

A efetividade e a razão ótima de *hedge* para a soja na praça de Tupanciretã*

Renata Rojas Guerra**

Andrea Cristina Dorr***

Maykell Leite Costa****

Clailton Ataides Freitas*****

Acadêmica do Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM) e participante do Grupo de Pesquisa em Agronegócios
Graduada em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Santa Maria, Mestre em Economia Aplicada pela Universidade de São Paulo e Doutora em Economia pela Universidade de Hannover, na Alemanha
Engenheiro Agrônomo pela UFSM e Mestrando na mesma instituição
Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Uberlândia, Mestre em Economia Rural pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul e Doutor em Ciências (Economia Aplicada) pela Universidade de São Paulo

Resumo

Tendo em vista a importância desempenhada pela cultura de soja na economia de Tupanciretã, buscou-se, através do presente estudo, averiguar se, de fato, a realização de operações de "hedge" no mercado futuro da Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) proporciona resultados efetivos acerca da utilização desta como forma de mitigar os riscos provenientes das oscilações nos preços dessa oleaginosa para a praça em questão. Assim, foi levantada a série temporal dos preços da saca de 60kg de soja tanto para a praça de Tupanciretã como para os contratos de soja negociados no mercado futuro da BM&F. A partir dessas informações e com base na teoria do portfólio, realizou-se uma série de testes econométricos, a fim de atestar a eficiência da utilização de operações de "hedge" por parte dos sojicultores de Tupanciretã. Dessa forma, foram realizados cálculos acerca da razão ótima e da efetividade do "hedge" para a região. Assim, foi possível constatar que as séries em análise levaram a resultados relativamente baixos quanto à razão ótima e à efetividade do "hedge", o que sugere não ser essa uma boa ferramenta de gerenciamento de riscos para os agricultores de Tupanciretã.

Palavras-chave: *hedge*; razão ótima; soja.

* Artigo recebido em 1º jun. 2011.
Revisora de Língua Portuguesa: Valesca Casa Nova Nonnig.

** E-mail: renata.objetivajr@yahoo.com.br

*** E-mail: andreadoerr@yahoo.com.br*

**** E-mail: maykellcosta@gmail.com

***** E-mail: lcv589@gmail.com

Abstract

Considering the importance performed by the soybean production in the economy of municipality of Tupanciretã, the objective of this study is to identify whether the operations done with regards hedge in the future market of the BM&F provide effective results as a way to mitigate the risks arising from price fluctuations. Were gathered price time series of 60kg bush of soybeans for both Tupanciretã and soybean contracts negotiated in the future market traded in the BM&F. With this information and based on the Portfolio Theory, were performed a series of econometric tests in order to prove the efficiency of using hedge by soybean farmers in Tupanciretã. It is concluded that the series under review led to results that are relatively low regarding the optimum ratio and effectiveness of hedge. This suggests that this is considered not to be an adequate risk management tool for farmers in Tupanciretã.

Key words: *hedge; optimal hedge ratio; soybean.*

1 Introdução

Fatores como a versatilidade na utilização da soja têm impulsionado sucessivos avanços nessa cadeia produtiva. Segundo dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), em 2006, cerca de 7% das exportações totais do País foram oriundas desse complexo (BRASIL, 2006). Além disso, atualmente, o Brasil ocupa a segunda posição na produção mundial, ficando atrás apenas dos Estados Unidos.

No mercado brasileiro, o Estado do Rio Grande do Sul destaca-se como o terceiro maior produtor do País. De acordo com a Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) (2009), Tupanciretã, com uma produção de 321.750 toneladas em 2009, detém o posto de maior produtor do Estado.

São vários os fatores que, de forma consorciada, contribuíram para a exploração intensiva dessa atividade em Tupanciretã, a saber: condições edafoclimáticas favoráveis, crescente substituição das áreas de pastagens e de plantações de milho na safra de verão por plantações de soja e a facilidade da logística no escoamento da produção. Atualmente, a cidade tem, na cultura de soja, a base de sua economia. Assim, as oscilações dos preços dessa *commodity* afetam não somente os produtores, mas toda a dinâmica econômica do Município.

Frente a essa realidade conjuntural, evidencia-se a necessidade desses produtores de encontrarem meios para se protegerem dos riscos de preços ineren-

tes às atividades agropecuárias. Nesse contexto, é comum que se busquem métodos para minimizar riscos de preços, ou seja, que assegurem aos produtores um preço capaz de garantir um nível de rentabilidade razoável.

Assim sendo, o *hedge* é uma ferramenta que permite a fixação antecipada do preço de venda da soja, dentre outras *commodities*. Por meio de uma operação no mercado futuro¹, o produtor pode utilizá-lo como um seguro que lhe garante um preço capaz de cobrir seus custos de produção e ainda proporcionar uma margem de lucro. Desse modo, faz-se das operações no mercado futuro um método cujo objetivo é compensar as variações dos preços no mercado físico.

No Brasil, existem diversos estudos cujo intuito é avaliar a efetividade das operações de *hedge* de algumas *commodities*, a qual, de acordo com Fileni (1999 *apud* OLIVEIRA NETO; FIGUEIREDO, 2009), é descrita como a redução percentual da variância do retorno a partir da decisão de *hedge*. Dentre esses, destacam-se os trabalhos de: Martins e Aguiar (2004), que calcularam a efetividade do *hedge* em diversas microrregiões do País e os contratos futuros de soja em grão da Chicago Board of Trade (CBOT); Santos, Botelho Filho e Rocha (2008), que avaliaram a efetividade e a razão ótima de *hedge* para a soja no Estado de Goiás, comparando seus preços com os dos contratos de soja negociados na Bolsa de Mercadorias e Futuros

¹ Entende-se como operações no mercado futuro a negociação de contratos de compra ou de venda de ativos para liquidação em uma data futura específica e previamente autorizada.

(BM&F); Chiodi *et al.* (2005), que buscaram comparar as operações de *hedge* realizadas com os contratos futuros de soja na CBOT com as realizadas na BM&F.

É nesse estado da arte que se insere o presente estudo, que, tendo em vista a importância da comercialização de soja em grão para a economia do Município de Tupanciretã, pretende encerrar a problemática acima exposta com o seguinte questionamento: qual a real eficiência da utilização do *hedge* como mecanismo de gerenciamento dos riscos relacionados à volatilidade dos preços da soja no Município de Tupanciretã?

Para responder a esse problema de pesquisa, tem-se como objetivo geral examinar a eficiência da utilização do *hedge* como mecanismo de gerenciamento dos riscos relacionados à volatilidade dos preços dessa leguminosa para a praça de Tupanciretã. Especificamente, objetiva-se encontrar a razão ótima e a efetividade das operações de *hedge* dos contratos de soja em grão na BM&F da Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa), para o período de setembro de 2004 a setembro de 2010.

Dessa forma, além de colaborar com o debate acadêmico, no sentido de testar empiricamente uma ferramenta de análise de risco, o presente estudo também deixa uma contribuição para os produtores de soja da região em questão, os quais poderão utilizar tais informações como critério de decisão na elaboração de suas estratégias financeiras.

Este artigo encontra-se organizado da seguinte forma: na segunda seção, será apresentada uma revisão dos trabalhos que investigaram temáticas semelhantes; na terceira, será tratada a teoria de base que culmina na presente análise; na quarta, abordam-se os procedimentos e métodos necessários para a elaboração de tal estudo; na quinta seção, apresenta-se a análise dos resultados provenientes da pesquisa; e, por último, serão expostas as **Conclusões**.

2 Revisão da literatura

Nos últimos anos, as operações no mercado futuro têm sido objeto de estudo de vários trabalhos acadêmicos, os quais analisam diversos períodos de tempo e diferentes ativos agropecuários e financeiros. Dentre esses, buscaram-se como referência aqueles cujo objetivo concentra-se nas metodologias de estimação da efetividade do *hedge* para as principais *commodities* agropecuárias negociadas no Brasil.

Desse modo, destacam-se os três estudos arrolados a seguir.

Martins e Aguiar (2004) calcularam a efetividade do *hedge* nas regiões de Barreiras (BA), Cascavel, Ponta Grossa e Campo Mourão (PR), Sorriso, Cuiabá e Rondonópolis (MT), Passo Fundo (RS), Uberlândia (MG), Rio Verde (Goiás), Dourados (MS), Cândido Mota e Orlândia (SP) e Balsas (Maranhão) e os contratos futuros de soja em grão da CBOT, comparando-os, para, assim, examinar os benefícios da utilização dos contratos futuros da bolsa em questão como medida de proteção para os produtores brasileiros de soja em grão. Além disso, o estudo também buscou identificar as épocas do ano em que as operações de *hedge* na CBOT proporcionam maior eficiência frente às dadas microrregiões.

Os resultados mostraram que os contratos com vencimento no segundo semestre são mais efetivos, que a efetividade é maior naquelas regiões próximas a portos de exportação, como é o caso dos Municípios de Cândido Mota (SP), Campo Mourão (PR) e Ponta Grossa (PR), e que quebras da safra norte-americana podem fazer com que os contratos se tornem altamente efetivos, em decorrência da maior procura pela mercadoria brasileira. Desse modo, os resultados demonstram que a eficiência das operações de *hedge* operacionalizadas através da CBOT está diretamente ligada à relação entre a safra e a entressafra no Brasil e nos Estados Unidos.

O estudo de Santos, Botelho Filho e Rocha (2008) objetivou avaliar a efetividade e a razão ótima de *hedge* para a soja no Estado de Goiás. Foram realizadas comparações entre os preços médios para a região e os dos contratos de soja negociados na BM&F. Os resultados apresentados pelos autores mostram uma razão ótima de *hedge* de 44%, que gera uma efetividade do *hedge* de 35%.

Chiodi *et al.* (2005) buscaram comparar as operações de *hedge* realizadas com os contratos futuros de soja na CBOT com as realizadas na BM&F. Com esse propósito, os autores analisaram a efetividade do *hedge* da soja nos Municípios de Cascavel (PR) e Sorriso (MT), com relação aos contratos futuros com vencimento para os meses de março e novembro em ambas as bolsas.

Constataram que, na região de Cascavel, o contrato futuro de soja da BM&F foi mais efetivo, se comparado à CBOT, tanto para os contratos de março como para os de novembro, enquanto, para o caso da região de Sorriso, o *hedge* foi mais efetivo na CBOT para os contratos de ambos os períodos.

Gonçalves *et al.* (2008) mediram a efetividade do *hedge* e estudaram a direção da causalidade entre os preços futuro e à vista do boi gordo para a região do

nordeste do Paraná. Os resultados do estudo mostraram um equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Quanto ao cálculo da efetividade do *hedge*, essa mostrou-se baixa nessa região, em torno de 18,10%, de modo que o risco de preço do boi gordo para o nordeste do Paraná pode ser reduzido apenas nesse percentual.

Outro estudo importante foi o de Tonin, Braga e Coelho (2009), que analisaram a relação entre os preços futuros e os à vista do milho na região de Maringá, através do cálculo de sua razão ótima e da efetividade do *hedge* para com contratos futuros de milho da BM&F-Bovespa. Eles constataram que a razão ótima e a efetividade do *hedge* eram baixas na região, sendo nos valores de 12,34% e 29,16% respectivamente. Além disso, verificaram existência de uma relação bicausal e de longo prazo entre séries analisadas.

Oliveira Neto e Figueiredo (2009) examinaram, a partir de séries temporais com os preços da arroba do boi gordo para o Estado de Goiás e os preços no mercado futuro da BM&F, a eficiência das operações de *hedge* do boi gordo para tal região. Nesse intuito, os autores perceberam que o *hedge* é uma eficaz ferramenta na busca da diminuição dos riscos de preços decorrentes da pecuária em Goiás, sendo sua efetividade de, aproximadamente, 90%.

Com a finalidade de observar se os agentes envolvidos no mercado de café arábica dos dois principais estados produtores do País, Minas Gerais e São Paulo, possuem instrumentos eficientes na gestão dos preços, Nogueira, Aguiar e Lima (2002) realizaram uma análise baseada nos preços do café arábica das regiões do Cerrado e Sul de Minas Gerais e de Mogiana e Alta Paulista no período de setembro de 1996 a outubro de 2000. Os autores buscaram encontrar a efetividade e a razão ótima de *hedge* para ambas as regiões, além de comparar a eficácia do *hedge* realizado na BM&F com o realizado na Bolsa de Coffee, Sugar and Cocoa Exchange (CSCE), para, assim, averiguar em qual esse mecanismo é mais efetivo aos agentes da cadeia produtiva. Os resultados obtidos nesse estudo apontaram que as operações de *hedge* efetuadas na BM&F foram mais eficientes comparadas às da CSCE, em ambas as regiões. A diferença ficou em torno de 5%, ao se considerarem as séries diárias, e 20%, ao se considerarem as quinzenais. Além disso, também foi constatado que as regiões de Minas Gerais, por serem as maiores produtoras nacionais de café, apresentaram efetividades maiores na BM&F que as de São Paulo, sendo isso justifi-

cado pela maior proximidade geográfica e pela disponibilidade de contratos futuros.

3 Marco teórico

Os cálculos da razão ótima e da efetividade do *hedge* têm como base a teoria do portfólio. Essa admite que os agentes, que são avessos ao risco, estabelecem suas decisões avaliando a relação entre o risco e o retorno dos ativos. Eles desejam maximizar a sua riqueza, correndo os menores riscos possíveis. Desse modo, os investidores buscarão otimizar seu portfólio através da análise do *trade-off* entre seu retorno esperado e seu risco.

Segundo Markowitz (1952, p. 79),

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.

O retorno esperado é mensurado através da expectativa do retorno sobre a média, enquanto a variância do retorno é considerada como uma proxy para o risco do portfólio. Por conseguinte, tem-se, na diversificação da carteira de investimentos, um eficaz método de gerenciamento dos riscos. Um investidor pode reduzir o desvio-padrão da rentabilidade de sua carteira por meio da escolha de ações cujas oscilações não sejam correlacionadas.

Assim sendo, o *hedger*, ao ponderar diferentes portfólios, dará preferência àquele com menor variância. A partir disso, a teoria do portfólio destaca-se entre os métodos de estimação da razão ótima do *hedge*, visto que essa consiste no percentual do ativo físico que deve ser "hedgeado" pelo agente no mercado futuro, no intuito de obter o retorno máximo e o risco mínimo, o qual é feito a partir das premissas dessa teoria.

4 Metodologia

Com o objetivo de promover uma análise empírica acerca dos cálculos da razão ótima e da efetividade do *hedge*, serão apresentados, a seguir, os elementos básicos para a compreensão da aplicabilidade da teoria do portfólio na análise em questão, bem como os procedimentos econométricos necessários, por se tratar de uma base de dados em séries temporais.

4.1 Referencial metodológico

Há disseminadas diversas teorias a respeito da análise da decisão do *hedge*. Dentre essas, a teoria do portfólio ganha destaque, à medida que, ao considerar que os *hedgers* trabalham com um *portfólio* composto pelos ativos do mercado futuro e do mercado à vista, se observa a possibilidade de derivar o cálculo da efetividade e da razão ótima do *hedge* a partir dessa teoria.

Stein (1961 *apud* SILVA, 2001) foi um dos primeiros estudiosos a utilizar a teoria do portfólio nesse intuito. Sua análise consiste em uma técnica geométrica simples de determinação simultânea de preços à vista e futuros, a partir da qual se tornou possível estimar a dimensão de posições em mercado à vista a ser cobertas por posições em mercados futuros, ou seja, a razão ótima do *hedge*.

Outros autores deram grandes contribuições para a análise em questão, dentre esses, destacam-se Ederington (1979) e Myers e Thompson (1989), os quais obtiveram a relação ótima de *hedge* através do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e dos processos Autorregressivos (AR).

Ederington (1979) estimou, através de MQO, uma regressão em nível que relacionava os preços à vista e os futuros. Entretanto é necessário que as variâncias estejam condicionadas aos períodos, para encontrar uma regra de *hedge* ideal, ou seja, essas dependem das informações disponíveis no momento em que a decisão de *hedge* é tomada. Assim, considera-se a razão ótima de *hedge* uma relação entre a covariância do preço à vista e futuro (σ_{pf}) e a variância do preço futuro (σ_f^2), a qual é definida como:

$$\gamma = \frac{\sigma_{pf}}{\sigma_f^2} \quad (1)$$

Essa estimação, realizada através da regressão simples, ocasiona que tanto a covariância quanto a variância especificadas acima não são para momentos condicionais. Por essa razão, Myers e Thompson (1989) desenvolveram um modelo generalizado, para o qual as estimativas em questão consideram as informações disponíveis no período da tomada de decisão e diminuem a possibilidade de regressão espúria. A equação 2 descreve esse modelo:

$$p_t = \beta_0 + \delta f_t + \sum_{i=1} \beta_{1i} p_{t-i} + \sum_{j=1} \beta_{2j} f_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde p_t é o preço à vista no período t ; f_t , o preço futuro no período t ; p_{t-1} , o preço à vista no período anterior; f_{t-1} , o preço futuro no período anterior; e q , o número de defasagens do modelo. Já δ e β são coeficientes

que devem ser estimados pela regressão, sendo o δ interpretado como a razão ótima de *hedge*, β o intercepto e ε_t um termo de erro.

Cabe ressaltar ainda que Myers e Thompson (1989), ao observarem as séries de preços convencionalmente utilizadas, ou seja, as séries em nível, diferenças e retornos, perceberam que esses modelos são extremamente restritos, o que os torna inconsistentes. Desse modo, os autores conduziram a transformação das séries a serem analisadas para estacionárias em diferença, para, assim, tornar os resultados mais confiáveis.

Com relação à efetividade do *hedge*, conforme Silveira (2002 *apud* ALVES, 2010), não é correto obter a efetividade do *hedge* por meio do coeficiente de determinação da regressão (R^2). Assim, conforme a definição apresentada por Hull (2004), como a efetividade do *hedge* é a proporção da variância eliminada por meio do *hedge*, essa é obtida comparando a variância do retorno em uma posição não "hedgeada" com a variância do retorno em uma posição "hedgeada". Assim, pode-se calculá-la da seguinte forma:

$$e = 1 - \frac{Var(h^*)}{Var(p)} \quad (3)$$

onde e é a efetividade do *hedge*; $Var(h^*)$, a variância na receita de um portfólio "hedgeado" na proporção ótima; e $Var(p)$, a variância da receita de um portfólio não "hedgeado".

Além disso, conforme Chiodi *et al.* (2005), a partir da equação (3) é possível chegar à seguinte relação:

$$e = \rho^2 \quad (4)$$

Ou seja, essa pode ser determinada pelo cálculo do quadrado de Δ , que representa o coeficiente de correlação linear entre as variáveis preço à vista e preço futuro.

4.2 Procedimentos econométricos

As variáveis que compõem o objeto do presente estudo apresentam-se distribuídas de forma a constituir processos estocásticos. Desse modo, serão realizados os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillip-Perron (PP), a fim de verificar se as séries são estacionárias, cabendo ainda destacar a necessidade da aplicação dos critérios de informação de Schwarz (SBIC), no intuito de determinar as ordens das

defasagens para cada uma das variáveis, os quais são, via de regra, mais parcimoniosos.

Além disso, depois de testada a estacionariedade do modelo, será verificada a existência de cointegração entre as séries. Sendo que, do ponto de vista econômico, duas variáveis são cointegradas, quando têm uma relação de equilíbrio de longo prazo, ou seja, possuem uma combinação linear. Desse modo, “[...] podemos pensar em um teste de co-integração como um pré-teste para evitar situações de ‘regressão espúria’” (GRANGER, 1986, p. 226). Cabendo ainda destacar que, para a existência de cointegração entre as séries temporais, essas devem ter a mesma ordem de integração.

Dentre os testes de cointegração, será utilizado o teste de Johansen, o qual é um método que permite testar a presença de múltiplos vetores de cointegração em apenas um passo, além de possibilitar o teste de versões restritas dos vetores de cointegração. Nesse contexto, faz-se também necessária a aplicação dos critérios de informação de Schwarz, a fim de determinar as ordens das defasagens e decidir quantas serão utilizadas.

Salienta-se ainda que a constatação de que há existência de um equilíbrio de longo prazo entre as variáveis em questão não significa que o mesmo seja válido para o curto prazo. Sendo assim, deve-se incluir no modelo (em diferença) o Mecanismo de Correção de Erros (MCE), o qual, de acordo com Margarido (2004), pode ser usado para ligar o comportamento de curto prazo de uma variável com seus valores de longo prazo.

4.3 Os modelos econométricos

Nesta subseção, serão abordados os métodos utilizados para o cálculo da razão ótima e da efetividade do *hedge*, os quais seguem a abordagem geral explanada na subseção 4.1. Assim, define-se o seguinte modelo para a obtenção da regra ótima de *hedge*:

$$\Delta P_t = \alpha + \delta \Delta F_t + \sum_{i=1}^p \beta \Delta P_{t-i} + \gamma \Delta F_{t-1} + u_t \quad (5)$$

onde ΔP_t é o preço à vista semanal da soja em primeira diferença no período t ; ΔF_t , o preço futuro semanal da soja em primeira diferença no período t ; ΔP_{t-i} , o preço à vista semanal da soja em primeira diferença no período $t-i$; ΔF_{t-1} o preço futuro semanal da soja em primeira diferença no período $t-1$; e u_t , o termo de erro.

É a partir da equação acima que é estimada a razão ótima de *hedge*, cujo valor é representado pelo parâmetro δ .

A efetividade do *hedge* varia entre zero e um, assim, quando essa for igual a zero, não haverá correlação entre os preços, enquanto, se o valor de e for igual a um, a efetividade será máxima, ou seja, as mudanças de preços serão perfeitamente correlacionadas. Dessa maneira, para a estimação da efetividade, é necessário obter a diferença entre preço (à vista) de cada período em relação ao preço (à vista) no primeiro período:

$$R = P_t - P_1 \quad (6)$$

onde R corresponde à diferença entre as séries não “hedgeadas”, P_t , ao preço à vista no primeiro período, P_1 .

Posteriormente, para calcular a série de uma posição “hedgeada”, é subtraída dos dados da posição não “hedgeada” uma série das diferenças dos preços futuros, a qual é multiplicada pela razão ótima de *hedge*, obtida no procedimento anterior. Salienta-se que a diferença entre as séries dos preços futuros é calculada de forma análoga ao procedimento demonstrado na equação (6), conforme observado abaixo.

$$Rh = (P_t - P_1) - h*(F_t - F_1) \quad (7)$$

onde Rh corresponde ao retorno das séries “hedgeadas”; P_1 , ao preço à vista no primeiro período; h , à razão ótima de *hedge*; e F_1 , ao preço futuro no primeiro período.

Tendo realizado esse procedimento, torna-se fácil a obtenção de sua efetividade, posto que essa é especificada através da equação (3), vista anteriormente.

Quanto à estimação do modelo de longo prazo normalizado por Johansen, caso haja algum vetor de cointegração do modelo, essa será estimada a partir da seguinte equação:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

O Mecanismo de Correção de Erros, que tem como objetivo recuperar as informações de longo prazo, segue o padrão representado pelo modelo abaixo.

$$\Delta Y_t = \beta + \beta_1 \Delta X_t - \beta_2 U_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

onde ΔY_t é o preço à vista semanal da soja em primeira diferença no período t ; ΔX_t , o preço futuro semanal da soja em primeira diferença no período t ; U_{t-1} , o valor defasado do termo de erro da equação (5); e ε_t , o termo de erro.

Segundo Margarido (2004), é vantajoso incluir um modelo de vetor de correção de erro (VECM), pois, nesse modelo, são incluídas informações tanto de curto quanto de longo prazo, assegurando, assim, que se convirja para um equilíbrio de longo prazo.

4.4 Fonte e base de dados

Foram utilizadas fontes de informações de dados secundários, provenientes da BM&F-Bovespa (BOLSA DE MERCADORIAS & FUTUROS, 2010), para os referentes aos preços futuros, os quais correspondem ao próximo vencimento com liquidez desse contrato. Esses dados se encontravam em dólares norte-americanos por saca de 60kg, de modo que foi necessária a conversão desses valores para reais. Além disso, os dados foram obtidos em séries diárias, porém, conforme o argumento de Stoll e Whaley (1993 *apud* MARTINS; AGUIAR, 2004), 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. Desse modo, os dados diários foram transformados em semanais, sendo tal transformação realizada por meio da escolha de um dia da semana. Escolheu-se quarta-feira, por ser o dia de maior liquidez. No caso de não haver pregão nesse dia, utilizou-se o seguinte ou o anterior. Desse modo, ao considerar o período de setembro de 2004 a setembro de 2010, chegou-se a 314 observações semanais.

Os preços no mercado físico foram obtidos junto à Cooperativa Agrícola de Tupanciretã — Agropan (2010), os quais já se encontravam transformados em séries semanais, na unidade real/saca de 60 quilogramas.

5 Resultados e discussões

5.1 Realização dos procedimentos econométricos

Como mencionado na seção 4.2, o presente estudo baseia-se em variáveis que constituem processos estocásticos, sendo necessária a realização de alguns testes econométricos, antes de se partir para os cálculos da efetividade e da razão ótima do *hedge*. Desse modo, serão utilizados os critérios de informa-

ção de Schwarz, no intuito de identificar os processos autorregressivos e, assim, definir o número de defasagens a serem utilizadas no modelo.

Levando em consideração os resultados obtidos a partir desses critérios, ficou determinada a utilização de três defasagens nos testes de raiz unitária, na série em nível (**Anexo A**). Ao serem testadas as existências de constante e de tendência nas variáveis em nível, constatou-se que ambas são estatisticamente significativas (**Anexo B**). Os resultados dos testes de estacionariedade encontram-se na Tabela 1.²

Tabela 1

Testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillip-Perron (PP) para as séries de preços semanais da soja em Tupanciretã — set./04-set./10

MODELOS E TESTES	(R\$/saca de 60kg)	
	PREÇO À VISTA (Estatística t)	PREÇO FUTURO (Estatística t)
Em nível		
ADF (1)	-1.332	-1.645
PP (1)	-1.976	-2.676
Primeira diferença		
ADF (1)	-13.438	-11.775
PP (1)	-29.034	-30.835

FORNE DOS DADOS BRUTOS: Cooperativa Agrícola de Tupanciretã (2010). (1) Valor crítico do teste de Dickey-Fuller ao nível de significância de 5% = -3,4215. (2) Valor crítico do teste de Phillip-Perron ao nível de significância de 5% = -2,877.

Tendo em vista os resultados da Tabela 1 e do modelo com constante e tendência, é possível verificar que, em nível, todas as variáveis possuem raiz unitária — uma vez que o ADF calculado é menor que o ADF crítico, o mesmo ocorrendo para o teste PP. Portanto, a partir desse diagnóstico, é necessária a diferenciação das séries $I(d)$ vezes, até que essas se tornem estacionárias.

Ao realizar a diferenciação, percebe-se que as séries não possuem raiz unitária em sua primeira diferença, as estatísticas calculadas são maiores que as críticas para ambos os testes. A determinação das ordens dos processos autorregressivos ocorreu através dos SBIC e encontra-se no **Anexo C**.

Esse resultado converge com a teoria em questão, a qual pressupõe que esse tipo de série de preços é estacionária apenas em diferenças. Como as séries de preços são integradas de mesma ordem, $I(1)$, constata-se que o pré-requisito para a realização do teste de cointegração está satisfeito. Nesse contexto,

² Valores obtidos a partir das defasagens identificadas através dos SBIC, expostos no **Anexo A**, sendo essas $p = 3$ tanto para o preço à vista quanto para o preço futuro da soja.

utiliza-se o teste de cointegração de Johansen, a fim de atestar a existência de vetores de cointegração. Para isso, é preciso, primeiramente, encontrar o número de defasagens do vetor autorregressivo, sendo essas obtidas através dos SBIC.

Os resultados apontam a utilização de (duas) defasagens para esse modelo. Assim, passa-se para a realização do teste de cointegração de Johansen (Quadro 1).

Quadro 1

Teste de cointegração de Johansen baseado no Teste do Traço e no Teste de Máximo Autovalor para as séries de preços semanais da soja em Tupanciretã — set./04-set./10

TESTE DO TRAÇO			
Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatística	Valor Crítico de 95%
$r = 0$	$r \geq 1$	54,2964	15,41
$r \leq 1$	$r \geq 2$	2,5395	3,76
TESTE DE MÁXIMO AUTOVALOR			
Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatística	Valor Crítico de 95%
$r = 0$	$r = 1$	51,7569	14,07
$r \leq 1$	$r = 2$	2,5395	3,76

FONTES DOS DADOS BRUTOS: Cooperativa Agrícola de Tupanciretã (2010).
Software Stata 10.

A existência de cointegração depende do *rank* da matriz, se $r = 0$, não há combinações lineares entre as variáveis, ou seja, não há cointegração. Se $r =$ pleno, a solução é dada por n equações, sendo cada uma delas uma restrição independente da solução de longo prazo. Nesse contexto, a estatística traço mostra-se útil, à medida que, através dela, pode-se testar a hipótese nula de que $r = 0$ contra a hipótese alternativa de que $r \geq 1$. Essa, juntamente com a estatística de máximo autovalor, que testa a hipótese nula de que $r = 0$ contra a hipótese alternativa específica de que $r = 1$, reúne evidências estatísticas suficientes para encontrar o número de vetores de cointegração do modelo.

Dessa forma, os resultados do Quadro 1 permitem concluir que existe um vetor de cointegração no modelo sob análise. Isso pode ser verificado através do *rank*, o qual leva a rejeitar a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração ($r = 0$), ao considerar a estatística calculada maior do que a tabelada ao nível de confiança de 95%. Enquanto a hipótese nula de que existe um vetor de cointegração deve ser aceita ao nível de 95%, pois o valor dessa estatística é menor do que o da tabelada, confirmando, assim, a existência de um vetor de cointegração no modelo.

O resultado apresentado no parágrafo acima não é importante apenas para atestar a existência de um vetor de cointegração no modelo, mas também por ponderar a influência de longo prazo dessas variáveis. De tal modo, na Tabela 2, estão contidos os resultados acerca do modelo de longo prazo normalizado por Johansen para a soja de Tupanciretã, o qual foi estimado a partir da equação (8).

Tabela 2

Resultado da relação de longo prazo entre o preço à vista e o futuro da soja de Tupanciretã — set./04-set./10

VARIÁVEIS	ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS	VALOR DE t
Constante	7,866968	-
Preço à vista da soja	1,0000	-
Preço futuro da soja	1,075299	19,61

FONTES DOS DADOS BRUTOS: Cooperativa Agrícola de Tupanciretã (2010).
Software Stata 10.

A partir da Tabela 2, pode-se concluir que uma variação de R\$ 1,00 no preço à vista gera uma variação de R\$ 1,075 no preço futuro da soja, no longo prazo. Há, portanto, uma relação estatística muito próxima entre os dois vetores.

A Tabela 3 traz os resultados do MCE, a qual é estimada a partir da equação (9). Através dela, nota-se que o valor do termo do erro defasado se encontra entre zero e um. Isso indica que a série não é explosiva. Assim, os resultados estimados permitem dizer que, aproximadamente, 18% das discrepâncias dos preços efetivos e esperados do contrato de soja da BM&F são corrigidos da penúltima para a última semana da série em questão.

Tabela 3

Aplicação do Mecanismo de Correção de Erros (MCE) nos preços à vista e futuro da soja de Tupanciretã — set./04-set./10

VARIÁVEIS	ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS	VALOR DE t E DE p
Constante	0,0162489	0,13 [0,900]
Preço à vista em 1ª diferença	-0,3445163	-6,46 [0,000]
Preço futuro em 1ª diferença	-0,0515259	1,13 [0,258]
MCE	-0,1816549	-4,54 [0,00]

FONTES DOS DADOS BRUTOS: Cooperativa Agrícola de Tupanciretã (2010).
Software Stata 10.

NOTA: O número entre colchetes é o valor de p .

5.2 Análise da eficiência do mercado futuro da soja na BM&F-Bovespa

É também imprescindível que a constante e a tendência não sejam estatisticamente significativas. Assim, na Tabela 4, é demonstrada essa verificação. Os testes quanto à significância estatística das variáveis constante e tendência devem ser feitos a partir dos valores diferenciados das variáveis.

Tabela 4

Resultados das variáveis em primeira diferença contra uma constante e a tendência nos preços à vista e futuro da soja de Tupanciretã — set./04-set./10

VARIÁVEIS	PREÇO À VISTA (1ª diferença)	
	Estimativa dos Parâmetros	Valor de <i>t</i> e de <i>p</i>
Constante	0,0005101	0,31 [0,753]
Tendência	-1,264753	-0,31 [0,753]

VARIÁVEIS	PREÇO FUTURO (1ª diferença)	
	Estimativa dos Parâmetros	Valor de <i>t</i> e de <i>p</i>
Constante	0,0002704	-0,13 [0,899]
Tendência	-0,6530268	0,13 [0,896]

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Cooperativa Agrícola de Tupanciretã (2010).
Software Stata 10.

NOTA: O número entre colchetes é o valor de *p*.

Como é possível perceber (Tabela 4), tanto a constante quanto a tendência não são estatisticamente significativas ao nível de 1%, para as ambas variáveis, em primeira diferença. Essas são insignificantes até mesmo para os mais altos níveis de confiança, o que pode ser visualizado através do valor entre colchetes, abaixo dos valores de *t*. Além disso, conforme demonstrado na seção 5.1, as séries de preços são integradas de mesma ordem $I(1)$, ou seja, possuem um componente autorregressivo $AR(1)$ estacionário, o que significa que o preço médio observado em uma semana possui relação estatisticamente significativa apenas com o preço da semana anterior.

Assim, a partir das constatações acima descritas, é possível afirmar que não há tendenciosidade na formação dos preços futuros, o que não permite rejeitar a hipótese da eficiência, nos moldes apregoados pela

teoria dos portfólios, do mercado futuro de soja da BM&F-Bovespa na formação de seus preços. Ademais, partindo desse pressuposto de eficiência do mercado, é possível passar para os cálculos da efetividade e da razão ótima de *hedge*, os quais serão efetuados nas seções subsequentes.

5.3 Cálculo da razão ótima de hedge

O cálculo da razão ótima de *hedge* será feito a partir da fórmula (5), na qual se têm estimados os coeficientes α , δ , β e γ . Como já mencionado na seção 4.3, o coeficiente δ é de especial interesse para este estudo, pois representa a razão ótima de *hedge*. Assim, na Tabela 5, são apresentados os resultados estimados.

Tabela 5

Resultado da regressão (10) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para obtenção da razão ótima de *hedge* para os preços à vista e futuro da soja de Tupanciretã — set./04-set./10

VARIÁVEIS	RAZÃO ÓTIMA DE HEDGE	
	Estimativa dos Parâmetros	Valor de <i>t</i> e de <i>p</i>
Constante (α)	0,0082516	0,1297449 [0,949]
Razão ótima (δ)	0,1396631	3,22 [0,001]
ΔP_{t-1}	-0,5093797	-9,15 [0,000]
ΔP_{t-2}	-0,1802213	-3,27 [0,001]
ΔF_{t-1}	0,1161991	2,65 [0,008]

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Cooperativa Agrícola de Tupanciretã (2010).

NOTA: 1. O número entre colchetes é o valor de *p*.

2. Como estatística F, tem-se:

$F(4, 306) = 22,94 [0,000]$

É possível averiguar que todas as variáveis, exceto a constante, são significativas a 1%. Contudo o interesse particular, conforme já ressaltado, é no coeficiente a δ (razão ótima). Esse resultado revela que, para se ter a minimização dos riscos, inerentes às oscilações nos preços da soja, é necessário que 13,97% do total de recursos possuídos pelo *hedger* sejam protegidos via operações de *hedge*.

Esses resultados demonstram que os sojicultores da região precisam direcionar uma parcela pouco expressiva de sua produção para alcançar o máximo de proteção por meio do *hedge*. Assim, dependendo

do grau de efetividade dessa operação, a mesma pode ser uma opção vantajosa para os produtores de soja de Tupanciretã.

5.4 Cálculo da efetividade do *hedge*

Definido o percentual da razão ótima de *hedge*, parte-se para o cálculo da efetividade dessas operações. A efetividade do *hedge* da soja, obtida através da equação (4), é de 22,44%. Esse valor do *hedge* se mostrou pouco efetivo como ferramenta de minimização de riscos, já que apenas 22,44% dos riscos de preço podem ser dissipados através dessas operações no mercado futuro da BM&F-Bovespa.

Ao se compararem os resultados do presente estudo com os obtidos por Silva (2001), que calculou a razão ótima e a efetividade do *hedge* para a soja em diversas regiões, dentre as quais, destaca-se o Município de Passo Fundo, por, assim como Tupanciretã, ser localizado no Estado do Rio Grande do Sul, é possível perceber que os resultados obtidos pela autora para tal região convergem com os da presente análise, já que esses obtiveram uma efetividade de 24,97%.

Além disso, cabe ainda destacar o estudo de Martins e Aguiar (2004), que também realizaram o cálculo da efetividade do *hedge* para a praça de Passo Fundo, no RS, porém, com relação à Bolsa de Chicago, e obtiveram uma efetividade média de 52,3%, demonstrando uma maior efetividade para as operações realizadas na CBOT. Entretanto é importante salientar a distinção entre os períodos abordados por tais estudos, o que dificulta a realização de tais comparações.

6 Conclusões

Para os produtores de soja de Tupanciretã, assim como para os demais sojicultores do Brasil, o gerenciamento dos riscos oriundos das oscilações nos preços da soja pode proporcionar uma expressiva diminuição dos mesmos. Nesse contexto, evidencia-se a importância da identificação de alternativas para a contenção da volatilidade dos preços da soja, dentre essas, destacam-se as operações de *hedge*.

Assim, através do presente estudo, buscou-se quantificar o nível de eficiência e a proporção ótima da soja produzida na região que deveria ser protegida por

meio das operações no mercado futuro. Para tanto, realizou-se uma variedade de testes econométricos, a partir dos quais foi possível perceber que a soja da praça de Tupanciretã possui uma efetividade relativamente baixa, cerca de 22%. Quanto à sua razão ótima, essa ficou em torno de 13%, o que leva a concluir não ser o *hedge* uma boa ferramenta de gerenciamento de riscos para os agricultores de Tupanciretã.

Todavia cabe salientar que os contratos futuros de soja negociados na BM&F levam em consideração um determinado padrão de produto, tendo por referência o Porto de Paranaguá, porém, por serem essas localidades diferentes, é importante considerar as especificidades de suas produções. Dessa forma, fatores como os custos inerentes à produção — os quais dependem de critérios como produtividade da terra, qualidade das sementes e condições edafoclimáticas —, o próprio perfil empresarial dos produtores de Tupanciretã e, até mesmo, o que diz respeito ao seu processo de formação de preços, os quais variam de acordo com a região analisada, poderiam justificar esses resultados. Além disso, as características do comportamento da base também podem influenciar tais resultados.

Entretanto a busca por respostas a essa questão foge do escopo deste trabalho. Desse modo, vê-se a necessidade de realizar um estudo mais aprofundado sobre o assunto, para, assim, poder precisar as reais causas de terem sido apurados resultados pouco expressivos.

Anexo A

Resultados dos critérios de informação de Schwarz (SBIC) para as séries de preços semanais em nível da soja de Tupanciretã — set./04-set./10

NÚMERO DE DEFASAGENS	SBIC	
	Preço à Vista	Preço Futuro
0	7,10753	7,03759
1	4,75516	5,22029
2	4,59491	5,0686
3	(1)4,58543	(1)5,04447
4	4,59882	5,04594

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Cooperativa Agrícola de Tupanciretã (2010).
Software Stata 10.

(1) Defasagem de mais alto grau significativa a 5%.

Anexo B

Resultados dos testes de existência de constante e de tendência nas séries de preços semanais em nível da soja de Tupanciretã — set./04-set./10

VARIÁVEIS	PREÇO À VISTA	
	Estimativa dos Parâmetros	Valores de t e de p
Constante	-115,114	-11,79 [0,000]
Tendência	0,0600979	15,27 [0,000]

VARIÁVEIS	PREÇO FUTURO	
	Estimativa dos Parâmetros	Valores de t e de p
Constante	-102,2661	-10,68 [0,000]
Tendência	0,0568886	14,75 [0,000]

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Cooperativa Agrícola de Tupanciretã (2010).
Software Stata 10.

NOTA: O número entre colchetes é o valor de p .

Anexo C

Resultados dos critérios de informação de Schwarz (SBIC) para as séries de preços semanais em primeira diferença da soja de Tupanciretã — set./04-set./10

NÚMERO DE DEFASAGENS	SBIC	
	Preço à Vista	Preço Futuro
0	4,76264	5,24743
1	4,58725	5,07036
2	(1)4,57443	5,03902
3	4,58624	(1)5,03709
4	4,60097	5,05356

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Cooperativa Agrícola de Tupanciretã (2010).
Software Stata 10.

(1) Defasagem de mais alto grau significativa a 5%.

Referências

ALVES, W. B. **Análise da efetividade e da razão ótima do hedge do boi gordo e do cross-hedge do bezerro**. 2010. 53. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Ciências Econômicas) — Departamento de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2010.

BOLSA DE MERCADORIAS & FUTUROS (BM&F). 2010. Disponível em:
<<http://www.bmfbovespa.com.br>>. Acesso em: 20 out. 2010.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC). **Anuário Estatístico 2006**. Brasília: MDIC, 2006. Disponível em:
<<http://www.mdic.gov.br/sitio>>. Acesso em: 20 out. 2010.

CHIODI, L. *et al.* Análise da efetividade de *hedging* com os contratos futuros de soja na BM&F e CBOT. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 43., 2005, Ribeirão Preto. **Anais...** Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2005. p. 12.

COOPERATIVA AGRÍCOLA DE TUPANCIRETÃ — AGROPAN. 2010. Disponível em:
<<http://www.agropan.coop.br>>. Acesso em: 20 out. 2010.

EDERINGTON, L. H. The hedging performance of the new futures markets. **Journal of Finance**, Berkeley, v. 34, n. 1, p. 157-170, Mar 1979.

GONÇALVES, D. F. *et al.* Co-integração, causalidade e efetividade do *hedge* para preços do contrato de boi gordo para noroeste do Paraná. **Informe Gepec**, Toledo, v. 12, n.1, p. 11-25, jan./jun. 2008.

GRANGER, C. W. J. Developments in the study of co-integrated economic variables. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 48, n.3, p 213-228, Apr 1986.

HULL, J. **Fundamentos dos mercados futuros e de opções**. 5. ed. São Paulo: BM&F, 2004.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA — IBGE. **IBGE Cidades — Lavoura Temporária**. 2009. Disponível em:
<<http://www.ibge.gov.br/cidadesat/topwindow.htm?1>>. Acesso em: 20 out. 2010.

MARGARIDO, M. A. Teste de co-integração de Johansen utilizando o SAS. **Agricultura de São Paulo**, São Paulo, v. 51, n. 1, p. 87-101, jan./jun. 2004.

MARKOWITZ, H. M. "Portfolio selection". **The Journal of Finance**, Berkeley, v. 7, n. 1, p. 77-91, Mar 1952.

MARTINS, A. G.; AGUIAR, D. R. D. Efetividade do *hedge* de soja em grão com contratos futuros de diferentes vencimentos na Chicago Board of Trade. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, MG, v. 2, n. 4, p. 449-472, nov. 2004.

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

NOGUEIRA, F. T. P.; AGUIAR, D. R. D.; LIMA, J. E.. Efetividade do hedge no mercado brasileiro de café arábica. **Resenha BM&F**, São Paulo, n. 150, p. 78-88, jan. 2002.

OLIVEIRA NETO, O. J.; FIGUEIREDO, R. S. Efetividade das operações de *hedge* do boi gordo no mercado futuro da BM&F para o Estado de Goiás. **Conjuntura Econômica Goiana**, Goiás, v. 12, p. 73-86, dez. 2009.

SANTOS, M. P.; BOTELHO FILHO, F. B.; ROCHA, C. H. *Hedge* de mínima variância na BM&F para soja em grãos no Centro-Oeste. **Sociedade e Desenvolvimento Rural**, Brasília, v. 2, n. 1, p. 203-212, jan./jun. 2008.

SILVA, A. R. O. **A efetividade do *hedge* e do *cross-hedge* de contratos futuros para soja e derivados**. 2001. 76. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) — Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2001.

TONIN, J. M.; BRAGA, M. J.; COELHO, A. B. Efetividade de *hedge* do milho com contratos futuros da BM&F: uma aplicação para a região de Maringá, PR. **Revista de Economia**, Curitiba, v. 35, n. 1, p. 117-142, jan./abril. 2009.