
Efetividade de *hedge* do milho com contratos futuros da BM&F: uma aplicação para a região de Maringá (PR)

Julyerme Matheus Tonin¹

Marcelo José Braga²

Alexandre Bragança Coelho³

Resumo: O presente artigo objetiva examinar a relação de preços futuros e à vista do milho na região de Maringá. Utilizou-se o teste de causalidade de Granger e o teste de co-integração para avaliar a relação existente entre as séries de preço. Posteriormente calculou-se a efetividade e a razão ótima de *hedge*, ou seja, o grau de proteção oferecido e o percentual da produção que deve ser vinculado à contratos futuros de milho da BM&F de forma a maximizar a utilidade dos *hedgers* da região de Maringá. Os dados referem-se ao período de novembro de 1996 a novembro de 2007. Verificou-se uma relação bi-causal e existência de uma relação de longo prazo entre séries analisadas. Confirmou-se também que a efetividade de *hedge* é baixa nesta região, embora o *hedge* seja um mecanismo viável para garantir aos integrantes da cadeia do milho menores riscos e perdas.

Palavras-chave: mercados futuros, razão ótima, efetividade de *hedge*.

The hedge effectiveness of future corn contracts at BM&F: an application for Maringá area, Paraná State

Abstract: *This article aims to examine the relationship between futures and spot corn prices in the Maringá area. In order to verify the relationship among prices, the Granger test of causality was used and also the co-integration test it was used to evaluate if a relationship long term exists among those two variables. The hedge effectiveness and the optimal hedge ratio was made calculations to*

1 Mestrando em Economia Aplicada (Bolsista da CAPES), Universidade Federal de Viçosa. Departamento de Economia Rural. E-mail: jumateusnin@hotmail.com.

2 Professor do Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa. E-mail: mjbraga@ufv.br.

3 Professor do Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa. E-mail: acoelho@ufv.br.

the hedgers in the Maringá area. The data was period of November, 1996 to November, 2007. A bi-causal relationship was verified between the analyzed series and the existence of a relationship of long term between variables. It was also confirmed that the hedge effectiveness is low in that area although it is a viable mechanism, to guarantee to participants of the chain of the corn minor risks and losses.

Keywords: *future markets, optimal ratio, effectiveness hedge.*

JEL: C22, O13.

Introdução

A cultura do milho, devido sua versatilidade de usos, tem uma importância estratégica do ponto de vista de segurança alimentar, desenvolvimento regional e aspectos sociais. Esse cereal está na base de importantes cadeias produtivas, sendo um elo de extrema importância para os setores avícolas e suínícolas. O Brasil ocupa a terceira posição na produção mundial de milho, perfazendo na safra 2007/08, 7,34% da produção mundial, de acordo com Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA). O Paraná é o maior estado produtor; segundo a Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), o estado respondeu em média, por 27% do total produzido no país, considerando o período de 2000 a 2008.

Como as demais *commodities* agrícolas, a produção e comercialização de milho estão suscetíveis a uma série de riscos intrínsecos a esse setor, como o risco de preço. Para reduzir os riscos decorrentes da incerteza de preço, faz-se necessário a utilização de mecanismos de proteção em relação às oscilações de mercado, sendo uma boa alternativa, a utilização dos mercados futuros. Nos mercados futuros são negociados contratos futuros, que por definição são “obrigações legalmente exigíveis, para a entrega ou recebimento de determinada quantidade de um ativo padronizado, por um preço ajustado em pregão para liquidação em uma data futura.” (Marques *et al.* 2006: 68).

Dessa forma, os produtores e outros agentes envolvidos no mercado de milho participam do mercado futuro assumindo a posição de *hedger*. Esse mecanismo de proteção contra variações indesejadas de preço é conhecido como *hedge*. Para Marques *et al.* (2006) ao “*hedgear*”, ou seja, realizar uma operação de *hedge*, o agente procura travar o preço de venda ou compra de mercadorias em operações inversas às realizadas no mercado físico. Assim, as perdas em um mercado serão, ao menos parcialmente, cobertas pelo ganho em outro. De modo geral, Hull (1997) caracteriza esse mecanismo como uma ferramenta de repasse

do risco de preço, dos *hedgers* para outros agentes que resolvem assumi-lo com base nas expectativas do mercado.

A utilização dos mercados de derivativos vem ganhando importância e se tornando uma ferramenta de auxílio para os agentes econômicos envolvidos no complexo agroindustrial do milho. Esse fato pode ser comprovado pelo expressivo aumento na quantidade de contratos negociados na BM&F, a partir de 2002, conforme a Tabela 1.

TABELA 1 – CONTRATOS FUTUROS DE MILHO NEGOCIADOS AO MÊS NA BM&F

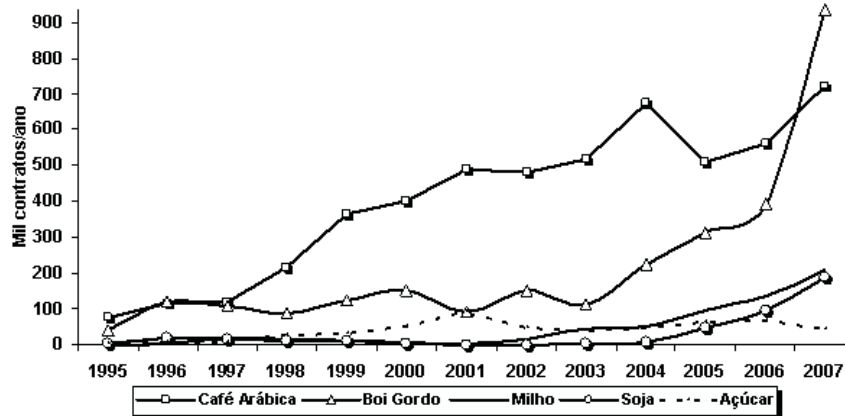
Mês	1998	1999	2000	2001	2002*	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Janeiro	1.718	1.628	532	419	712	873	3.168	4.164	9.232	12.488	19.129
Fevereiro	1.055	614	662	726	1.055	1.357	2.879	6.651	8.238	13.152	15.605
Março	1.292	1.117	999	273	1.108	1.389	7.078	8.982	23.720	11.968	20.111
Abril	1.525	716	782	233	1.811	2.861	5.809	6.888	14.932	15.462	34.015
Mai	1.292	752	716	367	2.771	6.584	3.182	4.950	6.706	14.981	56.702
Junho	1.262	868	668	297	1.133	3.682	6.497	6.057	5.649	8.879	68.453
Julho	1.444	795	817	307	1.139	2.748	4.322	8.318	6.536	9.764	-
Agosto	1.591	751	826	448	501	6.110	4.157	9.877	7.711	21.699	-
Setembro	1.201	561	421	115	864	3.805	3.466	13.257	10.209	21.600	-
Outubro	953	621	891	543	2.053	7.217	5.147	14.972	15.854	20.259	-
Novembro	1.250	1.272	581	480	2.163	4.728	3.012	6.607	15.225	33.517	-
Dezembro	1.366	737	189	380	1.306	2.548	3.883	7.072	11.177	23.955	-
Total	15.949	10.432	8.084	4.588	16.616	43.902	52.600	97.795	135.189	207.741	214.015

Fonte: BM&F (2007). Relatório Junho/2008.

* Em janeiro de 2002 foram negociados 144 contratos em US\$/sc. A partir de então os contratos passaram a ser negociados em R\$/sc.

Para Marques *et al.* (2006), um dos pré-requisitos para futuros funcionarem efetivamente como um instrumento de garantia de preços, é a existência de liquidez no mercado, ou seja, facilidade de entrar e sair do mercado, o que implica em um volume considerável de contratos negociados diariamente. Verifica-se que a partir de 2002, com a mudança do contrato futuro de milho, que até então era cotado em dólar (US\$/saca) e passou a ser referenciado em reais (R\$/saca), houve um substancial aumento no número de contratos negociados. De acordo com a Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), a partir de 2003 o contrato futuro de milho passa a ocupar a terceira posição em termos de contratos negociados, dentre os contratos futuros agropecuários existentes na BM&F, conforme apresentado na Figura 1.

FIGURA 1 – COMPARAÇÃO ENTRE CONTRATOS FUTUROS NEGOCIADOS - BM&F



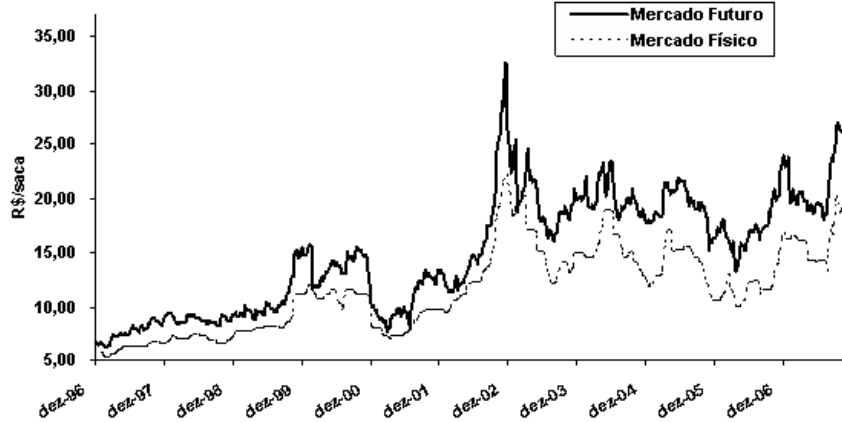
Fonte: BM&F (2008).

Apesar desse expressivo aumento no número de contratos de milho negociados na BM&F, estes representaram apenas 9,79% do montante negociado em contratos agropecuários na BM&F, em 2007. Um dos fatores que inibem o aumento mais expressivo da quantidade de contratos futuros de milho, segundo Maffioletti (2000), é que grande parcela dos produtores ainda vende grande parte de sua produção assim que termina os trabalhos de colheita. Dentre as razões dessa conduta, estão a pouca familiaridade com os mecanismos e estratégias de comercialização que atualmente são praticados no mercado.

Dada a relevância do mercado futuro e a escassez de estudos no Brasil sobre o tema, o presente estudo busca avaliar o comportamento dos preços futuros do milho no período de dezembro de 1996 a novembro de 2007, na região de Maringá.⁴ A Figura 2 mostra a evolução dos preços ao longo do período analisado. Verifica-se nesta figura, que as oscilações nos preços futuros estão correlacionadas com as oscilações no preço a vista (e vice-versa).

4 A região de Maringá, analisada neste estudo, refere-se a área de abrangência da Cooperativa Agroindustrial de Maringá, composta pelos seguintes municípios: Altônia, Apucarana, Atalaia, Cianorte, Cruzeiro do Oeste, Douradina, Dr. Camargo, Floraí, Floresta, Icaraíma, Iporã, Ivatuba, Japurá, Jussara, Maringá, Nova Esperança, Ourizona, Paíçandu, Paraíso do Norte, Paranacity, Paranaipoema, Paranaíba, São Jorge do Ivaí, São Jorge do Patrocínio, Tapira, Terra Boa, Tuneiras do Oeste e Umuarama.

FIGURA 2 – RELAÇÃO ENTRE PREÇO A VISTA E O PREÇO FUTURO DE MILHO.



Fonte: Mercado Físico – Cocamar (2008); Mercado Futuro – BM&F (2008).

Com base nos dados disponíveis, especificamente procurou-se verificar: a) a efetividade e a razão ótima de *hedge* dos contratos futuros de milho para a região de Maringá; b) a relação de causalidade e c) o grau de integração entre as séries de preço a vista e futuro do milho.

Espera-se encontrar coeficientes de efetividade e razão ótima de *hedge* superiores aos encontrados por Ribeiro e Staduto (2003) que fizeram a análise para a região de Toledo no período de 1999 a 2001, pois a série utilizada neste estudo, além de ser mais abrangente, incorpora um período de maior liquidez dos contratos futuros de milho da BM&F. Além disso, espera-se encontrar uma relação de bi-causalidade entre os preços a vista e futuro, similar ao que foi encontrado nos estudos de Perobelli (2005) para o boi gordo e Valente e Braga (2006) para o café.

Para alcançar os objetivos propostos, inicialmente será apresentado o modelo teórico, demonstrando quais são as técnicas existentes para estimação da razão ótima e efetividade de *hedge*. Em seguida, descreve-se a metodologia analítica para verificar a estacionariedade, a existência de causalidade e co-integração das séries utilizadas. Por fim, são analisados os resultados obtidos para a efetividade e a razão ótima de *hedge*, o teste de causalidade e co-integração, e verificação se esses resultados estão em consonância com a literatura sobre o tema.

1. Referencial Teórico

O arcabouço teórico que embasa o cálculo da razão ótima de *hedge* surgiu com a teoria do portfólio. “Com a combinação de diferentes ativos, tem-se um portfólio com lucratividade dada pela média ponderada

dos retornos de cada ativo, obtendo assim uma melhor combinação entre risco e retorno” (Markowitz, 1952:79). Outra importante constatação do autor é que a taxa de retorno de uma carteira composta por muitos ativos depende mais das covariâncias entre os retornos dos ativos individuais do que das variâncias desses ativos. Assim, uma carteira diversificada apresenta ativos com baixa correlação entre si.

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), Enderington (1979), Myers e Thompson (1989) e Blank *et al.* (1991). Johnson (1960:143) demonstrou que a receita de um *hedger* de venda pode ser dada por,

$$R = x_i B_i + x_j B_j \quad (1)$$

$$R = x_i (S_2 - S_1) + x_j (F_1 - F_2) \text{ ou } R = x_i (S_2 - S_1) - x_j (F_2 - F_1) \quad (2)$$

em que B_i e B_j representam as mudanças de preços; S refere-se aos preços *spot* ou a vista; F representa os preços futuros nos períodos t_1 e t_2 e x_i e x_j correspondem ao tamanho da posição nos mercados a vista e futuro, respectivamente.

Dessa forma, Johnson (1960) verificou que o *hedge* é perfeitamente efetivo quando:

$$(S_2 - S_1) - (F_2 - F_1) = 0 \text{ se } X_i = X_j = X \quad (3)$$

Ao aplicar a propriedade de variância na equação (1) obtém-se:

$$Var(R) = Var[x_i B_i - x_j B_j] \quad (4)$$

$$\sigma^2_R = x_i^2 \sigma^2_i + x_j^2 \sigma^2_j - 2x_i x_j cov_{ij} \quad (5)$$

em que:

σ^2_R = a variância por unidade do produto;

σ^2_i = a variância da mudança de preço no mercado físico;

σ^2_j = a variância da mudança de preço no mercado futuro;

cov_{ij} = a covariância entre as mudanças do preço no mercado físico e do preço futuro.

Pela condição de primeira ordem⁵, 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.

$$\frac{\partial \sigma^2_R}{\partial x_j} = 2x_j \sigma^2_j - 2x_i \text{cov}_{ij} \Leftrightarrow x_j = \frac{x_i \text{cov}_{ij}}{\sigma^2_j} \quad (6)$$

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

$$\frac{x_j}{x_i} = \frac{x_i \text{cov}_{ij}}{x_i \sigma^2_j} \Leftrightarrow h^* = \frac{\text{cov}_{ij}}{\sigma^2_j} \quad (7)$$

Dessa forma, a razão ótima do *hedge* (h^*), ou seja, a razão de *hedge* que permite minimizar a variância da receita do *hedger* depende diretamente da covariância entre as mudanças nos preços futuro e a vista (cov_{ij}), e inversamente da variância do preço futuro (σ^2_j). Esse procedimento já havia sido adotado anteriormente por Ribeiro e Staduto (2003) e Fontes *et al.* (2003) para a cultura do milho.

A partir disso, é possível calcular a efetividade do *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 (7) em (5), obtendo:

$$\begin{aligned} \sigma^2_R &= x_i^2 \sigma^2_i + \left(\frac{x_i \text{cov}_{ij}}{\sigma^2_j} \right)^2 \sigma^2_j - 2x_i \left(\frac{x_i \text{cov}_{ij}}{\sigma^2_j} \right) \text{cov}_{ij} \\ \sigma^2_R &= x_i^2 \sigma^2_i + \frac{(x_i \text{cov}_{ij})^2}{\sigma^2_j} - 2 \frac{(x_i \text{cov}_{ij})^2}{\sigma^2_j} \Leftrightarrow \sigma^2_R = x_i^2 \sigma^2_i - \frac{(x_i \text{cov}_{ij})^2}{\sigma^2_j} \\ \sigma^2_R &= x_i^2 \left(\sigma^2_i - \frac{\text{cov}_{ij}^2}{\sigma^2_j} \right) \end{aligned} \quad (8)$$

⁵ Pela condição de segunda ordem $[\partial^2 \sigma^2_R / \partial x_j^2] = 2\sigma^2_j$ Como $2\sigma^2_j > 0$ logo h^* é ponto de mínimo da equação (4).

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

$$\rho = \frac{\text{COV}_{ij}}{\sigma_i \sigma_j} \quad (9)$$

Substituindo ρ na equação (8) e multiplicando-se por $(\sigma_i^2 / \sigma_i^2)$ têm-se:

$$\begin{aligned} \sigma^2_R &= x^2_i \left(\sigma_i^2 - \frac{\text{COV}_{ij}^2}{\sigma_j^2} \right) \frac{\sigma_i^2}{\sigma_i^2} \\ \sigma^2_R &= x^2_i \sigma_i^2 \left(1 - \frac{\text{COV}_{ij}^2}{\sigma_i^2 \sigma_j^2} \right) \\ \sigma^2_R &= x^2_i \sigma_i^2 (1 - \rho^2) \end{aligned} \quad (10)$$

De acordo com Johnson (1960:144) a efetividade de *hedge* é a proporção da variância da receita (σ^2_R) que pode ser eliminada por meio da adoção de uma carteira com razão ótima de *hedge*, descrita da seguinte forma:

$$e = \left(1 - \frac{\sigma^2_R}{x^2_i \sigma_i^2} \right) \quad (11)$$

Substituindo a equação (10) em (11) 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 a vista e futuro.

$$e = 1 - \frac{[x^2_i \sigma_i^2 (1 - \rho^2)]}{x^2_i \sigma_i^2} \Leftrightarrow e = 1 - 1 + \rho^2 \Leftrightarrow e = \rho^2 \quad (12)$$

Dessa forma, quanto maior a correlação entre as mudanças dos preços a vista e futuros maior será a efetividade de *hedge*. Esse procedimento já havia sido adotado anteriormente por Nogueira, Aguiar e Lima (2002) para o mercado de café arábica e Martins e Aguiar (2004) para o mercado da soja.

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. Para Myers e Thompson

(1989:858) a abordagem convencional consiste em usar a inclinação (coeficiente angular) da regressão simples dos preços a vista em função dos preços futuros (ambos em nível) ou o coeficiente angular da regressão simples das variações dos preços a vista em função das variações dos preços futuros (ambos em primeira diferença). Uma outra forma de especificação consiste em calcular o coeficiente angular por meio de uma regressão simples dos retornos do mercado a vista em função dos retornos do mercado futuro, em que os retornos são definidos como a variação proporcional do preço, de período a período.

Vale destacar 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*” (Myers e Thompson, 1989:863). Para lidar com tal limitação, os autores desenvolveram dois modelos regressivos generalizados: o de preços em nível defasado e o de preços em diferenças defasadas.

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) $\frac{\Delta P_t}{P_{t-1}} = \alpha_0 + \frac{\delta \Delta F_t}{F_{t-1}} + \varepsilon_t$ P_{t-1}

Fonte: Myers e Thompson (1989, p. 863). Elaborado pelo autor.

Nota: α_0 intercepto; δ coeficiente de inclinação; ε_t erro aleatório; P_t e F_t preço a vista e futuro no período t ; ΔP_t e ΔF_t diferença do preço a vista e futuro; P_{t-1} e F_{t-1} preço a vista e preço futuro defasado em um período; $a(L)$ e $b(L)$ polinômios⁶ 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 da abordagem convencional utilizada até então é a utilização de um operador de defasagem. De acordo com 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 a vista.

Para proceder com a escolha entre os modelos econométricos disponíveis é necessário verificar se as séries são estacionárias em nível, nesse

6 $a(L) \Leftrightarrow L^n P_t = P_{t-n}$ e $b(L) \Leftrightarrow L^n F_t = F_{t-n}$

caso, os modelos em nível (1) e em nível defasado (4) podem ser utilizados. Caso as séries forem não-estacionárias em nível, portanto, com raiz unitária, as séries em primeira diferença podem ser estacionárias, ou seja, integradas de ordem 1. Nesse caso, os modelos em primeira diferença (2, 3, e 5) são os mais apropriados.

2. Modelo Analítico

Para a seleção do modelo empírico adequado, levando em conta as sugestões de Myers e Thompson (1989), é necessário verificar as características do processo estocástico ao longo do tempo. Para isso, utiliza-se o teste de raiz unitária (Dickey-Fuller) para verificar se a série é ou não estacionária. Em seguida, escolhe-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.

Em seguida, utiliza-se o teste de causalidade de Granger para verificar se os agentes levam em consideração o preço de ajuste no mercado futuro do contrato de primeiro vencimento para a negociação do produto no mercado a vista. Posteriormente, efetua-se o teste de co-integração para verificar se as séries temporais, não-estacionárias e integradas de mesma ordem, compartilham tendências estocásticas semelhantes, ou seja, apresentam relação de equilíbrio no longo prazo. Por fim, estima-se o modelo de correção de erro a fim de recuperar as relações de longo prazo entre as variáveis.

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. Conforme Gujarati (2000) 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. Nesse caso, o R^2 elevado deve-se apenas a forte tendência entre as duas séries. 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. Conforme Gujarati (2000), nos modelos considerados:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (13)$$

$$Y_t = \beta_1 + \rho Y_{t-1} + u_t \quad (14)$$

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \rho Y_{t-1} + u_t \quad (15)$$

A equação (13) representa um processo auto-regressivo AR(1) em que o erro estocástico segue uma distribuição normal. Nas equações (14) e (15) foram incorporadas a presença do intercepto e tendência, respectivamente. Subtraindo Y_{t-1} de ambos os lados das equações (13) a (15), estas podem ser reescritas como:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (16)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (17)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (18)$$

sendo que $\delta = (\rho - 1)$ e $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ a primeira diferença da série Y_t .

Testa-se então a hipótese nula $H_0: \delta = 0$ ($|\rho| = 1$) contra a hipótese alternativa $H_1: \delta < 0$ ($|\rho| < 1$). 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 tornarem-se estacionárias e, então, são chamadas de séries integradas de ordem d , [I(d)]. Nesse teste, emprega-se a estatística τ para o modelo (13), a estatística τ_μ para o modelo com intercepto (14) e para testar a presença de tendência utiliza-se a estatística τ_t .

Considerando a possibilidade do termo erro u_t ser autocorrelacionado, utiliza-se para o teste um modelo auto-regressivo de ordem p , tal como:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \gamma Y_{t-1} - \sum \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (19)$$

em que $\lambda_i = \sum p_i$ e $\gamma = \sum p_{i-1}$

Nesse caso, a presença de raiz unitária é testada pela hipótese $H_0: y = 0$ e o teste de raiz unitária é denominado teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Segundo Gujarati (2000), a estatística do teste ADF tem a mesma distribuição assintótica que a estatística DF, de modo que podem ser usados os mesmos valores críticos. Com as séries estacionárias ou integradas de ordem d , [I(d)], procede-se aos demais testes, como teste de causalidade e co-integração.

2.2. Análise Estrutural do Modelo de Regressão

Como o contrato futuro de milho 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 Gujarati (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 (vide 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 sub-período que está sendo analisado, e obtém-se a soma de quadrados dos resíduos (denotada por S_1). Em seguida, estima-se cada sub-período separadamente, obtendo as somas de quadrados de resíduos (S_2 e S_3 , respectivamente), procede-se ao teste:

$$F = \frac{S_5 / k}{S_4 / (n_1 + n_2 - 2k)} \quad (20)$$

em que:

S_4 equivale a soma das SQR dos sub-períodos ($S_2 + S_3$)

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), a causalidade no sentido de Granger (vide 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 bi-causal entre as variáveis. Assim, o teste baseia-se nas seguintes equações:

$$P_t = \sum \alpha_i F_{t-i} + \sum \beta_j P_{t-j} + \mu_{1t} \quad (21)$$

$$F_t = \sum \lambda_i F_{t-i} + \sum \delta_j P_{t-j} + \mu_{2t} \quad (22)$$

em que P_t e F_t são os preços a vista e futuro no período t ; P_{t-j} é o preço a vista defasado em j períodos; F_{t-i} é o preço futuro defasado em i períodos.

Supõe-se que as perturbações u_{1t} e u_{2t} não tenham correlação e que o teste de causalidade é conduzido em séries estacionárias. Assim, os resultados possíveis são:

- a) Causalidade unidirecional de P_t para F_t : se na equação (21) o conjunto de coeficientes estimados de defasados foram estatisticamente diferentes de zero e o conjunto dos coeficientes estimados sobre o defasado em (22) não forem estatisticamente diferentes de zero.
- b) Causalidade unidirecional de F_t para P_t : inversamente, se na equação (22) o conjunto de coeficientes estimados de defasados forem estatisticamente diferentes de zero e o conjunto dos coeficientes estimados sobre o defasados em (21) forem estatisticamente diferentes de zero.
- c) Causalidade bidirecional: se os conjuntos de coeficientes de P_t e F_t são estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões.
- d) Independência ou ausência de causalidade: se os conjuntos de coeficientes de P_t e F_t não são estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões.

Para estimar o teste de causalidade de Granger, segundo Gujarati (2000), aplica-se o teste F dado por:

$$F = \frac{(SQR_R - SQR_{IR})/m}{SQR_{IR}/(n-k)} \sim F_{m,(n-k)} \quad (23)$$

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

2.4 - Testes de Co-integração

Co-integração significa que séries temporais não-estacionárias e integradas de mesma ordem compartilham tendências estocásticas semelhantes, ou seja, apresentam relação de equilíbrio no longo prazo. De acordo com Greene (2003), existem duas abordagens para testar a co-integração, a abordagem de Engle e Granger (1987), que será utilizada neste estudo e a abordagem de Johansen (1988).

De acordo com Hamilton, (2002), na abordagem de Engle e Granger, se duas séries temporais P_t e F_t são ambas $I(d)$, então, qualquer combinação linear entre elas também será $I(d)$. Se, no entanto, existir um vetor β , tal que o termo de erro resultante da regressão $\varepsilon_t = P_t - \beta F_t$ tenha menor ordem de integração, $I(d,b)$, em que $b > 0$, então P_t e F_t são consideradas integradas de ordem (d,b) . Desse modo, se P_t e F_t são ambos $I(1)$ e as duas variáveis são co-integradas de ordem $I(1,1)$.

O teste de co-integração entre duas variáveis, P_t e F_t , consiste em verificar se elas têm caminho temporal ligados. É necessário, inicialmente, verificar se P_t e F_t são variáveis não estacionárias e integradas de mesma ordem. O teste de co-integração obedece a seguinte equação:

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 F_t + \varepsilon_t \quad (24)$$

O resíduo estimado (ε_t) é testado para identificar se é estacionário [$I(0)$] ou não, com a aplicação do teste de raiz unitária para:

$$\Delta \varepsilon_t = \pi \varepsilon_{t-1} - \sum_j \theta_j \Delta \varepsilon_{t-j} + u_t \quad (25)$$

Comparando o resultado obtido para o teste referente à estimativa de π ao valor crítico tabulado por Engle e Granger, pode-se rejeitar ou não a hipótese de não co-integração, $H_0: \pi = 0$, em favor de $H_1: \pi < 0$ (co-integração).

2.5. Mecanismo de Correção de Erro

Observada a relação de co-integração entre as variáveis, deve-se incluir no modelo convenientemente diferenciado, um componente que recupera as informações de longo prazo, chamado de Mecanismo de Correção de Erro (MCE). De acordo com Greene (2003), esse mecanismo consiste na inclusão do resíduo da equação de co-integração (com uma defasagem) na estimação do modelo econométrico especificado nas diferenças, originando o modelo:

$$\Delta P_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta F_t + \beta_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (26)$$

2.6. Dados

Os dados básicos utilizados neste estudo, referem-se à série semanal de preços do milho à vista (R\$/saca de 60kg) no mercado interno (preço pago ao produtor), e dos preços de fechamento dos contratos futuros de milho na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), no período de 29/11/1996 a 30/11/2007. A série de preços no mercado físico obtida na Cooperativa Agroindustrial de Maringá - COCAMAR (2007) e os dados referentes ao mercado futuro foram obtidos na BM&F.

O período de análise se inicia com a criação⁷ do contrato futuro de milho, cotado inicialmente em US\$/saca. Para melhorar a liquidez do contrato futuro de milho, buscando uma maior adesão de *hedgers* e especuladores, em 26 de outubro de 2001, a BM&F, cria⁸ o contrato futuro de milho cotado em R\$/saca. Dessa forma, a série de preços futuros foi formada pelo preço de ajuste diário do primeiro vencimento em aberto.

Em seguida, as séries foram equalizadas, mantendo-se somente os dias comuns a todas elas, devido a ausência de referência de preços nos feriados locais. As cotações do mercado futuro referenciados em US\$/saca (29/11/1996 a 15/01/2002)⁹ foram convertidas em R\$/saca, utilizando a taxa de câmbio do IPEADATA, uma vez que os preços a vista estavam nessa unidade.

Posteriormente, para a organização das séries semanais (573 observações), considerou-se apenas os dados referente à quarta-feira, dia de maior liquidez no mercado futuro. Quando não havia ocorrência de preços na quarta-feira, buscou-se a ocorrência seguinte e, quando esta não existia, buscou-se a anterior. Esse procedimento está baseado no argumento de Stoll & Whaley (1993 *apud* Martins & Aguiar 2004), 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.

Enfim, devido à indisponibilidade de dados do mercado físico no período de 31/10/2001 a 02/01/2001, aplicou-se uma média móvel geométrica centralizada para preencher essa lacuna de 09 observações na

7 Conforme ofício circular 182/96-SG, com vencimento do primeiro contrato definido para março 1997.

8 De acordo com ofício circular 123/01-DG, sendo o primeiro vencimento desse contrato em março 2002.

9 Apesar do contrato futuro em R\$/saca ter sido lançado em 26/10/2001, o último vencimento em US\$/saca foi o vencimento de janeiro de 2002, que se encerrou em 15/01/2002.

série semanal. Nessa ocasião, a COCAMAR optou por não divulgar os eventuais preços nominais do milho, ficando em uma situação conhecida como “fora do mercado”.

3. Resultados

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

TABELA 3 – ESTATÍSTICA DESCRITIVA DAS SÉRIES DE PREÇO FUTURO E A VISTA DO MILHO

Estatísticas	Preço a Vista	Preço Futuro
Média	11,5188	15,1431
Mediana	11,1000	15,0100
Máximo	26,2000	36,5000
Mínimo	5,3000	6,2900
Desvio-Padrão	4,0117	5,6235

Fonte: Dados da Pesquisa.

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 e análise estrutural do modelo, com o teste de Chow. 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, procedeu-se a escolha do modelo para estimação da efetividade e razão ótima de *hedge*, optando pela equação que apresentasse os menores valores dos critérios Akaike e Schwarz. Por fim, verificou-se a co-integração entre as séries a fim de identificar relações de longo prazo e estimou-se o modelo de correção de erro para recuperar as relações de longo prazo.

3.1. Análise da Estacionariedade das Séries

Utilizou-se o teste ADF, que foi estimado para os casos da série com intercepto, com intercepto e com tendência e sem intercepto e sem tendência, utilizando-se a defasagem (*lags*) de zero (0) a doze (12). Por

meio do menor valor do critério Akaike e Schwarz, selecionou-se a melhor opção. Nas Tabelas 4 e 5 estão os resultados para as séries em nível e em primeira diferença.

TABELA 4 – TESTE ADF PARA AS SÉRIES SEMANAIS EM NÍVEL

Modelo	Pt (mercado a vista)	Ft (mercado futuro)	Valor Crítico de ADF*	Número de Defasagens**
Completo	-1,57053	-1,78918	-3,14	1
Sem Tendência	-0,13203	-0,13342	-2,57	0
Sem Constante	1,32813	1,23874	-1,61	0

Fonte: Dados da pesquisa.

(*) Valor Crítico de Dickey-Fuller a 10%. (**) Selecionado conforme o menor *Akaike* e *Schwarz Criterion*.

TABELA 5 – TESTE ADF PARA AS SÉRIES SEMANAIS EM PRIMEIRA DIFERENÇA

Modelo	Pt (mercado a vista)	Ft (mercado futuro)	Valor Crítico de ADF*	Número de Defasagens**
Completo	-14,6051	-21,6991	-3,14	0
Sem Tendência	-14,5584	-21,6813	-2,57	0
Sem Constante	-14,48704	-21,6243	-1,61	0

Fonte: Dados da pesquisa.

(*) Valor Crítico de Dickey-Fuller a 10%. (**) Selecionados conforme o menor *Akaike* e *Schwarz Criterion*.

Constatou-se que as séries semanais, são integradas de ordem 1. Assim, são não-estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença. Também aplicou-se o teste de Phillips-Perron (PP)¹⁰ que mostrou os mesmos resultados do teste ADF (Tabelas 6 e 7).

¹⁰ Teste sugerido para melhorar as propriedades de amostras finitas ou para acomodar as estruturas gerais dos modelos.

TABELA 6 – TESTE PHILLIPS-PERRON PARA AS SÉRIES SEMANAIS EM NÍVEL

Modelo	Pt (mercado a vista)	Ft (mercado futuro)	Valor Crítico de ADF*	Número de Defasagens**
Completo	-1,8651	-2,2942	-3,14	1
Sem Tendência	-0,4306	-0,4305	-2,57	0
Sem Constante	1,0850	1,1155	-1,61	0

Fonte: Dados da pesquisa.

(*) Valor Crítico de Phillips-Perron a 10%. (**) Selecionado conforme o menor Akaike e Schwarz Criterion.

TABELA 7 – TESTE PHILLIPS-PERRON PARA AS SÉRIES SEMANAIS EM PRIMEIRA DIFERENÇA

Modelo	Pt (mercado a vista)	Ft (mercado futuro)	Valor Crítico de ADF*	Número de Defasagens**
Completo	-14,9605	-21,6992	-3,14	0
Sem Tendência	-14,9221	-21,6790	-2,57	0
Sem Constante	-14,8908	-21,6352	-1,61	0

Fonte: Dados da pesquisa.

(*) Valor Crítico de Phillips-Perron a 10%. (**) Selecionado conforme o menor Akaike e Schwarz Criterion.

Em seguida, aplicou-se o teste de Chow para verificar a existência de quebra estrutural no modelo, dada a mudança ocorrida no contrato futuro de milho (Tabela 8).

Com base no resultado do teste, não rejeita-se a hipótese nula de que a função analisada nos dois períodos é igual, ou seja, a alteração realizada pela BM&F no contrato futuro de milho não ocasionou uma quebra estrutural na série analisada.

TABELA 8 - RESULTADOS DO TESTE DE CHOW DE ESTABILIDADE ESTRUTURAL

Período	Obs.	SQR	Teste F	Prob. (teste F)
Período Completo	573	72,86546	38,4890	0,0000
Período do Contrato Futuro em US\$	268	9,24537	17,59833	0,0000
Período do Contrato Futuro em R\$	305	62,91387	21,03519	0,0000
F calculado (*)				0,9248

Fonte: Dados da pesquisa.

(*) O valor crítico do teste F para 6 graus de liberdade no denominador e 561 no denominador é de 1,77, ao nível de significância de 10%.

3.2. Teste de causalidade.

O quadro 1 demonstra os resultados do teste de Granger, que procurou verificar a relação de causação entre as variáveis: preços no mercado a 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.

QUADRO 1-RESULTADOS TESTE DE GRANGER NAS SÉRIES DE PREÇOS A VISTA (P_t) E FUTURO (F_t)

Ho - Hipótese nula	Teste F*	Probabilidade	Resultado
Ft não causa Pt	5,37397	0,0000	Rejeito
Pt não causa Ft	3,67495	0,0001	Rejeito

Fonte: Resultados da pesquisa

* Os valores Críticos para o teste F são: 2,18; 1,75 e 1,55 para os níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Dessa forma, como ambas as hipóteses nulas foram rejeitadas ao nível de significância de 1%, verifica-se a causalidade bidirecional. No sentido de Granger, isso indica que os preços defasados do contrato futuro de milho do primeiro vencimento em aberto ajudam na previsão do preço corrente do milho no mercado físico de Maringá, e vice-versa. Nessa análise, utilizou-se 12 defasagens, em consonância com outros trabalhos sobre o tema.

O comportamento dos preços futuros e a vista decorrem da assimilação de informações por parte dos agentes, sobre o comportamento do mercado de milho, tais como: mudança na oferta ou demanda do produto, adversidades climáticas, variação de estoques, mudança na política agrícola. Dessa forma, os agentes tendem a observar as variações nos preços futuros para a tomada de decisão no mercado físico, e vice-versa, demonstrando a existência de bicausalidade entre as séries analisadas. A causalidade bidirecional entre preço futuro e preço a vista também foi verificado por Perobelli (2005) e Gonçalves *et al.* (2007) entre os preços futuros e a vista do boi gordo no Brasil e na região Noroeste do Paraná, respectivamente.

3.3. Efetividade e Razão Ótima de Hedge

Com base nos testes de raiz unitária, procede-se a 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 do ótimo de hedge são condicionais a informações disponíveis no momento da tomada de decisão do *hedger*, o modelo em primeira diferença defasado foi escolhido.

Em seguida, estimam-se as equações possíveis com até doze defasagens, iniciando com a defasagem do preço a vista e incluindo, alternadamente, a defasagem do preço a vista ou a defasagem do contrato futuro, ou ambas. Depois, selecionou-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 é composta por 01 defasagem do preço a vista e 03 defasagens do preço futuro, conforme a Tabela 9.

TABELA 9—EFETIVIDADE E RAZÃO ÓTIMA DE HEDGE PARA AS SÉRIES SEMANAIS DE MILHO.

Estatísticas	Coeficientes Estimados					
	Intercepto	D(F _t)	D(P _{t-1})	D(F _{t-1})	D(F _{t-2})	D(F _{t-3})
Coefficiente	0,0090	0,1234	0,2428	0,1034	0,0667	0,0521
Erro-padrão	0,0152	0,0192	0,0420	0,0199	0,0199	0,0198
Estatística t	0,5932	6,4216	5,7782	5,1526	3,3432	2,6169
Probabilidade	0,5533	0,0000	0,0000	0,0000	0,0009	0,0091

Fonte: Dados da Pesquisa

A regressão com os preços do contrato futuro da BM&F para o milho apresentou todos os coeficientes estatisticamente significativos. O coeficiente angular que indica a proporção da posição à vista a ser compensada com os contratos futuros da BM&F para minimizar o risco das posições à vista e futura é 0,1234. O resultado em termos de razão ótima foi superior ao obtido por Ribeiro e Staduto (2003) ao analisar a região de Toledo, no período de 1999 a 2001, em que a razão ótima de *hedge* foi de 0,056.

Como a efetividade de *hedge*, quando se utiliza a razão ótima de *hedge*, corresponde ao quadrado da correlação linear entre as mudanças de preços a vista e futuro, conforme a equação (12), o coeficiente de determinação (R^2) da equação estimada representa a efetividade de *hedge*, que neste estudo foi de 29,16%.

Como o contrato futuro de milho na BM&F sofreu uma mudança no período analisado, o que pode afetar a efetividade e a razão ótima de *hedge*, os testes foram refeitos, para os dois períodos distintos: período em que o contrato futuro era cotado em dólar (no período de 29/11/1996 a 16/01/2002¹¹) e o período em que o contrato futuro foi cotado em reais (14/02/2007 a 30/11/2007).

Dessa forma, na Tabela 10 verifica-se que a razão ótima para o período em que os contratos de milho eram cotados em dólar foi de 0,0984 e no período em que os contratos foram cotados em reais, a razão ótima foi de 0,1283. Procedendo-se aos cálculos de efetividade, têm-se 28,31% e 29,97% para os contratos futuros em dólar e reais, respectivamente. A

TABELA 10 – COMPARAÇÃO DA EFETIVIDADE E RAZÃO ÓTIMA DE *HEDGE* DOS CONTRATOS DE MILHO EM REAIS E EM DÓLAR NA BM&F

	Contrato Futuro em US\$/sc		Contrato Futuro em R\$/sc	
	Coefficientes	Estatística t	Coefficientes	Estatística t
Intercepto	0,0452	0,3839(*)	0,0139	0,5236(*)
D(F _t)	0,0984	3,8223	0,1283	4,7962
D(P _{t-1})	0,1964	3,1026	0,2496	4,3492
D(F _{t-1})	0,1047	4,0226	0,1019	3,6536
D(F _{t-2})	0,1141	4,3488	0,0585	2,1021
D(F _{t-3})	0,0230	0,02671(*)	0,0738	2,0922

Fonte: Dados da Pesquisa.

(*) Coeficientes não estatisticamente significativos ao nível de 10%.

¹¹ Apesar do contrato futuro de milho referenciado em R\$/saca ser criado em 26/10/2001, na análise foi considerado o contrato em reais a partir do vencimento do último contrato cotado em US\$/saca.

proximidade dos valores observados de ambos os períodos com os valores obtidos na série completa é mais um indício de que não houve quebra estrutural na série analisada.

A efetividade de *hedge*, de aproximadamente 30% pode ser considerada uma efetividade insatisfatória. No trabalho de Nogueira, Aguiar e Lima (2004), a efetividade de *hedge* para o café ficou próxima de 70%, para diversas regiões estudadas. Silveira (2002), ao analisar diversas regiões produtoras de boi gordo, encontrou efetividades próximas de 50%. Dessa forma, um indício para a baixa efetividade dos contratos futuros de milho é a baixa liquidez de mercado, pois estudos feitos com contratos de maior liquidez apresentaram uma maior efetividade. E em mercados com baixa liquidez, o *hedger* fica sujeito a oscilações de preço, devido a pouca quantidade de contratos negociados por dia. Além disso, deve-se levar em consideração que não foi estudado o problema de risco da base no presente artigo. Tonin e Alves (2007) detectaram que a base na região de Maringá oscilou entre os diferentes meses do ano e durante os anos analisados, fator esse que pode explicar, em parte, a baixa efetividade de *hedge*.

3.4. Co-integração e Mecanismo de Correção de Erro

Considerando que as variáveis P_t e F_t são integradas de mesma ordem $I(1)$, foram realizados testes de co-integração de Engle & Granger com os resíduos cujos resultados constam na Tabela 11, e nota-se que os resíduos são estacionários, ou seja, $I(0)$.

TABELA 11-VALORES CALCULADOS NO TESTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO EM NÍVEL NAS DIVERSAS ESPECIFICAÇÕES DO MODELO PARA O RESÍDUO.

Modelo	Resíduo	Valor crítico de ADF	Ordem de Integração
Completo	-6,9517	- 3,12 *	I(0)
Sem tendência	- 6,9082	- 3,12 *	I(0)
Sem constante	-6,9143	- 3,12 *	I(0)

Fonte: Resultados da Pesquisa.

* Valores críticos a 10% de Engle & Granger.

Os resultados do teste de co-integração apontam relações de longo prazo entre os preços futuros da BM&F e os preços a vista do milho e que

estes preços tendem ao equilíbrio. Sabendo-se que as séries são co-integradas, obtêm-se os parâmetros estimados, conforme a equação (24):

$$P_t = 1,0940 + 0,6884F_t \quad (27)$$

$$t = (8,65) \quad (87,92)$$

Procede-se então, a inclusão do resíduo da equação de co-integração, com uma defasagem, conforme a equação (26), obtendo os seguintes parâmetros:

$$\Delta P_t = 0,0265 + 0,1718\Delta F_t - 0,1213\hat{u}_{t-1}$$

$$t = (1,642) \quad (8,496) \quad (-7,878)$$

Pode-se observar que alterações em curto prazo no preço do contrato futuro de milho tem efeitos positivos significativos sobre o preço a vista na região de Maringá e que cerca de 0,12 da discrepância entre o preço efetivo e o preço esperado a longo prazo, ou de equilíbrio, do contrato de milho na BM&F é eliminada ou corrigida a cada semana. Examinando a equação co-integrante observa-se que o parâmetro $\hat{\alpha}_1$ é igual a 0,68, ou seja, há uma relação alta entre P_t e F_t e que se ajusta, no longo prazo, com razoável rapidez após uma perturbação.

4. Conclusões

O mercado futuro é uma ferramenta importante para gestão de risco na comercialização agrícola e oferece um grande auxílio na hora da venda da produção, dissipando parte das incertezas que recobrem os preços esperados. O *hedge* é um mecanismo interessante para garantir aos integrantes do mercado de milho uma redução do risco. Dessa forma, o conhecimento da efetividade e da razão ótima de *hedge* entre o mercado físico e futuro é uma ferramenta adicional que traz maior confiabilidade para os *hedgers*, garantindo maior eficiência e melhora a condição de planejamento das operações.

Um dos aspectos relevantes abordados neste trabalho refere-se ao aumento, ainda que modesto, da efetividade e da razão ótima de *hedge* com a mudança do contrato futuro de milho. É notável o aumento da quantidade de contratos de milho negociados na BM&F com a mudança de cotação de US\$/saca para R\$/saca. E como a liquidez do mercado é um dos fatores necessários para que os mercados futuros cumpram a sua função de proteção contra as oscilações de preços, criou-se a partir de então um ambiente mais propício para a negociação com contratos futuros de milho.

Como em outros estudos sobre *commodities* agrícola, verificou-se a existência de uma relação bicausal entre os preços futuro e a vista do milho para a região de Maringá, bem como, a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis, verificada por meio da co-integração entre os dois preços. Isso destaca a importância dos preços futuros e a vista na tomada de decisão dos agentes envolvidos no mercado do milho. Dada a significância estatística das variáveis utilizadas, é provável que os agentes incorporem em sua análise até três defasagens do preço futuro.

A partir deste trabalho sugere-se aplicar tais procedimentos em outras praças de comercialização, incorporando na análise o risco de base. Dada as mudanças na política agrícola internacional, com a intensificação da utilização de milho na fabricação de etanol nos Estados Unidos, pode-se analisar se ocorre a transmissão de preços entre os mercados interno e externo, e se esse impacto afeta os resultados da pesquisa. Dessa forma, os contratos futuros de milho da *Chicago Board of Trade* (CBOT), podem se configurar como uma opção para as estratégias de *hedge* dos agentes nacionais.

Referências

- BLANK, S. & CARTER, C. & SCHMIESING, B. (1991). *Futures and Options Markets: Trading in Commodities and Financials*. Englewood Cliffs (NJ): Prentice Hall.
- BM&F (2008). “Relatório Agropecuário Mensal.” Bolsa de Mercadorias e Futuros. URL: <http://www.bmf.com.br>. Acesso em: 05/07/2008.
- CHOW, G. (1960). “Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions”. *Econometrica* 28(3):591-605.
- COCAMAR (2007). “Histórico de cotações agropecuárias”. *Cooperativa Agroindustrial de Maringá*. Mensagem pessoal. Enviado por custosege@cocamar.com.br. Recebido em: 01/12/2007.
- CONAB (2008). “9º Levantamento da Produção de Grãos, Safra 2007/2008”. Companhia Nacional de Abastecimento. URL: <http://www.conab.gov.br>. Acesso em: 25/06/2008.
- ENDERINGTON, L. H. (1979). “The hedging performance of the new futures markets”. *Journal of Finance* 34(3):157-170.
- ENGLE, R. & GRANGER, C. (1987). “Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing”. *Econometrica* 35(1):251-276.
- IPEADATA (2007). “Série histórica taxa de câmbio R\$/US\$ comercial, cotação diária” Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. URL: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 25/11/2007.
- FONTES, R. & CASTRO JUNIOR, L. & LIMA, R. & SANTOS, A. (2003). “Efetividade de razão ótima de hedge na cultura de milho em diversas

- localidades do Brasil". In: *IV Congresso Internacional de Economia e Gestão de redes agroalimentares, Anais*. Ribeirão Preto, outubro. CD-ROM.
- GONÇALVES, D. & FRANCISCHINI, A. & ALVES, A. & PARRÉ, J. (2007). "Análise de co-integração, causalidade e efetividade do hedge para os preços à vista e futuro do contrato de boi gordo para a região noroeste do Paraná". In: *XLV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, Anais*. Londrina. CD-ROM.
- GRANGER, C. (1969). "Investigating causal relationships by econometric models and cross spectral methods". *Econometrica* 37(3):424-38.
- GREENE, W. H. (2003). *Econometric Analysis*. New York: Prentice Hall.
- GUJARATI, D. (2000). *Econometria Básica*. São Paulo: Person Makron Books.
- HAMILTON, J. D. (2002). *Times Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- HULL, J. C. (1997). *Options, futures and other derivatives*. Upper Saddle River (NJ): Prentice Hall.
- JOHNSON, L. L. (1960). "The theory of hedging and speculation in commodity futures". *The Review of Economic Studies*. 27(3):139-151.
- MAFIOLETTI, R. L. (2000). "Formação de preços na cadeia agroindustrial da soja na década de 90". Piracicaba: Dissertação de Mestrado em Economia Aplicada, Escola Superior de Agricultura Luiz Queiroz, USP.
- MARKOWITZ, H. M. (1952). "Portfolio selection". *The Journal of Finance* 7(1):77-91.
- MARQUES, P. & MELLO, P. & MARTINES, F. (2006). "Mercados futuros e de Opções agropecuárias". Piracicaba: Dep. de Economia, Administração e Sociologia, Série Didática, n.º D-219.
- MARTINS, A. & AGUIAR, D. (2004). "Efetividade de hedge de soja em grão brasileira com contratos futuros de diferentes vencimentos na Chicago Board of Trade". *Revista de Economia e Agronegócio* 2(4).
- MYERS, R. & THOMPSON, S. (1989) "Generalized Optimal Hedge Ratio Estimation". *American Journal Agricultural Economics* 71:858-867.
- NOGUEIRA, F. & AGUIAR, D. & LIMA, J. (2002). "Efetividade do hedge no mercado brasileiro de café arábica". São Paulo: Artigos técnicos de Derivativos Agropecuários. *Resenha BM&F* 150(3):78-88.
- PEROBELLI, F. S. (2005). "As relações entre o preço à vista e futuro: evidências para o mercado de boi gordo no Brasil". In: *XLIII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, Anais*. Ribeirão Preto, CD-ROM.
- RIBEIRO, T. & STADUTO, J. (2003). "O mercado futuro de milho: ótimo de *hedge*". In: *XL Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Anais*. Juiz de Fora, CD-ROM.
- SILVEIRA, R. L. (2002). *Análise das operações de cross hedge do bezerro e do hedge do boi gordo no mercado futuro da BM&F*. Piracicaba: Dissertação de Mestrado em Economia Aplicada, Escola Superior de Agricultura Luiz Queiroz, USP.

TONIN, J. & BRAGA, M. & COELHO, A. Efetividade de *hedge* do milho com contratos futuros...

STEIN, J. L. (1961). "The Simultaneous Determination of Spot and Futures Prices". *The American Economic Review* 51(5):1012-1025.

STOLL, H. & WHALEY, R. (1993). *Hedging with futures contracts. Futures and Options-theory and applications*. Cincinnati: South-Western.

TONIN, J. & ALVES, A. (2007). "Análise de base para o milho na região de Maringá". *Revista Cesumar: Ciências Humanas e Sociais Aplicadas* 12(01):59-84.

USDA (2008). "World production, market and trade reports". United States Department of Agriculture. URL: <http://www.fas.usda.gov>. Acesso em: 25/06/2008.

WOOLDRIDGE, J. (2006). *Introdução à Econometria*. São Paulo: Pioneira Thomson Learning.

Recebido em: 13 de março de 2008
Primeira resposta em: 19 de junho de 2008
Aceite em: 01 de julho de 2008