros da BM&F, verifica-se uma tendência de enfraquecimento da base em todas as praças de comercialização analisadas. Nesse sentido, para a região de Maringá, considerando os preços pagos ao produtor, nível de mercado em que se observam os maiores riscos de base,

verifica-se que o risco de base passou de 8,52% para 4,76% nos períodos de 2003 e 2005, respectivamente. Essa tendência decrescente pode ser observada nas demais séries analisadas. Mas a partir de 2006 observa-se uma reversão dessa tendência, sendo que o risco de base para o produtor na região de Maringá passa a ser de 6,95% em 2008. Nesse sentido, a escalada dos preços da soja no mercado internacional, como pode ser visto nos preços médios das séries selecionadas apresentados na tabela 8, a seguir, amplia também a diferença de preços entre as distintas localidades, ou seja, a base.

No comparativo entre as praças de comercialização analisadas, verifica-se que o Porto de Paranaguá apresenta o menor risco de base, em todos os anos analisados. Isso se deve ao fato de que o Porto de Paranaguá é o ponto de referência da formação de preços dos contratos futuros definidos pela BM&F, e a existência da base, ainda que pequena, deve-se principalmente às diferenças de qualidade quanto ao padrão adotado pela BM&F. O maior risco de base foi verificado na região de Maringá, na série de preço pago ao produtor, e deve-se principalmente aos custos de frete até o porto e aos custos de armazenagem. Na tabela 8 têm-se os resultados para os contratos futuros da CBOT.

TABELA 8 - COMPORTAMENTO DOS PREÇOS DA BASE PARA OPERAÇÕES DE HEDGE ENVOLVENDO CONTRATOS FUTUROS DE SOJA DA CBOT - 2003-2008

LOCAL	DADOS	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Preço Maringá Produtor	Preço Médio (a)	12,31	13,18	11,35	11,71	16,24	25,74
	Base	-1,70	-3,15	-2,08	-1,40	-2,78	-3,69
	Desvio-Padrão Base	0,66	2,00	0,66	0,52	0,98	1,33
	Risco de Base (b)	0,98	2,13	0,74	1,14	1,05	1,85
	Risco Relativo (b/a)	7,96%	16,16%	6,52%	9,73%	6,46%	7,19%
Preço Maringá Atacado	Preço Médio (a)	13,26	14,17	12,72	12,78	17,73	27,39
	Base	-0,75	-2,16	-0,71	-0,33	-1,29	-2,03
	Desvio-Padrão Base	0,63	2,15	0,85	0,83	1,18	1,58
	Risco de Base (b)	0,77	2,37	0,98	1,19	1,18	1,81
	Risco Relativo (b/a)	5,80%	16,72%	7,70%	9,31%	6,65%	6,61%
Preço Paranaguá	Preço Médio (a)	13,95	15,15	13,78	13,86	19,20	29,14
	Base	-0,06	-1,18	0,35	0,75	0,19	-0,29
	Desvio-Padrão Base	0,57	2,02	0,67	0,66	1,14	1,71
	Risco de Base (b)	0,57	2,33	0,77	1,03	1,16	1,73
	Risco Relativo (b/a)	4,08%	15,37%	5,58%	7,43%	6,04%	5,94%

FONTE: Dados da pesquisa

Constata-se que na maior parte do período analisado o risco de base nas operações de *hedge* utilizando contratos futuros da CBOT foi superior às operações similares com contratos da BM&F, sendo uma exceção o ano de 2003, em que ambos os riscos de base ficaram muito próximos. Além do maior risco de base, os contratos futuros da CBOT foram os que apresentaram maior volatilidade de um período para outro, sendo que em 2004 o risco de base decorrente da utilização desse contrato futuro chegou a superar 15% do valor médio da soja.

3.4 RAZÃO ÓTIMA E EFETIVIDADE DE HEDGE

Antes do cálculo da efetividade e razão ótima de *hedge*, aplicou-se o teste de Chow para verificar a existência de quebra estrutural no modelo, dada a mudança ocorrida no contrato futuro de soja.

TABELA 9 - ANÁLISE ESTRUTURAL DA SÉRIE DE PREÇOS DO CONTRATO FUTURO DE SOJA NA BM&F

SÉRIE	F-STATISTIC	P-VALUE	LOG LIKEHOOD	P-VALUE
Preço Pago ao Produtor Maringá	0,6744	0,643	3,4692	0,628
Preço Disponível Atacado Maringá	0,6867	0,633	3,5321	0,618
Preço Disponível Atacado Paranaguá	0,5639	0,728	2,9034	0,715

FONTE: Dados da pesquisa

NOTA: Subperíodos 02/01/2003 a 19/08/2004 e 26/08/2004 a 25/09/2008.

Com base no resultado do teste, não se rejeita a hipótese nula de estabilidade estrutural da série analisada, ou seja, a função analisada nos dois períodos é igual. Nesse sentido, a alteração na unidade de negociação do contrato futuro de soja na BM&F não ocasionou uma quebra estrutural na série analisada. Este resultado está dentro do esperado, já que a praça de referência adotada pela BM&F, o Porto de Paranaguá, não foi alterada durante o período em análise.

Na sequência, procede-se à escolha entre os modelos propostos por Myers e Thompson (1989). Como as séries são integradas de ordem 1, os modelos mais apropriados são: o modelo em primeira diferença e em primeira diferença defasado. Acatando a sugestão dos autores de que a covariância e a variância da razão ótima de *hedge* são condicionais às informações disponíveis no momento da tomada de decisão do *hedger*, o modelo em primeira diferença defasado foi escolhido.

Em seguida, utilizaram-se as equações possíveis com até doze defasagens, iniciando com a defasagem do preço à vista e incluindo, alternadamente, a defasagem do preço à vista ou a defasagem do preço futuro, ou ambas. Depois, seleciona-se a equação de menor valor de critério Akaike ou Schwarz e analisa-se se seus parâmetros são estatisticamente significativos ao nível de 10% de significância. A equação apropriada para as análises que envolvem os preços futuros da BM&F é composta por 1 (uma) defasagem do preço à vista e 2 (duas) defasagens do preço futuro, enquanto para o preço futuro da CBOT as equações contêm apenas as 2 (duas) defasagens do preço futuro, conforme as tabelas 10 e 11.

Dado que a efetividade de *hedge* assume valores entre 0 e 1, e quanto mais próximo de 1 maior é a efetividade do contrato futuro em reduzir o risco de preço no mercado físico, as operações de *hedge* com contratos futuros da BM&F configuram-se com uma razoável redução do risco. Os produtores de Maringá que recebem o preço pago pela cooperativa local têm uma efetividade de *hedge* de 60,23%, enquanto aqueles que comercializarão o produto no porto de Paranaguá têm uma efetividade de 61,67%. Apesar da menor efetividade, a razão ótima de *hedge* para os produtores de Maringá foi maior (0,5799). Esse resultado

era esperado, pois devido à menor efetividade os produtores dessa região têm que atrelar uma parcela maior da sua produção a contratos futuros para se resguardarem do risco de preço.

TABELA 10 - RAZÃO ÓTIMA E EFETIVIDADE DE HEDGE PARA AS SÉRIES SEMANAIS DE MILHO - BM&F

SÉRIES	COEFICIENTES ESTIMADOS					Razão Ótima
	Intercepto	D(PF _t)	D(PF _{t-1})	D(PF _{t-2})	D(PPi _{t-1})	
D(PPA _{PGUA})	0,002 (0,029) ^{NS}	0,6167 (14,421) [*]	0,1128 (2,073) ^{**}	0,0958 (2,282) ^{**}	-0,121 (2,054) ^{**}	0,4261
D(PPA _{MGA})	0,002 (0,072) ^{NS}	0,5656 (13,164) [*]	0,1538 (2,946) [*]	0,111 (2,611) [*]	-0,156 (2,701) ^{**}	0,3873
D(PPP _{MGA})	-0,005 (-0,197) ^{NS}	0,6023 (16,04) [*]	0,109 (2,217) ^{**}	0,1226 (3,312) [*]	-0,1666 (2,920)	0,4799

FONTE: Dados da pesquisa

NOTA: Preço pago ao produtor (PPP) e preço pago no atacado (PPA).

A menor efetividade de *hedge*, dentre as regiões analisadas, foi verificada na série de preços disponível no atacado (56,56%), bem como a menor razão ótima também foi verificada nessa região (0,3873). Isso decorre do fato de que, no mercado de lotes, outros fatores, como: produto transgênico, quantidade do produto e prazo de entrega são incorporados no preço do produto no ato da negociação.

TABELA 11 - RAZÃO ÓTIMA E EFETIVIDADE DE HEDGE PARA AS SÉRIES SEMANAIS DE MILHO - CBOT

SÉRIES	COEFICIENTES ESTIMADOS				Razão Ótima
	Intercepto	D(PF _t)	D(PF _{t-1})	D(PF _{t-2})	
D(PPA _{PGUA})	0,0060 (0,297) ^{NS}	0,4247 (11,888) [*]	0,0854 (2,392) [*]	0,1415 (3,959) [*]	0,3597
D(PPA _{MGA})	0,0078 (0,249)	0,3684 (10,0708)	0,1247 (3,410)	0,1131 (3,089)	0,2931
D(PPP _{MGA})	-0,0008 (0,033) ^{NS}	0,4733 (16,917) [*]	0,0665 (2,239) ^{**}	0,1132 (3,804) [*]	0,4853

FONTE: Dados da pesquisa

De uma maneira geral, a efetividade de *hedge* foi muito próxima entre as regiões analisadas. Para todas as localidades analisadas as regressões apresentaram os coeficientes estatisticamente significativos. Com a utilização dos contratos futuros da BM&F, a maior efetividade foi a da série de preços do Porto de Paranaguá (61,67%), enquanto com a utilização de contratos futuros da CBOT a maior efetividade foi da região de Maringá, com a série de preços pagos ao produtor (47,33%). No comparativo entre os contratos futuros de soja das duas bolsas analisadas, verifica-se que a efetividade de *hedge* foi maior com a utilização do contrato futuro da BM&F.

CONCLUSÕES

O mercado futuro é um importante instrumento para a gestão de risco de preços dos agentes envolvidos com o complexo soja. O entendimento dos fatores que determinam o sucesso em uma estratégia de gestão de risco, como as operações de *hedge*, é relevante na medida em que aumenta a confiabilidade dos agentes envolvidos nesse setor, proporcionando uma maior adesão na utilização dos contratos futuros, garantindo assim uma maior eficiência desses instrumentos na gestão de risco.

Este estudo busca analisar o comportamento e o risco de base, as relações de causalidade entre os preços físicos e futuros, a razão ótima e efetividade de *hedge*. Com isso, espera-se oferecer um subsídio a todos os envolvidos com a cultura da soja no Estado do Paraná. Como os contratos futuros na BM&F vêm apresentando um crescimento expressivo nos últimos anos, para averiguar se esse crescimento tem impacto nas operações de *hedge* utilizou-se uma análise comparativa com os contratos da bolsa de Chicago.

Dentre os aspectos relevantes abordados neste trabalho destacam-se os níveis satisfatórios de efetividade de *hedge* dos contratos futuros da BM&F para a região de Maringá (60,23% ao nível de produtor) e para o Porto de Paranaguá (61,67%), superando os resultados obtidos com contratos da CBOT, sendo que o melhor resultado com contratos futuros dessa bolsa foi obtido para a região de Maringá, ao nível de produtor (47,33%). Quanto à questão da razão ótima de *hedge*, os resultados obtidos com contratos futuros da BM&F superaram os resultados obtidos com contratos da CBOT, para todas as séries analisadas.

Apesar de existir uma relação bicausal entre as séries de preços dessas duas bolsas, a menor efetividade dos contratos futuros pode estar associada à mudança do comportamento dos preços de base desses contratos durante o ano. A análise da base e do risco de base demonstrou um comportamento distinto quando se utilizam séries de preços físicos (à vista) e futuros da BM&F e da CBOT. Enquanto a série de preços da BM&F reflete o comportamento de preços do mercado interno, a série de preços da CBOT assume um comportamento contrário, nos períodos de plantio e colheita da safra norte-americana.

Uma vez que os contratos futuros da BM&F apresentam as menores volatilidades perante a base e a maior efetividade de *hedge*, são, portanto, os mais indicados como instrumentos de gestão de risco para os produtores de soja paranaense, principalmente para aqueles que comercializam seu produto no Porto de Paranaguá, localidade com os melhores resultados da análise (61,67%). Quanto à análise dos diferentes níveis de mercado, verifica-se que os resultados da série de preços pagos ao produtor em Maringá ficaram muito próximos dos obtidos no Porto de Paranaguá. Nesse sentido, os custos de armazenagem e de transporte podem afetar a receita final do produtor de Maringá, mas não têm impacto significativo nas operações de *hedge* com contratos da BM&F.

A partir deste trabalho, sugere-se que tais procedimentos sejam aplicados para outras regiões, para períodos maiores de tempo ou para contratos futuros de soja de outras bolsas, com o objetivo de avaliar o comportamento da base durante o ano, a razão ótima e efetividade de *hedge*. Essas informações dão suporte para avaliar em quais momentos as estratégias de *hedge* obtêm os melhores resultados quanto à minimização do risco.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, E. A. P. **Mercados futuros**: custos de transação associados à tributação, margem, ajustes e estrutura financeira. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Esalq/USP, São Paulo, 2004.
- BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS - BIS. **Market Liquidity**: Research Findings and Selected Policy Implications. Report of a Study Group established by the Committee on The Global Financial System of the central banks of the Group of Ten countries. Basle: Bank for International Settlements, 1999.
- BARCZSZ, S. S. **Efetividade e razão ótima de hedge no mercado futuro de Maringá**. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) – Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2003.
- BLANK, S. C.; CARTER, C. A.; SCHMIESING, B. H. **Futures and Options Markets**: Trading in Commodities and Financials. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1991.
- BOLSA DE MERCADORIAS E FUTUROS - BM&F. **Boletim de Mercadorias e Futuros**: volume geral. Disponível em: <<http://www.bmf.com.br>>. Acesso em: 10 jan. 2008.
- CASTRO JUNIOR, L. G.; AZEVEDO, A. F. de; FONTES, R. E. Elasticidade na transmissão de preço do café entre localidades de MG, SP e a BM&F. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 41., 2003, Juiz de Fora. **Anais...** Brasília: SOBER, 2003.
- CHOW, G. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. **Econometrica**, Chicago: University of Chicago, v. 28, p. 591-605, 1960.
- CONSULTORIA, MÉTODOS, ASSESSORIA E MERCANTIL LTDA - CMA. Provedor CMA STATION III. Banco de dados de preços diários. **Boletim Diário do Agronegócio**, Sala de Agronegócios de Maringá. Disponível em: <<http://www.cma.com.br/>>. (Acesso restrito). Acesso em: 30 set. 2008.
- COOPERATIVA DOS CAFEICULTORES DE MARINGÁ – COCAMAR. Departamento de custos. [Mensagem pessoal]. Mensagem recebida por <custoscgc@cocamar.com.br>, em 30 ago. 2008.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, New York: American Statistical Association, v. 74, p. 427-431, 1979.

- ECONOMIC RESEARCH SERVICE. United States Department of Agriculture. **Forecasting the Counter-Cyclical Payment Rate for U.S. Soybean**: an Application of the Futures Price Forecasting Model. Disponível em: <<http://www.ers.usda.gov/>>. Acesso em: 29 set. 2008.
- EDERINGTON, L. H. The Hedging Performance of the New Futures Markets. **Journal of Finance**, New York: American Finance Association, n. 34, p.157-170, mar. 1979.
- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. FGV Dados. **Dados de taxa de câmbio**. Disponível em: <<http://fgvdados.fgv.br/>>. Acesso em: 30 set. 2008.
- FUTURE INDUSTRY ASSOCIATION - FIA. **Annual Volume Surveys 2008**. Mar. 2009. Disponível em: <<http://www.futuresindustry.org/volume-statistics.asp>>. Acesso em: 06 abr. 2009.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relationships by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, Chicago: University of Chicago, v 37, p. 424-438, 1969.
- GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003.
- HULL, J. C. **Options, Futures and Other Derivatives**. 6.ed. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice-Hall, 2006.
- JOHNSON, L. L. The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures. **Review of Economic Studies**, Bristol: Tieto, v. 27, n. 3, p. 139-151, 1960.
- JOHNSON, L. T.; BULLEN, H. G.; SERN, V. W. Hedge Accounting: is deferral the only option? **Journal of Accountancy**, New York: American Institute of Certified Public Accountants, v.177, n.1, p.53, Jan. 1994. Disponível em: <<http://www.periodicoscapes.gov.br/>>. Acesso em: 17 nov. 2002.
- LEUTHOLD, R. M.; JUNKUS, J. C.; CORDIER, J. E. **The theory and practice of futures markets**. Lexington: Lexington Books, 1989.
- MARKOWITZ, H. M. Portfolio selection. **The Journal of Finance**, New York: American Finance Association, v.7, n.1, p.77-91, 1952.
- MARQUES, P. V.; MELLO, P. C. **Mercados futuros de commodities agropecuárias**: exemplo e aplicações aos mercados brasileiros. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 1999.
- 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**, Viçosa: UFV, Departamento de Economia Rural, v. 2, n. 4, p. 449-471, 2004.
- MYERS, R. J.; THOMPSON, S. R. Generalized Optimal Hedge Ratio Estimation. **American Journal of Agricultural Economics**, Lexington, Ky.: University of Kentucky, Department of Agricultural Economics, American Agricultural Economics, p. 858-867, 1989.
- PEROBELLI, F. S. As relações entre o preço à vista e futuro: evidências para o mercado de boi gordo no Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 43., 2005. Ribeirão Preto. **Anais...** Ribeirão Preto: USP, 2005. 1 CD-ROM.
- PURCELL, W. D.; KOONTZ, S. R. **Agricultural futures and options**: principles and strategies. 2. ed. New Jersey: Prentice Hall, 1999.

SILVA, A. R. O.; AGUIAR, D. R. D.; LIMA, J. E. Hedge com contratos futuros no complexo soja brasileiro: BM&F vs. CBOT. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, v. 41, n.2, p. 279-300, abr./jun. 2003.

STEIN, J. L. The Simultaneous Determination of Spot and Futures Prices. **The American Economic Review**, Nashville, Tenn: American Economic Association, v.51, n.5, p.1.012-1.025, Dec. 1961.

STOLL, H. R.; WHALEY, R. E. **Hedging with futures contracts**: Futures and Options-theory and applications. Cincinnati: South-Western Publishing Co., 1993.

TONIN, J. M.; BARCZSZ, S. S. Transmissão de preço da soja entre os mercados externo e interno: uma abordagem para a região de Maringá. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 46., 2008. Rio Branco. **Anais...** Brasília: SOBER, 2008. 1 CD-ROM.

VALENTE, L. C. M.; BRAGA, M. J. Causalidade e co-integração no mercado de café entre a BM&F e a NYBOT. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 44., 2006. Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: UFC, 2006. 1 CD-ROM.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria**: uma abordagem moderna. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006.