

**Universidade de São Paulo  
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Gestão estratégica da produção de soja em Mato Grosso com o uso dos  
mercados futuros e de opções**

**Waldemar Antonio da Rocha de Souza**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em  
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

Piracicaba  
2010

**Waldemar Antonio da Rocha de Souza**  
**Bacharel em Ciências Econômicas**

**Gestão estratégica da produção de soja em Mato Grosso com o uso dos mercados futuros e de opções**

Orientador:  
Prof. Dr. **JOÃO GOMES MARTINES FILHO**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em  
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

Piracicaba  
2010

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação  
DIVISÃO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - ESALQ/USP**

Souza, Waldemar Antonio da Rocha de  
Gestão estratégica da produção de soja em Mato Grosso com o uso dos mercados  
futuros e de opções / Waldemar Antonio da Rocha de Souza. - - Piracicaba, 2010.  
132 p. : il.

Tese (Doutorado) - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2010.

1. Administração estratégica 2. Bolsa de Mercadorias 3. Hedging (finanças) 4. Mercado futuro 5. Opções financeiras 6. Preço 7. Soja - Produção I. Título

CDD 338.17334  
S729g

**"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor"**



*“The set and whirl of the Pit made itself felt and spread and spread and spread till grain in the elevators of Western Iowa moved and stirred and answered to its centripetal force.”*

Frank Norris, THE PIT, 1903

(O conjunto e força do Pregão era sentido e se espalhava e espalhava e espalhava até os grãos nos silos de Iowa Ocidental se moverem e misturarem e responderem à sua força centrípeta)



Ofereço este trabalho para a minha  
querida mãe, Maria Florinda, pelo  
imenso amor e contínuo apoio.





## AGRADECIMENTOS

Sou imensamente grato a Deus pela condução da minha vida e realização desse grande desejo.

Ao meu orientador, Prof. João Gomes Martines Filho, pela amizade, incentivo e paciência. Ao Prof. Pedro Valentim Marques pela amizade e apoio. Aos professores da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” - ESALQ, Prof. Pedro Carvalho de Mello, Prof. Carlos Bacha, Profa. Ana Lucia Kassouf, Prof. J. Vicente Caixeta Filho, Prof. Ricardo Shiota, Prof. Roberto Souza Lima, Prof. Fernando Peres, Prof. Joaquim Bento, Prof. Geraldo Barros, Profa. Marcia Azanha, Prof. Vitor Ozaki, muito obrigado pelo apoio. Para Maielli, indispensável, meu muito obrigado. Para Cida e Julio, a eterna gratidão. Aos demais funcionários do Departamento de Economia, Administração e Sociologia, Helena, Silvana, Marcia, Andre, Tiago, Paula, Cristiane e demais, o meu muito obrigado, a ESALQ tornou-se o meu segundo lar.

Aos Professores do Department of Agriculture and Consumer Economics, da University of Illinois at Urbana-Champaign - ACE/UIUC: Scott Irwin, orientador no doutorado SANDWICH, Phillip Garcia, Peter Goldsmith, Maddu Khanna e Hayri Ornal o meu agradecimento pelo apoio e incentivo. Aos amigos Donald e Nancy Uchtmann, Peter Koziara, Christopher Schockley, Di Yang, Fang Ting, Renato Rasmussen, Gustavo Morales, família Dettmann, Craig Haugaard, Matt Englund, Prof. Randall Fortenbery, Prof. Fabio Mattos, Marin Bozic, Kishore Joseph, dentre inúmeros, a minha gratidão por tornar todo o processo mais enriquecedor. Agradeço especialmente ao Office for Futures and Options Research - OFOR, da UIUC, o CME Group, a South Dakota Wheat Growers - SDWG e o Renk Agribusiness Institute-Univ. of Wisconsin-Madison, pelas incríveis oportunidades de novos conhecimentos sobre os mercados futuros e de opções.

Aos colegas do Departamento de Administração, da Universidade Federal do Amazonas - UFAM, pela colaboração para tornar o sonho realidade. Aos colegas da pós-graduação da ESALQ: Caldarelli, Maria, Priscila, Vanclei, Luiza, Yuri, dentre outros, sou grato pela convivência e conversas construtivas. À Fundação de Amparo às Pesquisas do Estado do Amazonas - FAPEAM pelo apoio financeiro, com especiais agradecimentos para Srs. Nelise Galvão e Danilo Areosa.

À minha mãe, Maria Florinda, ao meu irmão Ricardo Augusto, minha tia Eunice Maria, eterna gratidão pelo apoio. Para minha querida filha Christiane com amor. A Robinho, Clécia, Isabelle, Ingrid, Clei, Tios Marly e Renato Chamma, primos João, Renatinho, Hissa, Larissa e Vera, Tios Julio, J. Maria e Carlos Souza e Tia Marlene Souza e famílias, muito grato. A Eduardo Caramatti obrigado pela amizade e apoio.

## SUMÁRIO

RESUMO .....	13
ABSTRACT .....	15
1 INTRODUÇÃO.....	17
Referências .....	19
2 O USO DA ESTRUTURA A TERMO DAS VOLATILIDADES IMPLÍCITAS FUTURAS DAS OPÇÕES DE SOJA DO CME GROUP PARA PREVISÕES DA VOLATILIDADE E DOS PREÇOS A VISTA EM MATO GROSSO .....	21
Resumo .....	21
Abstract.....	21
2.1 Introdução.....	22
2.2 Revisão bibliográfica.....	23
2.3 Referencial metodológico e dados.....	30
2.3.1 Relação entre os preços a vista e futuros.....	31
2.3.2 Previsões da base .....	32
2.3.3 Previsões dos preços futuros.....	34
2.3.3.1 Previsão da volatilidade dos preços futuros .....	37
2.3.3.2 Modelo de Black (1976) para a precificação de opções sobre contratos futuros de <i>commodities</i> .....	38
2.3.3.3 Extração da volatilidade implícita das opções.....	39
2.3.4 Equação final para a estimação intervalar do nível dos preços a vista.....	40
2.3.5 Intervalos temporais para as previsões da volatilidade .....	41
2.3.5.1 Construção dos intervalos de tempo para a estrutura a termo das volatilidades implícitas futuras das opções de soja do CME GROUP .....	41
2.3.5.2 Construção dos intervalos de tempo para a volatilidade e o nível dos preços realizados do mercado a vista de soja de Rondonópolis (MT).....	43
2.3.5.2.1 Intervalos de curto prazo .....	44
2.3.5.2.2 Intervalos de longo prazo .....	44
2.3.7 Avaliação das previsões.....	46
2.3.7.1 Avaliação das previsões de curto prazo do nível dos preços.....	46
2.3.7.2 Avaliação das previsões de longo prazo do nível dos preços.....	47

2.3.7.3 Avaliação das previsões de curto e longo prazo da volatilidade realizada .....	47
2.3.7.4 Previsões comparativas .....	48
2.3.8. Dados utilizados .....	48
2.3.8.1 A série dos preços a vista da soja em Rondonópolis (MT).....	48
2.3.8.2 A série dos preços futuros dos contratos de soja do CME GROUP .....	49
2.3.8.3 Os prêmios das opções sobre os contratos futuros de soja do CME GROUP .....	51
2.3.8.4 A taxa de venda do dólar americano .....	52
2.3.9 Os períodos de previsão .....	53
2.4 Resultados e discussão .....	53
2.4.1 As séries de preços a vista e futuros de soja .....	53
2.4.2 Previsões da base .....	55
2.4.3 O cálculo da volatilidade dos preços futuros ( $\sigma_F^2$ ).....	57
2.4.3.1 $\sigma_F^2$ de curto prazo .....	57
2.4.3.2 $\sigma_F^2$ de longo prazo .....	61
2.4.4 Os intervalos de confiança empíricos para a estimativa dos preços a vista.....	65
2.4.4.1 Intervalos de confiança empíricos para a estimativa de curto prazo dos preços a vista ...	65
2.4.4.2 Intervalos de confiança empíricos para a estimativa de longo prazo dos preços a vista ..	69
2.5 Resumo e conclusões .....	74
Referências.....	75
3 O <i>HEDGE</i> SIMULTÂNEO DOS RISCOS DE PREÇO E DE CÂMBIO DA PRODUÇÃO DE SOJA EM MATO GROSSO UTILIZANDO CONTRATOS DA BOVESPA-BM&F .....	79
Resumo.....	79
Abstract .....	79
3.1 Introdução .....	79
3.2 Revisão bibliográfica .....	81
3.3 Referencial metodológico e dados .....	87
3.3.1 O modelo.....	87
3.3.2 Valores do <i>hedge</i> e da redução de risco.....	91
3.3.3 O uso dos contratos futuros de preços e cambial .....	91
3.3.4 Estratégias de <i>hedge</i> e resultados probabilísticos .....	93

3.3.5 Dados utilizados .....	93
3.4 Resultados e discussão .....	94
3.4.1 Estatísticas dos dados utilizados nas análises empíricas .....	94
3.4.2 Matriz de variância e covariância utilizada no cálculo dos níveis de <i>hedge</i> e redução de risco .....	97
3.4.3 Níveis de <i>hedge</i> de variância mínima e reduções de risco (variância) .....	98
3.4.4 Simulações de Monte Carlo .....	99
3.4.5 Conclusões .....	101
Referências .....	102
APÊNDICES .....	105



## RESUMO

### **Gestão estratégica da produção de soja em Mato Grosso com o uso dos mercados futuros e de opções**

O objetivo desta tese foi avaliar algumas abordagens para utilizar os mercados futuros e de opções no Brasil e no exterior como ferramentas para gestão estratégica da produção de soja em Mato Grosso. Apresentam-se duas linhas de trabalho na pesquisa. Na primeira, a estrutura a termo das opções com vencimento futuro negociadas no CME Group foi obtida para efetuar previsões da volatilidade e do nível de preços realizados, no curto e longo prazo, para os preços a vista da soja negociada em Rondonópolis (MT). Através da extração da volatilidade implícita do modelo de Black (1976) para precificação de opções de commodities, decompôs-se a variância da volatilidade em intervalos conhecidos e não conhecidos, para os quais se fez previsões de curto e longo prazo. Usou-se também a volatilidade implícita como parâmetro numa equação de intervalos de confiança empíricos para a estimação do nível de preços, no curto e longo prazo. Os testes de eficiência preditiva indicaram que as previsões da volatilidade realizada com base na volatilidade implícita têm maior grau de eficiência no curto prazo, enquanto as previsões dos níveis de preço são mais eficientes no longo prazo. Pode-se atribuir os resultados às características intrínsecas da série de preços da soja, em particular a tendência de reversão à média e o agrupamento de volatilidades. Na segunda abordagem, a decisão de *hedge* simultâneo dos produtores de soja de Mato Grosso com contratos futuros de preço e taxa de câmbio da BOVESPA-BM&F foi analisada. Um modelo de *hedge* simultâneo do risco de preços e taxa de câmbio foi obtido e as eficiências de diferentes estratégias de *hedge* foram calculadas. As principais conclusões foram que o *hedge* simultâneo de risco de preços e taxa de câmbio reduz mais o risco da receita total do que apenas o *hedge* de preços. A mitigação do risco de taxa de câmbio em conjunto com o de preços é fundamental para uma gestão estratégica dos exportadores de commodities.

Palavras-chave: Soja; Estrutura a termo de volatilidade implícita de opções; Volatilidade implícita; Previsões de volatilidade e preços; Hedge simultâneo de risco de preços e cambial





## **ABSTRACT**

### **Strategic management of the soybean production in Mato Grosso using the futures and options markets**

This dissertation objective was the evaluation of some approaches to use the Brazilian and foreign futures and options markets as a strategic management mechanism for the soybean production in Mato Grosso. Two research topics are presented. In the first, the term structure of options with future maturities traded at the CME Group was obtained to make realized volatility and price level short and long term forecasts of the soybeans spot prices traded in Rondonopolis (MT). By extracting the implied volatility using the Black (1976) model for commodities option pricing, the volatility variance is decomposed in known and unknown intervals, for which predictions of short and long term values were made. Also the implied volatility was used as a parameter in an equation of the empirical confidence intervals for the estimation of the price level in the short and long term. Predictive efficiency tests indicated that the forecasts of realized volatility based on implied volatility show a greater degree of efficiency in the short term, while estimates of price levels are more efficient in the long term. These results can be assigned to the intrinsic characteristics of the soybean price series, in particular its tendency for mean reversion and volatility clustering. In the second essay, the joint hedging decision of the soybean producers of Mato Grosso with price and exchange rate futures contracts of BOVESPA-BM&F was analyzed. A simultaneous price and exchange risk hedging model was obtained and the efficiencies of different hedging strategies was calculated. The main findings were that the simultaneous hedging of price and exchange rate risk reduce more revenue risk than hedging with price futures only. The exchange risk jointly with price risk offset is key for a strategic management of commodities exporters.

**Keywords:** Soybeans; Term structure of options implied volatility; Prevision of volatility and prices; Simultaneous price and exchange rate risk



## 1 INTRODUÇÃO

A produção de soja adquiriu crescente importância no agronegócio brasileiro, destacando-se como a principal *commodity* exportada pelo país, significando um item relevante da balança comercial. O Estado de Mato Grosso, em particular, responde pela maior parcela da produção do grão em nível nacional, situação que tende a aumentar devido à disponibilidade de terras naquele estado *vis-à-vis* as demais áreas produtoras (BRASIL, 2007).

O aumento expressivo da produção da soja em Mato Grosso (MT) ocasionou diversos impactos econômicos que necessitam de adequada análise e equacionamento, a fim de otimizar a alocação dos recursos, aumentar a eficiência dos processos produtivos e melhorar as decisões de comercialização e *hedge*, dentre outros.

Nesse contexto os mercados futuros e de opções, no Brasil e no exterior, particularmente nos Estados Unidos, podem ser usados como instrumentos de aumento da eficiência informacional e alocativa para os produtores de soja de MT, através das inúmeras alternativas de engenharia financeira disponibilizadas pelas bolsas de mercadorias e futuros para mitigar os riscos de preços e volatilidade de receitas. Ressaltam-se o uso de informações extraídas dos mercados de opções (BLACK, 1976; GARDNER, 1977) e as operações de *hedge* com contratos futuros e de opções (MARQUES; MELLO; MARTINES FILHO, 2008; LEUTHOLD; JUNKUS; CORDIER, 1989).

Com efeito, uma das principais funções das instituições financeiras é a de atuar como intermediárias na minimização dos riscos dos agentes engajados em atividades produtivas. Como exemplo, tem-se a demanda por *hedge* contra a volatilidade assimétrica de preços e taxas de câmbio por parte de produtores e compradores de *commodities*.

O papel econômico dos mercados financeiros é então o de estruturar um ou mais ativos com essas características, atribuindo-lhes um preço “justo”, negociando-os com os tomadores. Tais ativos serão caracterizados como “derivativos”, ou seja, seu comportamento está baseado no desempenho de outros ativos subjacentes. Um mercado “eficiente” caracteriza-se pela ampla disponibilidade de ativos para *hedge* de riscos a preços justos, negociados em geral através de mercados organizados, as bolsas de mercadorias e futuros.

Assim, devido à estratégica participação da produção de soja em Mato Grosso no contexto brasileiro e, em particular, sobre a balança comercial do país, necessita-se parametrizar as

decisões alocativas de produção, comercialização e *hedge* a partir de informações disponíveis nos mercados financeiros organizados, destacando-se os mercados futuros e de opções, no Brasil e nos EUA.

O presente trabalho aborda essa temática, sendo organizado em duas seções distintas, dispostas sob a forma de dois artigos científicos. No primeiro, conforme as abordagens de Egelkraut e Garcia (2006) e Egelkraut, Garcia e Sherrick (2007), o conteúdo informacional da estrutura a termo das volatilidades implícitas futuras de opções de soja da Chicago Mercantile Exchange - CME foi usado para se obter previsões das trajetórias do nível e da volatilidade dos preços a vista da *commodity* no mercado de MT.

Com efeito, os preços das opções contêm informações sobre a volatilidade futura do ativo subjacente. As previsões de volatilidade obtidas a partir dos prêmios das opções podem ser interpretadas como a volatilidade esperada até o vencimento dos contratos futuros. Através da vinculação teórica entre as volatilidades implícitas e o mercado a vista, pode-se obter previsões sobre o regime de mercado existente em períodos distintos do tempo.

Os dados de previsão de volatilidade realizada do mercado a vista servem como *input* informacional para a interpretação dos padrões futuros da volatilidade pelos participantes do mercado, que serão utilizados para a determinação das taxas efetivas de *hedge*, para análise de custos relativos e de riscos de *hedge* em diferentes períodos, dentre outros.

O aumento da volatilidade incrementa a frequência das chamadas de margens, colocando em risco a riqueza dos agentes. Pode-se adicionalmente determinar a parcela do portfólio consistente com as preferências por risco, o *timing* ótimo de comercialização da produção e a precificação correta dos ativos derivativos correlatos, os contratos futuros e de opções.

No segundo artigo analisa-se o *hedge* simultâneo dos riscos de preço e cambial da produção de soja em MT, utilizando contratos futuros da BOVESPA-BM&F, adaptando-se a metodologia de Nayak e Turvey (2000).

As principais razões para efetuar *hedge* são: i. facilitar as decisões de compra e venda; ii. dar maior liberdade para as atividades empresariais, permitindo a trava de preços finais e a cobertura dos custos; iii. proporcionar uma base confiável para armazenagem de excessos de estoques de *commodities*; e, iv. reduzir os riscos empresariais. As decisões de *hedge* não se diferenciam das decisões de investimento, ponderando-se a melhor combinação de risco e

retorno. Mesmo agentes totalmente avessos ao risco fazem *hedge* inferior à unidade (WORKING, 1953; EDERINGTON, 1979).

A introdução da simultaneidade de *hedge* de riscos de preço e de câmbio proporciona melhoria no *hedge* agregado dos agentes, comparativamente à única posição isolada de *hedge* do risco de preço. O *hedge* de preços minimiza o risco dos preços futuros, enquanto o *hedge* de câmbio reduz o risco de exposição em moeda estrangeira no futuro. Portanto o *hedge* simultâneo de preços e de câmbio melhora a renda agregada obtida pelos tomadores, particularmente os dependentes de receita em moeda estrangeira, como os produtores de soja de MT.

Desenvolveu-se um modelo para *hedge* simultâneo ótimo de preços e cambial, testando-se diversas estratégias alternativas de *hedge*, utilizando-se de contratos futuros de preços de soja e de taxa de câmbio negociados na BOVESPA-BM&F.

As previsões das volatilidades de curto prazo com base nas volatilidades implícitas das opções são eficientes, bem como o intervalo de confiança empírico dos preços de longo prazo, tratados no primeiro artigo. Ocorre forte redução do risco agregado ao se efetuar o *hedge* simultâneo do risco de preços e de câmbio, abordado no segundo artigo.

Ambos os artigos desenvolvidos permitem obter informações de mercado, no caso da volatilidade implícita da estrutura a termo das opções de soja, tratada no primeiro trabalho, utilizando essa parametrização para a calibragem de níveis de *hedge* simultâneo de preços e de câmbio, avaliado no segundo artigo. As metodologias podem ser aplicadas a outros mercados agropecuários, em diferentes culturas e locais geográficos.

## Referências

BLACK, F. Studies of stock price volatility changes. In: MEETINGS OF THE AMERICAN STATISTICAL ASSOCIATION, 1976, Washington. **Proceedings of the 1976 Meetings of the American Statistical Association, Business and Economics Statistics Section**. Washington: American Statistical Association, 1976. p. 177–181.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Cadeia produtiva da soja**. Brasília: IICA/MAPA/SPA, 2007. 116 p.

EDERINGTON, L. The hedging performance of the new futures markets. **Journal of Finance**. Chicago, v. 34, n. 1, p. 157–170, 1979.

EGELKRAUT, T.E.; GARCIA, P.; SHERRICK, B.J. The term structures of implied forward volatility: recovery and informational content in the corn options market. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 89, n. 1, p. 1-11, 2007.

EGELKRAUT, T.M.; GARCIA, P. Intermediate volatility forecasts using implied forward volatility: the performance of selected agricultural commodity options. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, Laramie, v. 31, n. 3, p. 508-528, 2006.

GARDNER, B.L. Commodity options for agriculture. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 59, n. 5, p. 986-992, 1977.

LEUTHOLD, R.M.; JUNKUS, J.C.; CORDIER, J.E. 1989. **The theory and practice of futures markets**. Toronto: Lexington Books, 1989. 410 p.

MARQUES, P.V.; MELLO, P.C.; MARTINES FILHO, J.G. **Mercados futuros e de opções agropecuárias: exemplos e aplicações para os mercados brasileiros**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2008. 223 p.

NAYAK, G.N.; TURVEY, C.G. The simultaneous hedging of price risk, crop Yield Risk and Currency Risk. **Canadian Journal of Agricultural Economics**, Victoria, v. 48, n. 2, p. 123-140, 2000.

WORKING, H. Hedging reconsidered. **Journal of Farm Economics**, Menasha, v. 35, n. 4, p. 544-61, 1953.

## **2 O USO DA ESTRUTURA A TERMO DAS VOLATILIDADES IMPLÍCITAS FUTURAS DAS OPÇÕES DE SOJA DO CME GROUP PARA PREVISÕES DA VOLATILIDADE E DOS PREÇOS A VISTA EM MATO GROSSO**

### **Resumo**

A estrutura a termo das opções com vencimento futuro negociadas no CME GROUP foi obtida para efetuar previsões da volatilidade e do nível de preços realizados, no curto e longo prazo, para os preços a vista da soja negociada em Rondonópolis (MT). Através da extração da volatilidade implícita do modelo de Black (1976) para precificação de opções de commodities, decompôs-se a variância da volatilidade em intervalos conhecidos e não conhecidos, para os quais se fez previsões de curto e longo prazo. Usou-se também a volatilidade implícita como parâmetro numa equação de intervalos de confiança empíricos para a estimação do nível de preços, no curto e longo prazo. Os testes de eficiência preditiva indicaram que as previsões da volatilidade realizada com base na volatilidade implícita têm maior grau de eficiência no curto prazo, enquanto as previsões dos níveis de preço são mais eficientes no longo prazo. Pode-se atribuir os resultados às características intrínsecas da série de preços da soja, em particular a tendência de reversão à média e o agrupamento de volatilidades.

Palavras-chave: Mato Grosso; Soja; Estrutura a termo de volatilidade implícita; Previsões de volatilidade e preços; Mercado de opções

### **Abstract**

The term structure of options with future maturities traded at the CME GROUP was obtained to make realized volatility and price level short and long term forecasts of the soybeans spot prices traded in Rondonópolis (MT). By extracting the implied volatility using the Black (1976) model for commodities option pricing, the volatility variance is decomposed in known and unknown intervals, for which predictions of short and long term values were made. Also the implied volatility was used as a parameter in an equation of the empirical confidence intervals for the estimation of the price level in the short and long term. Predictive efficiency tests indicated that the forecasts of realized volatility based on implied volatility show a greater degree of efficiency in the short term, while estimates of price levels are more efficient in the long term. These results can be assigned to the intrinsic characteristics of the soybean price series, in particular its tendency for mean reversion and volatility clustering.

Keywords: Mato Grosso; Soybeans; Term structure of implied volatility; Previsions of volatility and prices; Options markets

## 2.1 Introdução

Utiliza-se o conteúdo informacional da estrutura a termo das volatilidades implícitas das opções de soja do CME GROUP para efetuar previsões do valor futuro e da volatilidade dos preços a vista no mercado de Rondonópolis (MT), avaliando a eficiência preditiva das informações.

Os preços das opções contêm informações sobre a volatilidade futura do ativo subjacente. As previsões de volatilidade obtidas a partir dos prêmios das opções podem ser interpretadas como sendo as volatilidades esperadas pelo mercado até a data de vencimento dos contratos futuros. Portanto, através da vinculação teórica entre as volatilidades implícitas e o mercado a vista, pode-se fazer previsões sobre o regime de mercado existente em períodos distintos do tempo e inferências sobre a trajetória da volatilidade e do nível dos preços a vista.

Os dados obtidos servirão como *input* informacional para a interpretação dos padrões futuros e preços e da volatilidade realizada pelos diversos participantes do mercado, sendo utilizados para determinar as taxas efetivas de *hedge* e analisar os custos de transação e riscos de *hedge* em diferentes períodos, dentre outros itens.

Também, possibilitam avaliar a parcela do portfólio do agente individual consistente com as suas preferências por risco, bem como para a efetiva comercialização da produção, além de promover a precificação correta dos ativos derivativos, por exemplo, o aumento da volatilidade pode incrementar a frequência das chamadas de margens, colocando em risco o patrimônio dos agentes.

Os mercados futuros são eficientes e os preços futuros incorporam todas as informações disponíveis sobre o preço futuro da *commodity* no mercado a vista. Os investidores reagem rapidamente às informações recebidas, dinâmica também refletida na reação dos preços.

O maior benefício econômico dos mercados futuros é a identificação dos padrões dos preços para a tomada de decisões de produção, armazenamento e produção por parte dos agentes, mesmo que não participem naqueles mercados (BLACK, 1976).

O conhecimento da volatilidade dos preços a vista em diversos ciclos da safra de soja em Mato Grosso possibilitará aos produtores, tomadores de *hedge* e demais agentes de mercado fazer



previsões sobre a dinâmica futura dos preços e volatilidades para as decisões de plantio, comercialização, armazenagem, cronogramas de investimento, calibragem de *hedge* de preços, de taxa de câmbio, de produtividade, bem como para sinalizações de stress dos preços de mercado.

A questão de pesquisa deste artigo é a avaliação da eficiência das previsões de curto e de longo prazo dos níveis realizados de volatilidades e dos preços a vista da soja em Mato Grosso com base na estrutura a termo das volatilidades implícitas futuras das opções de soja negociadas no CME GROUP.

As seguintes perguntas de análise (*survey questions*) serão exploradas: i. qual é a vinculação teórica entre a volatilidade implícita (VI) das opções e as variáveis volatilidade realizada e nível de preços para o mercado a vista de *commodities* agrícolas; ii. como obter empiricamente a estrutura a termo das volatilidades implícitas futuras das opções de soja do CME GROUP, utilizando-a para a previsão de volatilidade e do nível dos preços a vista de *commodities* agrícolas, e, iii. quais os graus de eficiência das previsões de volatilidade e do nível dos preços da soja no mercado a vista em Mato Grosso, em diferentes periodicidades, obtidas a partir do conteúdo informacional da estrutura a termo das VI das opções do CME GROUP.

Os resultados do trabalho contribuem para a compreensão da vinculação teórica entre a VI e o mercado a vista de *commodities* sazonais armazenáveis, inexistente no arcabouço teórico atual, além da aplicação do conteúdo informacional da estrutura a termo da VI de opções negociadas no CME GROUP para previsões de preços a vista da soja no Brasil. Ambos os tópicos, na forma abordada, são inéditos na literatura acadêmica.

## **2.2 Revisão bibliográfica**

A literatura acadêmica sobre a estrutura a termo de volatilidade implícita futura de opções de *commodities* agrícolas é escassa, particularmente para períodos mais longos. A maioria das pesquisas sobre o assunto utiliza parametrizações de séries temporais, eficientes apenas em horizontes temporais curtos.

Em trabalho pioneiro, Gardner (1977) avaliou os benefícios potenciais das operações com opções de *commodities* agrícolas em três áreas: i. a administração de risco por produtores agrícolas; ii. a operacionalização e funcionamento do mercado de *commodities*; e, iii. a

administração de políticas públicas para produtos agrícolas. As opções permitem uma administração de risco mais flexível do que os contratos futuros e a termo, são mais vantajosas para os especuladores, melhoram o mercado do ativo subjacente e geram informações sobre a distribuição de preços de mercado, não obtidas a partir dos preços futuros, de grande utilidade para os setores públicos e privados. Finalmente, melhoram os custos fiscais de programas de renda agrícola, ao fazer *hedge* da volatilidade dos preços.

Fama (1984) propôs abordagem para medir as informações das taxas a termos sobre prêmios e taxas *spot* futuras, como previsores das taxas futuras das Treasury Bills - T-Bills, através de modelos lineares aplicados sobre os prêmios futuros e diferenças entre as taxas a termo, *spot* e *spreads* presentes e futuros. Utilizou os preços médios mensais das ofertas de compra e venda (*bid* e *ask*) das T-Bills no período 1959 a 1982, concluindo que a estrutura a termo das T-Bills tem poder de previsão dos preços a vista nos períodos de um a cinco meses a frente, evidenciando previsões temporais confiáveis dos níveis de prêmios esperados.

A volatilidade futura é normalmente estimada usando-se métodos avaliativos *ex-ante* ou *ex-post*. Como exemplo de metodologia *ex-post*, tem-se as estimativas de volatilidades de séries temporais usando-se algumas métricas, como o desvio padrão dos retornos dos ativos financeiros e modelos do tipo ARCH e de volatilidade estocástica, que possuem elevado grau de acerto de previsões para a volatilidade realizada de curto prazo.

Nesse sentido, Andersen e Bollerslev (1998), utilizando dados de alta frequência de taxas de câmbio, com periodicidade de cinco minutos, calcularam as volatilidades diárias e intra-diárias com modelo do tipo GARCH, encontrando boas previsões *ex-post*, com redução de ruídos e aumento da estacionariedade temporal.

Em seu trabalho de revisão bibliográfica, Poon e Granger (2003) avaliaram a literatura existente sobre metodologias de previsão de volatilidade, através da revisão metodológica e empírica de 93 artigos científicos sobre o assunto, detalhando o arcabouço literário completo e efetuando recomendações práticas e para futuras pesquisas.

Usando definições e medidas de volatilidades, esclareceram os fatores de horizonte de previsão e frequência de dados, avaliando os modelos que utilizam a volatilidade histórica, os métodos GARCH, a volatilidade implícita, obtida a partir do modelo Black-Scholes e a volatilidade estocástica. Concluíram que a volatilidade implícita, obtida a partir do modelo

Black-Scholes e as suas derivações, fornece as melhores previsões, seguida pela volatilidade histórica e pelos modelos GARCH.

A análise das conclusões de pesquisas feitas sobre a capacidade dos mercados futuros como instrumentos de previsões de preços foi feita por Tomek (1997), através de um modelo formal para avaliar o nível de preço e da base para grãos, incluindo metodologias econométricas.

Concluiu que os preços dos contratos futuros podem prever os preços dos meses de vencimento dos contratos, sendo difícil para os métodos de séries temporais melhorarem as previsões, pois desconsideram mudanças de regime, outliers e séries de preços não-estacionárias. Entretanto, ocorrem diferenças no poder de previsão entre os tipos de mercados, devido à disponibilidade de informações, o processo de geração de dados para os preços das *commodities* agrícolas e a capacidade de acesso a mais informações detidas por algumas firmas.

Para as previsões de longo prazo usa-se geralmente a média não-condicional. Utilizando modelagem ARCH-GARCH e dados trimestrais, Holt e Moschini (1992) avaliaram alternativas de modelagem de resposta ao risco no mercado de suínos, concluindo que o prêmio de risco marginal sinaliza pequenos afastamentos da precificação através do custo marginal, dependendo também do período amostral usado.

Day e Lewis (1993) examinaram o conteúdo informacional de estimativas *ex-ante* de previsões da volatilidade implícita das opções de compra do índice SP-100, através de modelos GARCH/EGARCH. As estimativas das volatilidades refletem incrementos informacionais das volatilidades implícitas inexistindo, porém, robustez nas previsões.

Em Christoffersen e Diebold (2000) foi proposta uma metodologia para estimar e inferir os padrões de previsibilidade de volatilidade diretamente dos retornos observados em diversos horizontes, sem condicionamento a nenhum tipo de modelo, para os mercados de ações, de taxas de câmbio e de títulos, num horizonte variando de um a vinte pregões, através de testes de calibragem condicional dos intervalos de previsão, obtendo-se as medidas naturais e complementares da potência das previsões.

Concluíram que, se o horizonte temporal for superior a dez ou vinte dias, dependendo da classe do ativo, as previsões de volatilidade não têm muita importância, contrariando o paradigma que supõe a alta previsibilidade da variável. A previsão é melhorada conforme o intervalo temporal da amostra, se usados dados de alta frequência ou não, bem como pela adoção da métrica de volatilidade realizada.

As estimativas *ex-ante* calculam a volatilidade futura pela volatilidade implícita obtida dos prêmios de opções negociadas, invertendo um modelo teórico de precificação de opções, como o Black-Scholes, por exemplo. Uma vez que os participantes do mercado incorporam todas as informações históricas disponíveis no preço das opções, a previsão das volatilidades, obtidas pelos modelos *ex-ante*, deverá proporcionar melhores resultados que os modelos *ex-post*.

Com os dados das opções do S&P 100, Christensen e Prabhala (1998) calcularam a volatilidade implícita, examinando a sua relação com a volatilidade realizada subsequente. Concluíram que a volatilidade implícita é um previsor com menor viés e maior eficiência da volatilidade futura, comparativamente à volatilidade histórica. A volatilidade implícita das opções *at-the-money*, cujo preço de exercício é quase igual ao preço a vista do ativo subjacente, gera boas previsões da volatilidade futura, usando-se um conjunto parcimonioso de variáveis de informação do mercado.

Em Fleming (1998) foi feito um novo exame da qualidade preditiva da volatilidade implícita das opções do S&P 100, aplicando-se o método dos momentos generalizados sobre as volatilidades implícitas, obtidas pela fórmula Black-Scholes, e as realizadas, com dados dos preços diários das opções, em observações superpostas. Concluiu que se pode usar empiricamente a volatilidade implícita como *proxy* da condicional, identificando-a com o sentimento de mercado.

Os métodos *ex-ante* são baseados nos modelos teóricos de precificação originados do modelo Black-Scholes (1973), desenvolvido em seu artigo, onde derivam o modelo teórico para os preços de opções européias de compra e venda. Uma das hipóteses básicas é que a volatilidade do ativo subjacente é constante no período de duração da opção. Porém, diversas pesquisas demonstram que a volatilidade dos retornos dos ativos varia no tempo.

A influência da volatilidade implícita das opções no preço das ações foi analisada por Poterba e Summers (1986), utilizando dados do SP Composite Index e das opções sobre o índice, obtendo a volatilidade implícita pela inversão da fórmula Black-Scholes. Os resultados mostraram que os choques na volatilidade das ações não persistem e períodos de aumento de incerteza, com variações na volatilidade, não explicam as mudanças nos níveis de preços do mercado acionário.

A incorporação da variação temporal da volatilidade no modelo Black-Scholes foi generalizada por Merton (1973). A avaliação de formas alternativas de processos estocásticos na

precificação de opções foi investigada por Cox e Ross (1976), resultando em novos modelos usando equações diferenciais estocásticas, incorporando processos de pulso (*jump*) e difusão, obtendo-se técnicas economicamente interpretáveis para a precificação de opções.

Hull e White (1987) abordaram a não-correlação instantânea do preço da ação com a volatilidade, precificando as opções através de volatilidades estocásticas, discutindo métodos numéricos para examinar o viés de preços quando houver condições para solução, comparando, ainda, as soluções para as volatilidades estocásticas e constantes. Obtiveram fórmula de precificação através do modelo Black-Scholes, usando simulações de Monte Carlo, concluindo que o modelo sobrevaloriza as opções *at-the-money* e subvaloriza as *out-of-money*, resultados aplicáveis apenas para opções européias.

Essas abordagens analisam a volatilidade implícita como sendo a volatilidade média que os agentes de mercado esperam que prevaleça até o vencimento da opção. Entretanto, pode-se extrair diferentes volatilidades esperadas médias de opções com vencimentos diferenciados, obtendo-se uma estrutura a termo das volatilidades implícitas.

Campa e Chang (1995) testaram a hipótese de expectativas racionais através do exame da consistência das cotações das volatilidades históricas de longo prazo e volatilidades futuras de curto prazo, no mercado de opções de contratos futuros de taxas de câmbio. Como resultado, a hipótese de expectativas racionais não é rejeitada e os *spreads* entre as volatilidades de curto e longo prazos prevêm a direção das variações de preços de curto e longo prazo, em períodos de até um mês.

A análise das volatilidades implícitas futuras como previsor das volatilidades realizadas foi feita por Gwilym e Buckle (1997). A partir de dados de dois anos para vencimentos de um e dois meses das opções americanas do índice FTSE 100, compararam a volatilidade implícita futura entre duas datas de vencimento com a volatilidade realizada. As previsões têm baixo desempenho, consistentemente superestimando a volatilidade realizada. Entretanto a utilidade desses resultados é limitada pelo pequeno intervalo de tempo analisado.

A calibragem metodológica para avaliar as probabilidades embutidas nos retornos dos preços das opções da Chicago Board of Trade - CBOT foi feita por Fackler e King (1990) e usadas para teste do desempenho das distribuições de probabilidade dos preços de milho, soja, boi gordo e suínos. Concluíram que os prêmios das opções podem ser usados para a obtenção de informações sobre a distribuição probabilísticas dos preços dos ativos subjacentes, com baixo

custo e atualizadas regularmente, existindo, entretanto, algumas diferenças nos tipos de produtos analisados.

Sherrick et al. (1996) usaram a abordagem de Cox e Ross (1976), com a hipótese de inexistência de arbitragem, para desenvolver técnica para a obtenção dos parâmetros da Medida de Valoração com Risco Neutro (*Risk-Neutralized Valuation Measure – RNVM*) de prêmios de opções de soja, sem utilizar os preços do ativo subjacente, com base nas cotações diárias no período 1988 a 1991. Compararam as distribuições de probabilidade geradas pelas volatilidades implícitas com parâmetros indicativos da variância dos preços do ativo subjacente, obtendo estimativas *ex-ante* de mercado das distribuições dos preços futuros, concluindo que as estimativas diárias são mais precisas.

A principal referência metodológica deste artigo encontra-se em Egelkraut, Garcia e Sherrick (2007), na qual estimou-se um procedimento para a avaliação do conteúdo informacional da estrutura a termo e a capacidade preditiva dos preços futuros das volatilidades implícitas futuras das opções de milho da CME.

Através do modelo Cox e Ross (1976) e com dados dos prêmios de quinze anos de opções de compra e venda de milho concluíram que a volatilidade implícita prevê a volatilidade realizada com alto grau de precisão, com a VI de curto prazo explicando grande parcela da variação sistemática da realizada, quando comparada às previsões alternativas baseadas em informações históricas e média móvel de 3 anos.

Para intervalos temporais mais afastados, as opções de milho negociadas no início do ano prevêm a direção e a mudança realizada, assim como uma média móvel de três anos e as previsões básicas (*naïve*). As opções de final de ano têm poder reduzido de previsão de longo prazo. Existe um padrão recorrente de volatilidade, relacionado com as características intrínsecas da cultura do milho, o ativo subjacente, que pode ser utilizado em decisões de *hedge*, projeções de necessidade de capital e uso de opções para mitigar os riscos com dimensão temporal.

Em Egelkraut e Garcia (2006) avaliou-se a volatilidade implícita futura como previsão da volatilidade realizada em intervalos futuros, além da avaliação das volatilidades obtidas pela modelagem ARCH/GARCH, da volatilidade histórica imediata, da média móvel de três anos e da volatilidade composta. Foram utilizados os preços diários de fechamento dos contratos futuros e de opções americanas de milho, soja, farelo de soja, trigo e suínos.

As conclusões indicaram que as volatilidades implícitas futuras do milho e da soja geram previsões eficientes e não-viesadas da volatilidade realizada subsequente dos preços futuros. Os dados para farelo de soja, trigo e suínos geram previsões viesadas, sendo a capacidade preditiva da volatilidade implícita futura influenciada pelas características espaciais e temporais de cada *commodity*.

A avaliação da capacidade das metodologias para prever volatilidades utiliza diversos testes empíricos e abordagens paramétricas, de uso geral. Inexistem testes específicos para mensuração do poder de previsão de projeções de volatilidades, sendo adaptadas as metodologias usadas para avaliar outros tipos de previsão de variáveis financeiras.

Em Harvey et al. (1997) avaliou-se o comportamento de dois testes para avaliar fontes de previsão da mesma variável, através dos testes Diebold-Mariano modificado - MDM e Morgan-Granger-Newbold. Concluem que o teste MDM é a melhor abordagem disponível para avaliar a significância observada nas diferenças entre o desempenho de duas previsões.

A análise do desempenho de administradores de investimento através de testes estatísticos paramétricos e não-paramétricos de calibragem de mercado (*market-timing*) foi feita por Henriksson e Merton (1981), objetivando identificar habilidades de previsão superiores, resultando na identificação positiva da aplicabilidade dos testes.

Henriksson (1984) avaliou o desempenho de *market-timing* de 116 fundos mútuos utilizando um teste não-paramétrico, rejeitando a hipótese que os administradores de fundos mútuos são capazes de seguir estratégias de investimentos que identifica o *market-timing* ideal para um portfólio de mercado.

O teste de Henriksson-Merton - HM foi utilizado, em Cumby e Modest (1987), para avaliar as indicações de operações (*trading*) de sete serviços de assessoria de investimentos, que operavam com base em análise técnica no mercado de taxas de câmbio, obtendo-se resultados empíricos diferenciados. Pelo teste HM as assessorias não possuem habilidade de calibragem de mercado, enquanto as regressões atingem padrões de calibragem de mercado, dependendo da amostra adotada. Concluiu-se que a capacidade preditiva dos serviços de assessoria pode não ser uniforme no tempo ou reflete apenas o comportamento dos preços futuros no período.

Toda a literatura acadêmica existente sobre previsões de volatilidade realizada a partir da volatilidade implícita analisa apenas a relação da VI com o ativo imediatamente subjacente, no caso de *commodities* agrícolas, os contratos futuros. Inexistem estudos para analisar o vínculo

teórico da volatilidade implícita de opções com o mercado a vista de *commodities* agrícolas armazenáveis, com produção sazonal, como soja, milho e trigo, a partir de modelos usando variáveis fundamentais ou estocásticas.

Nesse sentido, Pirrong (2008) avaliou, através de modelagem de uma economia com armazenamento e expectativas racionais dinâmicas na qual ocorre um choque fundamental, com variância estocástica, o aumento dos níveis de estoques desejados e o impacto sobre o nível de preços, produção e consumo, particularizando a análise ao mercado de petróleo no período 2005-2006, usando equações diferenciais estocásticas. Concluiu que um choque positivo na variância da demanda induz competitivamente as firmas a aumentarem seus níveis de estoques, elevando os preços, encorajando a produção e desestimulando o consumo. Os movimentos assimétricos em estoques e preços, incluindo a covariância entre as variáveis, são completamente consistentes com a hipótese de equilíbrio eficiente com expectativas racionais.

A contribuição diferenciada do presente artigo é a modelagem da vinculação teórica entre a volatilidade implícita das opções de soja do CME GROUP e os preços do mercado a vista de Mato Grosso. Essa abordagem aplica-se de forma similar às demais *commodities* agrícolas estocáveis sazonais, como o milho e café. Outra contribuição é o uso do conteúdo informacional da estrutura a termo da volatilidade implícita das opções de soja no mercado futuro dos EUA, para previsões do mercado a vista em Mato Grosso, destacando-se o ineditismo de ambos os tópicos.

### **2.3 Referencial metodológico e dados**

Os prêmios das opções contêm informações sobre a volatilidade futura do ativo subjacente, possibilitando fazer previsões sobre a volatilidade esperada até a data vencimento, pois incorporam todas as informações relevantes disponíveis no mercado. Fischer (1976) afirma que o conteúdo informacional extraído das negociações das opções é o maior benefício econômico gerado por esse mercado. As opções também possibilitam a obtenção do padrão das volatilidades no tempo, a estrutura a termo das volatilidades futuras.

Ampliando a abordagem Egelkraut, Garcia e Sherrick (2007), Egelkraut e Garcia (2006) e Fackler e King (1989), neste artigo são feitas previsões da estrutura a termo da volatilidade e dos preços para o mercado a vista de Rondonópolis (MT), tomado como *proxy* do mercado a vista de



soja de Mato Grosso, a partir de estimativas obtidas das volatilidades implícitas para as opções com diferentes vencimentos, negociadas no CME GROUP, a principal bolsa internacional de futuros e de opções. Será gerada a estrutura a termo das volatilidades implícitas para as opções de contratos futuros de soja, correlacionando-a posteriormente com a volatilidade e os preços a vista em Mato Grosso, para extrair o conteúdo informacional com fins preditivos.

A abordagem justifica-se por duas razões. A primeira, porque o incipiente volume de opções sobre os contratos futuros de soja negociados na BM&F-BOVESPA dificulta a inferência sobre os padrões de evolução da volatilidade futura para o mercado brasileiro a partir de estimativas *ex-ante* embutidas nos prêmios das opções locais. A segunda, porque o processo de descobrimento e formação de preços do mercado de soja de Mato Grosso desenvolve-se a partir da estrutura de preços vigente em Chicago (EUA), conforme a Associação dos Produtores de Soja e Milho de Mato Grosso - APROSOJA<sup>1</sup> (comunicação pessoal), fato que sinaliza a existência de uma relação de longo prazo entre as séries de preços a vista, no Brasil, e futuros, nos EUA.

Descreve-se a seguir as etapas para a obtenção das previsões da estrutura a termo das volatilidades futuras e dos níveis de preços a vista para a soja de Rondonópolis (MT). Utiliza-se um mix de métodos de previsão, contendo parâmetros de volatilidade implícita e de séries temporais, abordagem usada por Kroner, Kneafsey e Claessens (1993), resultando em previsões eficientes para os mercados de commodities.

### 2.3.1 Relação entre os preços a vista e futuros

Os preços a vista de uma *commodity* relacionam-se com os preços futuros através da base, conforme a fórmula 1 (LEUTHOLD; JUNKUS; CORDIER, 1989):

$$B = S - F \quad (1)$$

Onde:

$B$  = base;

---

<sup>1</sup> ASSOCIAÇÃO DOS PRODUTORES DE SOJA E MILHO DE MATO GROSSO – APROSOJA. **E-mail.** Mensagem recebida por <warsouza@esalq.usp.br> em 1 jul. 2009.

$S$  = preço a vista da *commodity* numa localidade específica;

$F$  = preço de um determinado contrato futuro, geralmente o de vencimento mais próximo.

Reescrevendo a equação (1):

$$S = B + F \quad (2)$$

Tem-se então que:

$$\hat{S} = \hat{B} + \hat{F} \quad (3)$$

Os sobrescritos da equação (3) indicam as variáveis estimadas. A equação (3) evidencia a relação direta entre os níveis dos preços a vista e futuros e a base. Usa-se as previsões da base e dos preços futuros,  $\hat{B}$  e  $\hat{F}$ , respectivamente, para a previsão do nível dos preços a vista.

Explicita-se a seguir as abordagens para a previsão da base e dos preços futuros. Os preços a vista e a base têm por referência o mercado de soja de Rondonópolis (MT) e os preços futuros os contratos de soja negociados no CME GROUP.

### 2.3.2 Previsões da base

A base é o diferencial entre os preços a vista, em determinada localidade, e os preços futuros de um contrato específico de determinada *commodity* ou ativo financeiro, conforme a equação (1). Associa-se ao risco de base, ou seja, o risco de mudanças não antecipadas no valor da base no período entre a estruturação de uma operação de hedge e a sua reversão. É um parâmetro fundamental para a tomada de decisões de *hedge*, compondo o conjunto de variáveis determinantes do risco global da atividade econômica.

Para a previsão da base utiliza-se a abordagem de Taylor, Dhuyvetter e Kastens (2004), devido à atualidade do modelo, onde foram testados vários métodos para a previsão da base de diversas *commodities* agrícolas a partir de dados históricos e de produção e consumo. Para a soja concluíram que o método de previsão mais eficiente é o das médias referenciadas em dados passados.

Assim, a previsão da base diária da soja em Rondonópolis (MT), na data de referência, será dada pela seguinte equação:

$$\widehat{Base}_{j,t,i} = \frac{1}{i} \sum_{m=t-i}^{m=t-1} Base_{j,m} \quad (4.1)$$

Onde:

$\widehat{Base}_{j,t,i}$  = previsão da base no intervalo  $j$ , do ano  $t$ , a partir dos  $i$  anos anteriores;

$Base_{j,m}$  = valor da base realizada no intervalo  $j$  do ano  $m$ ;

$j$  = período de tempo de previsão, ou seja, o intervalo anual previsto;

$t$  = ano de previsão;

$i$  = número de anos incluídos na média histórica (1, 2, ...).

O valor da base realizada num intervalo anterior,  $Base_{j,m}$ , será dado por:

$$Base_{j,m} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{k=n} Base_{j,k} \quad (4.2)$$

Onde:

$Base_{j,m}$  = valor da base realizada no intervalo  $j$ , do ano  $m$ ;

$j$  = período de tempo de previsão, ou seja, o intervalo anual previsto;

$n$  = ano de previsão;

$k$  = número de dias úteis incluídos na média intervalar.

Como exemplo, a  $\widehat{Base}_{1,2007,3}$  indica a base prevista para o primeiro intervalo do ano de 2007 a partir dos valores da base realizada,  $Base_{1,m}$ , em intervalos equivalentes nos 3 anos anteriores. A estimativa de base, dada pela equação (4.1) será então usada como uma das variáveis explicativas na equação (3), como *input* para a previsão dos preços a vista. Os valores são diários, explicitados em dólares americanos.

A abordagem das médias intervalares anuais tem como hipótese subjacente a sazonalidade da base, pois o comportamento sazonal tende a se repetir durante os diversos ciclos da safra anual da soja em MT. Conforme Enders (2004), para testar a hipótese de sazonalidade será feita uma regressão por mínimos quadrados ordinários, onde a variável explicada será o valor médio mensal da base e as variáveis explicativas um conjunto de doze variáveis *dummies*, uma para cada mês do ano. A ocorrência de sazonalidade será feita pela avaliação do  $R^2$  da regressão.

### 2.3.3 Previsões dos preços futuros

A segunda variável explicativa da equação (3) é a estimativa dos preços futuros no intervalo de tempo de previsão,  $\hat{F}$ . Adaptando a abordagem de Isengildina, Irwin e Good (2006), são construídos intervalos de confiança empíricos para a previsão dos preços futuros, a partir da cotação em data anterior ao início do intervalo. Por hipótese os preços seguem a distribuição normal. Dessa forma, o intervalo de confiança do preço futuro é dado por:

$$P \left[ r_{t-\alpha} = \bar{r} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \cdot 1,96 < \bar{r} < r_t = \bar{r} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \cdot 1,96 \right] = 0,95 \quad (5.1)$$

Onde:

$P[.]$  = probabilidade da média intervalar dos preços futuros, adotada neste estudo, como sendo 95%;

$r_{t-\alpha} = \ln(F_{t-\alpha}/F_{t-\alpha-1})$  = limite inferior do logaritmo natural da razão entre os preços futuros diários;

$\alpha$  = tamanho do intervalo, em número de pregões (número de graus de liberdade);

$r_t = \ln(F_t/F_{t-1})$  = limite superior do logaritmo natural da razão entre os preços futuros diários;

$\bar{r}$  = média de  $r_t$  e  $r_{t-\alpha}$ ;

$\sigma$  = desvio padrão da razão entre os preços futuros no intervalo  $t-\alpha$  a  $t$ ;

$n$  = número de pregões do intervalo.

A partir da equação (5.1) constrói-se a estimativa para o limite superior máximo factível do intervalo de confiança da razão entre os preços futuros,  $\widehat{r}_{tSUP}$  :

$$\widehat{r}_{tSUP} = \bar{r} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \cdot 1,96 \quad (5.2)$$

Onde as variáveis já foram anteriormente explicitadas. Como:

$r_t = \ln(F_t / F_{t-1})$  = limite superior do logaritmo natural da razão entre os preços futuros diários, anteriormente definido, sua previsão será dada por:

$$\widehat{r}_{tSUP} = \ln \left( \widehat{F}_t / \widehat{F}_{t-\alpha} \right) \quad (5.3)$$

De acordo com Hauser, Garcia e Tumblin (1990), o mercado futuro fornece uma indicação de valor para a soja para diversos horizontes temporais através da constelação de preços futuros existente em cada pregão. A estimação de  $\widehat{r}_{tSUP}$ , dada pela equação (5.3), pode então ser obtida através dos preços futuros cotados na data  $j$ ,  $j < t - \alpha$

$\widehat{F}_t = F_{t,j}$  = cotação do contrato futuro com vencimento  $t$  na data  $j$ ;

$\widehat{F}_{t-\alpha} = F_{t-\alpha,j}$  = cotação do contrato futuro com vencimento  $t - \alpha$  na data  $j$ .

Tem-se, pela equação (5.3):

$$\widehat{r}_{tSUP} = \ln (F_{t,j} / F_{t-\alpha,j}) \quad (5.4)$$

$$\widehat{r}_{tSUP} = \ln (F_{t,j}) - \ln (F_{t-\alpha,j}) \quad (5.4.1)$$

Substituindo a equação (5.4.1) na equação (5.2):

$$\ln (F_{t,j}) - \ln (F_{t-\alpha,j}) = \bar{r} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \cdot 1,96 \quad (5.5.1)$$

Substituindo  $\bar{r}$ , média de  $r_t$  e  $r_{t-\alpha}$ , pela razão  $\ln(F_{t,j} / F_{t-\alpha,j})$ , com ambos os valores conhecidos *ex-ante* na data  $j$ , na equação (5.5.1), encontra-se o limite superior do intervalo de confiança empírico dos preços futuros:

$$\ln(F_{t,j}) - \ln(F_{t-\alpha,j}) = \ln(F_{t,j}/F_{t-\alpha,j}) + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \cdot 1,96 \quad (5.5.2)$$

Rearranjando a equação (5.5.2):

$$\ln(F_{t,j}) = \ln(F_{t-\alpha,j}) + \ln(F_{t,j}/F_{t-\alpha,j}) + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \cdot 1,96 \quad (5.5.3)$$

Aplicando o operador exponencial a ambos os lados da equação (5.5.3), tem-se que:

$$\hat{F}_{t,j} = \exp\left\{\ln(F_{t-\alpha,j}) + \ln(F_{t,j}/F_{t-\alpha,j}) + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \cdot 1,96\right\} \quad (5.5.4)$$

Onde:

$\hat{F}_{t,j}$  = limite superior do intervalo de confiança do preço futuro no período  $j$ , do contrato com vencimento  $t$ ;

$F_{t-\alpha,j}$  = preço do contrato futuro  $j$ , na data  $t-\alpha$ , observável *ex-ante*;

$F_{t,j}$  = preço do contrato futuro  $j$ , na data  $t$ , observável *ex-ante*,  $t > t-\alpha$ ;

$\sigma$  = desvio padrão do logaritmo da razão dos preços futuros diários, obtido pela volatilidade implícita das opções com vencimento entre as datas  $t$  e  $t-\alpha$ ;

$n$  = número de pregões no intervalo entre as datas  $t$  e  $t-\alpha$ .

O desvio padrão do logaritmo da razão entre os preços futuros diários é estimado, na data  $j$ , pela volatilidade implícita obtida dos preços dos contratos de opções com vencimento em  $t-\alpha$  e  $t$ .

Dessa forma, a equação (5.5.4) explicita uma fórmula para a obtenção do limite superior do intervalo de confiança dos preços futuros. A seguir discute-se a extração da volatilidade implícita das opções com vencimento nas datas  $t$  e  $t-\alpha$ .

### 2.3.3.1 Previsão da volatilidade dos preços futuros

Em Egelkraut, Garcia e Sherrick (2007), a partir das volatilidades implícitas calculadas para diferentes intervalos com base no vencimento das opções de milho negociadas na CBOT, obteve-se a estrutura a termo das volatilidades futuras implícitas, de curto e de longo prazo, as quais geraram previsões eficientes da volatilidade realizada dos preços dos contratos futuros de milho.

De forma análoga, obtém-se a estrutura a termo dos preços a vista, de curto e longo prazo, no mercado de Rondonópolis (MT), com base nas volatilidades implícitas das opções de soja negociadas no CME GROUP, usando a equação (3), com inputs da previsão da base, equação (4.1), e da previsão dos preços futuros, equação (5.5.4).

Para a obtenção das volatilidades implícitas das opções de soja no CME GROUP utiliza-se o modelo de Black (1976), desenvolvido para a precificação de opções européias de contratos futuros. Em Egelkraut, Garcia e Sherrick (2007) as volatilidades implícitas dos prêmios de opções foram extraídas através do modelo Cox-Ross, considerando uma função lognormal para a distribuição de probabilidades dos preços futuros do ativo subjacente, através da abordagem de equações simultâneas. Foi obtido um vetor bivariado de preços e volatilidades implícitos para cada data e valor de exercício. O modelo final resultante foi o de Black-Scholes (1973).

Entretanto, Pedersen (1998) evidenciou que a solução para obter duas variáveis implícitas gera menos informações do que o método tradicional de resolver para apenas uma única variável implícita, podendo introduzir uma fonte de erros mais sérios, resultando na diluição das informações extraídas dos prêmios das opções.

Dessa forma, utiliza-se a abordagem tradicional, extraíndo apenas a volatilidade implícita dos prêmios das opções de compra e venda dos contratos futuros da soja no CME GROUP, para cada preço e data de exercício, usando o modelo de Black (1976). A utilização dessa abordagem para a extração de volatilidades implícitas de commodities agropecuárias toma por referência os trabalhos de Doran e Ronn (2008), Isengildina-Massa, et al. (2008) e Egelkraut e Garcia (2006).

### 2.3.3.2 Modelo de Black (1976) para a precificação de opções sobre contratos futuros de *commodities*

O valor de uma opção num instante qualquer é o valor presente esperado de seus retornos futuros até o vencimento, descontado pela taxa livre de risco (EGELKRAUT; GARCIA, 2006). Portanto, para opções européias, que só podem ser exercidas no vencimento, o valor atual dos prêmios de opções de compra e de venda,  $V_c(x)$  e  $V_p(x)$ , serão dados por:

$$V_c(x) = b(T) \int_0^{\infty} \max(0, F_T - x) dG(F_T) \quad (6.1)$$

$$V_p(x) = b(T) \int_0^{\infty} \max(0, x - F_T) dG(F_T) \quad (6.2)$$

Onde:

$b(T)$  = fator de desconto;

$x$  = preço de exercício da opção;

$T$  = tempo até o vencimento;

$F_T$  = preço do ativo subjacente no vencimento;

$G(F_T)$  = medida de valoração neutra ao risco, i.e., a função de distribuição acumulada dos preços futuros.

Se  $G(F_T)$  for uma função lognormal, essas equações representam a fórmula padrão de Black (1976) para a precificação de opções sobre contratos futuros. As estimativas de volatilidade implícita são obtidas pela inversão das equações (6.1) e (6.2), resolvendo-se para o desvio padrão.

O modelo de Black (1976) para a precificação de opções sobre contratos futuros, resultante da solução das equações (6.1) e (6.2) ao se considerar a função de distribuição acumulada dos preços futuros como lognormal, possui a seguinte especificação (HULL, 2009):

$$V_c(x) = e^{-rT} [ Y_0 N(d_1) - x N(d_2) ] \quad (7.1)$$

$$V_p(x) = e^{-rT} [ x N(-d_2) - Y_0 N(-d_1) ] \quad (7.2)$$



Onde:

$Vc(x)$ ,  $Vp(x)$  = valor de uma opção de compra e de venda, respectivamente, sobre uma unidade de contrato futuro de *commodity*;

$x$  = preço de exercício da opção;

$r$  = taxa de juros de um título sem risco;

$T$  = data de vencimento da opção;

$Y_0$  = preço do contrato futuro no instante de referência inicial  $t = 0$ ;

$$d_1 = \frac{\ln(Y_0 / x) + \sigma^2 T / 2}{\sigma \sqrt{T}};$$

$$d_2 = \frac{\ln(Y_0 / x) - \sigma^2 T / 2}{\sigma \sqrt{T}} = d_1 - \sigma \sqrt{T};$$

$N(y)$  = função de distribuição de probabilidade cumulativa de uma distribuição normal padrão, ou seja, é a probabilidade que uma variável aleatória com distribuição normal padrão, com média zero e variância unitária, seja menor que  $y$ ;

$\sigma$  = volatilidade dos preços futuros.

Observa-se ainda que o modelo de Black não impõe restrições quanto à simultaneidade dos vencimentos das opções e dos contratos futuros. Segundo Black (1976), o valor presente esperado da variação dos preços futuros de *commodities* é zero, se a covariância entre os preços futuros e o retorno de mercado de um portfólio composto de posições a vista e futuras for nulo.

Os detalhes do modelo de Black (1976), a sua relação com a abordagem de Black e Scholes (1973), as hipóteses e a derivação completa do modelo Black-Scholes, encontram-se no Apêndice deste artigo.

### 2.3.3.3 Extração da volatilidade implícita das opções

Dados os prêmios das opções de compra e de venda, o preço do contrato futuro, observados no mercado no período  $t$ ,  $t < T$ , o preço de exercício, a taxa de juros de um ativo sem risco e o tempo a decorrer até o vencimento,  $T-t$ , extrai-se a volatilidade resolvendo implicitamente as equações (7.1) e (7.2) para uma data específica de vencimento de opções.

Obtém-se um vetor de parâmetros  $\varphi$  para a distribuição contendo as volatilidades dos preços futuros, cuja solução é obtida por qualquer método de otimização não-linear de mínimos quadrados como Gauss-Newton ou Levenberg-Marquadt, dentre outros. Também, diferentemente de usar apenas as informações das opções *at-the-money*, ou seja, aquelas cujo preço de exercício é igual ao preço a vista do ativo subjacente, são extraídas simultaneamente as informações contidas em várias as opções de compra e de venda, para um conjunto de preços de exercício, através das volatilidades implícitas.

A volatilidade implícita para um determinado contrato futuro, com data e preço de exercícios idênticos, é obtida pela média aritmética entre os resultados das volatilidades implícitas das opções de compra e de venda, conforme procedimento adotado por Simon (2002). A taxa de juros do ativo sem-risco é dada pela capitalização da taxa de três meses da T-Bill do Federal Reserve dos EUA que prevalece para o período de análise.

A caracterização do método numérico para extração das volatilidades implícitas, bem como as rotinas respectivas do EXCEL-VBA usadas encontram-se no Apêndice.

### 2.3.4 Equação final para a estimação intervalar do nível dos preços a vista

Substituindo as equações (4.1) e (5.5.4) na equação (3) obtém-se a equação de previsão do limite superior do intervalo de confiança empírico dos preços a vista previstos para a soja de

Rondonópolis (MT),  $S_{SUP}^{\wedge}$  :

$$S_{SUP}^{\wedge} = \frac{1}{i} \sum_{m=t-i}^{t-1} Base_{j,m} + \exp \left\{ \ln(F_{t-\alpha,j}) + \ln(F_{t,j} / F_{t-\alpha,j}) + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \cdot 1,96 \right\} \quad (8)$$

Na qual as variáveis explicativas foram descritas anteriormente.

A partir da equação (8) deriva-se a estrutura a termo dos preços a vista futuros para o mercado de soja em Rondonópolis (MT). A referência de prazo dos intervalos de curto e longo prazo será dada pelos vencimentos dos contratos de opções de soja do CME GROUP.

Explicita-se a seguir os passos para a construção dos intervalos temporais de curto e longo prazo.

### 2.3.5 Intervalos temporais para as previsões da volatilidade

A primeira etapa de previsão consiste na obtenção da estrutura a termo das volatilidades implícitas futuras das opções sobre os contratos futuros de soja do CME GROUP, com base nos intervalos de tempo do ciclo da safra de soja em Rondonópolis (MT). A seguir, através da equação (8), são feitas as previsões para a estrutura a termo de curto e longo prazo da volatilidade e do nível dos preços realizados futuros do mercado a vista em Mato Grosso. Tem-se por base os resultados de Egelkraut, Garcia e Sherrick (2007) e Egelkraut e Garcia (2006).

#### 2.3.5.1 Construção dos intervalos de tempo para a estrutura a termo das volatilidades implícitas futuras das opções de soja do CME GROUP

A previsão da estrutura a termo das volatilidades implícitas futuras das opções de soja negociadas no CME GROUP é construída a partir de estimativas das volatilidades implícitas para intervalos futuros de tempo com diferentes datas de vencimento, conforme explicitado a seguir:

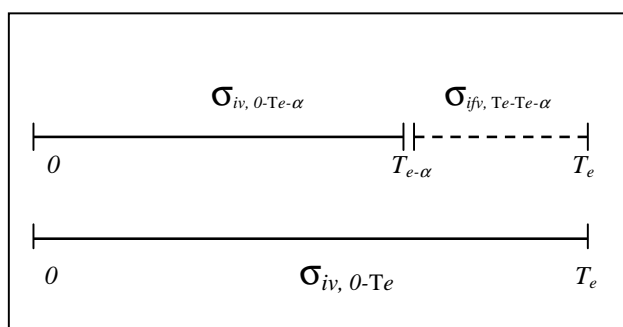


Figura 1 – Volatilidade implícita futura  $\sigma_{ifv}$  derivada das volatilidades  $\sigma_{iv}$  de opções com vencimento em  $T_{e-\alpha}$  e  $T_e$

Fonte: Egrekault et al. (2007)

Uma vez que o procedimento gera diferentes vetores paramétricos para cada conjunto de vencimentos, as volatilidades implícitas podem ser recuperadas para diferentes intervalos até o vencimento. Exemplificadamente, pela Figura 1, num dia específico,  $t = 0$ , as opções vencidas

em  $t = T_e$  e  $t = T_{e-\alpha}$ ,  $\alpha > 0$ , refletem as volatilidades para dois intervalos diferentes,  $\sigma_{iv,0-T}$  e  $\sigma_{iv,0-T_{e-\alpha}}$ .

Entretanto, essas volatilidades esperadas não são as únicas informações sobre a volatilidade futura que podem ser obtidas. Os prêmios das opções também contêm informações sobre a volatilidade implícita futura,  $\sigma_{ifv, T_{e-\alpha}-T_e}$ , prevalente no intervalo  $T_{e-\alpha}$  a  $T_e$ . Extrapolando esse princípio para diversos vencimentos diferentes, os participantes do mercado podem inferir o padrão de volatilidade implícita futura, ou seja, a estrutura a termo da volatilidade. A extração das volatilidades implícitas utilizará o modelo de Black (1976), explicitado pelas equações (7.1) e (7.2).

A estrutura a termo é usada para descrever a decomposição da variância de um intervalo em subintervalos. Nesse sentido, Fama (1984), utilizou as informações contidas nos valores presentes de curvas de rentabilidade para inferir as taxas de juros futuros de títulos com vencimentos diferenciados.

Supondo títulos com o mesmo grau de risco de inadimplência (*default*), a hipótese de ausência de arbitragem implica que, a partir de um conjunto de taxas de juros no momento inicial com duração de  $i$  períodos no futuro,  $r_{0,i}$ ,  $i=1,2, \dots, m, \dots, n$ , as taxas de juros futuras implícitas, as quais definem a estrutura a termo entre os períodos  $m$  e  $n$ , podem ser obtidas através de:

$$r_{m,n} = \left[ \left( \frac{(1+r_{0,n})^n}{(1+r_{0,m})^m} \right)^{(n-m)^{-1}} - 1 \right] \quad (9)$$

Dessa forma, sob a hipótese de variância aditiva no tempo e denotando por  $T_e - T_{e-\alpha}$  o número de pregões no intervalo, as volatilidades implícitas são usadas para calcular a volatilidade implícita futura entre as datas de vencimento sucessivas pela fórmula:

$$\sigma_{ifv,T_{e-\alpha}-T_e} = \sqrt{\frac{T_e \sigma_{iv,0-T_e}^2 - T_{e-\alpha} \sigma_{iv,0-T_{e-\alpha}}^2}{T_e - T_{e-\alpha}}}, \alpha > 0 \quad (10)$$

Onde:

$\sigma_{ifv,Te-Te-\alpha}$  = volatilidade implícita futura entre os períodos  $T_{e-\alpha}$  e  $T_e$ ;

$\sigma_{iv,0-Te}$  = volatilidade implícita futura no período  $T_e$ ;

$\sigma_{iv,0-Te-\alpha}$  = volatilidade implícita futura no período  $T_{e-\alpha}$ ;

$T_e$  = número de pregões entre as datas  $0$  e  $e$ ;

$T_{e-\alpha}$  = número de pregões entre as datas  $0$  e  $e-\alpha$ , com  $T_e > T_{e-\alpha}$ ,  $e > e-\alpha > 0$ .

A volatilidade implícita futura representa a expectativa do mercado sobre a volatilidade média realizada para o intervalo de tempo futuro,  $T_{e-\alpha}$  e  $T_e$ . Será o *input* usado na equação (8) para obtenção da estrutura a termo dos preços a vista futuros do mercado de soja de Rondonópolis (MT). A volatilidade dos preços futuros é obtida pela volatilidade implícita das opções sobre os contratos futuros, considerando todas as informações disponíveis no mercado embutidas nos prêmios das opções.

### **2.3.5.2 Construção dos intervalos de tempo para a volatilidade e o nível dos preços realizados do mercado a vista de soja de Rondonópolis (MT)**

Os intervalos de tempo de previsão serão divididos em curto e longo prazo, usados para a obtenção da previsão dos preços do mercado a vista de soja em Rondonópolis (MT), através da equação (8).

O ciclo anual da safra de soja em Mato Grosso pode ser dividido em intervalos de crescimento da planta, colheita, armazenagem e comercialização, os quais são superpostos. A partir dos resultados de pesquisas junto ao Instituto Mato-Grossense de Economia Aplicada – IMEA<sup>2</sup>, (informação pessoal), com os detalhes no Apêndice, torna-se possível definir os seguintes intervalos:

---

<sup>2</sup> INSTITUTO MATO-GROSSENSE DE ECONOMIA APLICADA - IMEA. **E-mail e questionário.** Mensagem recebida por <warsouza@esalq.usp.br> em 15 jul. 2009.

#	Intervalo	Fases
1	Setembro-Novembro	Plantio 1ª e 2ª fases de crescimento 1ª fase de comercialização
2	Novembro-Janeiro	2ª fase de crescimento Colheita 1ª fase de armazenagem 2ª fase de comercialização
3	Janeiro-Março	1ª e 2ª fases de armazenagem 2ª fase de comercialização
4	Março-Junho	2ª fase de armazenagem 2ª fase de comercialização
5	Junho-Setembro	Última fase de armazenagem Última fase de comercialização

Quadro 1 – Intervalos de ciclos da safra de soja de Mato Grosso

Fonte: Elaborado a partir de dados do IMEA (comunicação pessoal), com fases adaptadas de Egelkraut, Garcia e Sherrick (2007).

Os intervalos de curto prazo situam-se dentro do ano safra da soja de MT. Os intervalos de longo prazo abrangem todo o ciclo do ano-safra, a partir de uma data de referência. Explicitam-se a seguir os detalhes de cada divisão intervalar.

### 2.3.5.2.1 Intervalos de curto prazo

Para os intervalos de curto prazo, as volatilidades implícitas futuras são extraídas das opções negociadas no dia equivalente a dois meses antes do início de cada intervalo, ou seja, dois meses antes do vencimento das opções com o menor período de vencimento.

Uma vez que os intervalos têm a duração de dois ou três meses, as observações não são superpostas. Os contratos futuros e de opções de soja no CME GROUP vencem nos meses de Janeiro, Março, Maio, Julho, Agosto, Setembro e Novembro. Dessa forma, serão feitas sete previsões anuais de curto prazo. A equação (10) é aplicada aos vencimentos seqüenciais das opções.

### 2.3.5.2.2 Intervalos de longo prazo

Usando a equação (10) para um pregão específico, as volatilidades para intervalos sucessivos são extraídas objetivando fazer previsões de longo prazo sobre o padrão das

volatilidades futuras. Os limites dos intervalos são definidos pelo primeiro pregão em cada intervalo após a data de vencimento da série anterior de opções. Conforme Egelkraut, Garcia e Sherrick (2007), utilizam-se as volatilidades implícitas futuras geradas nos primeiros dias de pregão de Janeiro e de Julho para prever a direção e a magnitude da variação das volatilidades realizadas futuras nos doze meses subsequentes.

Justifica-se a escolha porque no mês de Janeiro inicia-se a negociação dos maiores volumes da safra, uma vez que as incertezas sobre o volume e produtividade da safra estão equacionadas e os agentes de mercado intensificam as análises de suas estratégias de comercialização, mostrado no Gráfico 1:

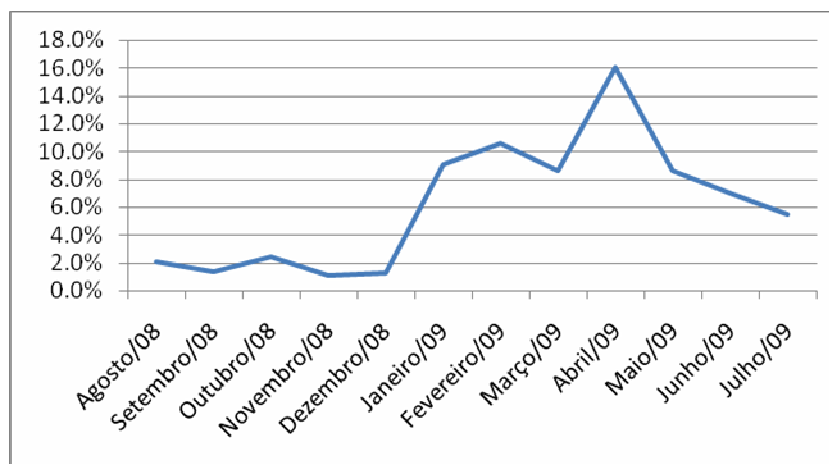


Gráfico 1 – Percentual mensal de negociação da safra anual da soja de Mato Grosso -  
Referência: Safra de 2008/2009

Fonte: IMEA (comunicação pessoal)

Obs.: Em Julho de 2008 já havia sido negociado 20,9% da safra.

No mês de Julho a maior parte da safra anterior foi comercializada e inicia-se a decisão sobre o plantio da próxima safra, a ser feito no mês de Setembro. Os produtores começam a demandar crédito e obter insumos variáveis. Adicionalmente, o mês de Julho coincide com o pico de negociação da safra anterior, conforme o gráfico anterior.

### 2.3.6 Cálculo das volatilidades implícitas de curto e longo prazo

Em resumo, o cálculo é feito em duas etapas. Primeiro, as estimativas para as volatilidades dos vencimentos de opções que entram na equação (10) são computadas como a média aritmética das volatilidades implícitas do modelo de Black (1976), equações (7.1) e (7.2), para opções de compra e venda de um conjunto de preços de exercício de determinado vencimento.

Em seguida, os resultados dessas estimativas de volatilidades são usados para a obtenção da volatilidade implícita futura do intervalo de tempo entre as datas de vencimento dos pares de opções com vencimento em  $T_e$  e  $T_{e-\alpha}$ , conforme a equação (10). Todas as volatilidades futuras são obtidas das opções negociadas um mês antes do início de cada intervalo, ou seja, um mês antes do vencimento da opção com data de vencimento mais próxima.

### 2.3.7 Avaliação das previsões

Com base nos períodos de curto e longo prazo, definidos a partir do ciclo anual da safra em Mato Grosso para a identificação do padrão da volatilidade e do nível dos preços no mercado a vista, são aferidas a eficiência e robustez das previsões, adaptando-se a metodologia explicitada em Egelkraut, Garcia e Sherrick (2007).

#### 2.3.7.1 Avaliação das previsões de curto prazo do nível dos preços

O desempenho das previsões de curto prazo do nível dos preços é avaliado pela seguinte regressão:

$$S_{REAL_t} = \alpha_0 + \alpha_1 S_{PREVISTO_t} + \varepsilon \quad (11)$$

Onde:

$S_{REAL}$  = preço a vista realizado, diário;

$S_{PREVISTO}$  = preço a vista previsto, diário.



Um coeficiente  $\alpha_l$  estatisticamente significativo indica que o preço previsto contém informações sobre o preço a vista realizado. Uma previsão eficiente ou não-viesada geralmente caracteriza-se por  $\alpha_0 = 0$  e  $\alpha_l = 1$ , testado usando-se um teste  $F$  comum.

As diferenças na precisão das previsões também são avaliadas usando-se os erros percentuais médios absolutos (EPM) e quadrados (EQM), conforme fórmulas abaixo:

$$EPM = \frac{1}{T} \sum_{T_e - T_e - \alpha} \left| \frac{(S_{PREVISTO, T - T_e - \alpha} - S_{REALIZADO, T_e - T_e - \alpha})}{S_{REALIZADO, T_e - T_e - \alpha}} \times 100 \right| \quad (12)$$

$$EQM = \frac{1}{T} \sum_{T_e - T_e - \alpha} \left( \frac{(S_{PREVISTO, T - T_e - \alpha} - S_{REALIZADO, T_e - T_e - \alpha})}{S_{REALIZADO, T_e - T_e - \alpha}} \times 100 \right)^2 \quad (13)$$

### 2.3.7.2 Avaliação das previsões de longo prazo do nível dos preços

Para a estrutura a termo de intervalos mais distantes, o grau de acertos da capacidade preditiva da magnitude de variação é avaliado utilizando-se a regressão:

$$S_{REAL} = \gamma_0 + \gamma_1 S_{PREVISTO} + \varepsilon \quad (14)$$

A equação (14) avalia se a ocorrência de elevados aumentos ou diminuições significativas nos preços previstos correspondem a aumentos ou diminuições proporcionais nos preços realizados. Os coeficientes e testes são interpretados de forma similar aos da equação (11). São gerados também os testes EQM e EPM.

### 2.3.7.3 Avaliação das previsões de curto e longo prazo da volatilidade realizada

A avaliação das previsões de curto e longo prazo da volatilidade realizada é feita de forma análoga, utilizando-se as equações (4), (12), (13) e (14). A variável explicativa é a VI obtida através da equação (10).

#### 2.3.7.4 Previsões comparativas

Para fins comparativos de eficiência preditiva da volatilidade implícita são feitas estimativas simples (*naïve*) nos mesmos intervalos de tempo em que são geradas as previsões a partir das volatilidades implícitas.

As estimativas simples de volatilidade e do nível dos preços, são feitas repetindo-se o valor do intervalo de tempo imediatamente anterior, no curto e no longo prazos.

#### 2.3.8. Dados utilizados

No estudo são utilizados quatro conjuntos de dados, a seguir descritos:

- 1) A série dos preços a vista no mercado de soja de Rondonópolis (MT);
- 2) A série dos preços futuros dos contratos de soja do CME GROUP;
- 3) Os prêmios das opções sobre os contratos futuros de soja do CME GROUP;
- 4) A série de cotações de venda do dólar americano, referência PTAX-800, do Banco Central do Brasil.

Explicita-se nas subseções a seguir, as principais características de cada conjunto de dados. Para os cálculos e simulações utiliza-se os *softwares* EXCEL e E-VIEWS, versão 6.

##### 2.3.8.1 A série dos preços a vista da soja em Rondonópolis (MT)

A série dos preços a vista da soja em Rondonópolis (MT), tem por fonte o Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA<sup>3</sup> (informação pessoal), da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – ESALQ, Universidade de São Paulo - USP. Os preços diários

---

<sup>3</sup> CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - CEPEA. **Série de Dados**. Mensagem recebida por <warsouza@esalq.usp.br> em 5 jul. 2009.

são cotados em R\$/saca de 60 kgs e convertidos em dólares americanos, pela taxa de venda diária PTAXX 800, do Banco Central do Brasil, para a obtenção dos resultados analíticos, homogeneizados com a mesma moeda dos preços de contratos futuros e de opções de soja do CME GROUP, para fins comparativos.

### 2.3.8.2 A série dos preços futuros dos contratos de soja do CME GROUP

O segundo conjunto de dados é a série dos preços dos contratos futuros da soja no CME GROUP, os quais possuem as seguintes especificações:

ITEM	ESPECIFICAÇÃO
<i>Commodity</i>	Soja, ajustada por graus de padronização
Cotação	Centavos de dólar americano por <i>bushel</i> *
Flutuação Mínima ( <i>Tick Size</i> )	¼ centavos de dólar americano por <i>bushel</i> (US\$ 12,50 por contrato)
Tamanho do Contrato	5.000 <i>bushels</i> (aprox. 136 tons métricas)
Meses do Contrato/Símbolos	Janeiro (F), Março (H), Maio (K), Julho (N), Agosto (Q), Setembro (U) e Novembro (X)
Último Dia de Negociação	Dia útil anterior ao 15º dia do mês do contrato
Procedimento de Liquidação	Entrega física

Quadro 2 – Principais especificações do contrato futuro de soja do CME GROUP

Fonte: CME GROUP (2009)

\* 1 *bushel* = 27,22 quilos<sup>4</sup>

Carchano e Pardo (2009) mostraram que dentre cinco diferentes metodologias usadas para construir séries contínuas de índices de contratos futuros, com objetivos acadêmicos e

<sup>4</sup> Disponível em: <<http://www.extension.iastate.edu/agdm/wholefarm/html/c6-80.html>>.

operacionais, não existem diferenças significativas entre as séries resultantes, concluindo que pode ser utilizado o método com o menor grau de complexidade.

Dessa forma, para obter uma série de preços contínua para os contratos futuros de soja do CME GROUP, são considerados o mês de vencimento e o último dia de negociação do contrato para a construção de intervalos de tempo sucessivos, sem interseção entre si. A data de rolagem, i. e., o ponto no tempo em que a série de um contrato é trocada pela de outro, é o dia útil anterior ao décimo quinto dia do mês do contrato, conforme as especificações do contrato no Quadro 2.

Por exemplo, o último dia de negociação para o contrato de Março é o dia útil anterior ao décimo quinto dia do mês, quando se inicia um novo intervalo com os preços do contrato de Maio. Portanto, a série de preços para o mês de Março conterá ambos os preços de Março e Maio, com data de rolagem no dia útil anterior ao décimo quinto dia útil de Março. Para o intervalo de um ano, os intervalos da série de preços contínua para os contratos futuros de soja do CME GROUP são mostrados no Quadro 3:

<b>MÊS</b>	<b>MESES DOS CONTRATOS FUTUROS *</b>
Janeiro	Janeiro / Março
Fevereiro	Março
Março	Março / Maio
Abril	Maio
Maio	Maio / Julho
Junho	Julho
Julho	Julho / Agosto
Agosto	Agosto / Setembro
Setembro	Setembro / Novembro
Outubro	Novembro
Novembro	Novembro / Janeiro
Dezembro	Janeiro

Quadro 3 – Série contínua de preços dos contratos futuros de soja do CME GROUP

Fonte: Elaborado cfe. especificações do contrato futuro de soja do CME GROUP<sup>5</sup>.

\* A data de referência para a rolagem da série de preços é o dia útil anterior ao 15º dia do mês relativo a cada contrato.

<sup>5</sup> Os dados dos preços dos contratos futuros do CME GROUP são obtidos de [www.barchart.com](http://www.barchart.com)

### 2.3.8.3 Os prêmios das opções sobre os contratos futuros de soja do CME GROUP

O terceiro conjunto de dados são os prêmios das opções de soja negociadas no pregão do CME GROUP, em Chicago (EUA). Serão analisadas as opções regulares, que são aquelas em que os meses de vencimento coincidem com os meses de vencimento do contrato futuro de soja. Para meses diferenciados são lançadas opções seriais. As principais características das opções regulares de soja do CME GROUP estão listadas no Quadro 4:

ITEM	ESPECIFICAÇÃO
Tamanho do Contrato	Um contrato futuro de 5.000 <i>bushels</i> de soja, para um mês específico
Cotação	1/8 de um centavo de dólar americano por <i>bushel</i> *, equivalente a US\$ 6,25 por contrato
Meses do Contrato/Símbolos	Janeiro (F), Março (H), Maio (K), Julho (N), Agosto (Q), Setembro (U) e Novembro (X)
Intervalos de Preços de Vencimento	Opções de compra e venda com preços em múltiplos integrais de 10 e 20 centavos de dólar americano por <i>bushel</i>
Último Dia de Negociação	Última sexta-feira anterior a no mínimo dois dias úteis do último dia útil do mês anterior ao de vencimento da opção
Exercício	O comprador de uma opção sobre futuros pode exercê-la em qualquer dia útil anterior ao de exercício, sob aviso à bolsa. O exercício de uma opção resulta em uma posição no mercado do ativo subjacente. As opções <i>in-the-money</i> no último dia útil são automaticamente exercidas

Quadro 4 – Principais especificações do contrato de opções de soja do CME GROUP

Fonte: CME GROUP (2009)

\* 1 *bushel* = 27,22 quilos

Os dados são filtrados para excluir as observações de prêmios de opções que:

- São listadas, mas não negociadas, i.e, tenham volume de negociação nulo, pois os prêmios de opções sem negócios são simples cotações não resultando em operações, processo pelo qual os participantes do mercado concordam com o valor e a forma das expectativas médias sobre a volatilidade;
- São negociadas em bloco (*block trades*) e,
- Caracterizam *ouliers* de valor das volatilidades implícitas para cada vencimento, com avaliação subjetiva caso a caso.

Os conjuntos de opções que consistem inteiramente de opções de compra ou de venda são excluídos, uma vez que geralmente resultam em previsões inconsistentes com a noção de que a volatilidade prevista aumenta em intervalos mais distantes.

A volatilidade implícita para cada vencimento é calculada pela média entre as respectivas volatilidades implícitas de opções de compra e de venda com diferentes preços de exercícios, ou seja:

$$\sigma_{iv,T} = 0.5 \left( \frac{\sum_{i=1}^n \sigma_{i,T}}{m} + \frac{\sum_{j=1}^m \sigma_{j,T}}{n} \right) \quad (17)$$

Onde:

$\sigma_{iv,T}$  = volatilidade implícita futura para o exercício  $T$ ;

$\sigma_{i,T}$ ,  $\sigma_{j,T}$  = volatilidades implícitas futura das opções de compra e venda para o vencimento  $T$ , com preços de exercício  $i$  e  $j$ , respectivamente, incluindo todas as séries de  $n$  e  $m$  opções *in-the-money*, *at-the-money* e *out-of-the-money*.

A volatilidade implícita obtida pela equação (17), será o *input* da equação (10), cujo resultado é usado para o cálculo do limite superior do intervalo de confiança para os preços a vista, dado pela equação (8).

Os dados dos prêmios das opções do CME GROUP são obtidos de Barchart (2009).

#### 2.3.8.4 A taxa de venda do dólar americano

Para a conversão dos preços do mercado a vista em Rondonópolis (MT), com valores expressos em reais, em dólares americanos, utiliza-se a série de cotações diárias de venda do dólar americano, referência PTAX-800, disponível no Banco Central do Brasil. Todos os valores referenciais são expressos em dólares americanos.

### **2.3.9 Os períodos de previsão**

As séries dos dados dos preços a vista e futuros iniciam-se em 01/03/2004, encerrando em 24/06/2009. Entretanto os dados referentes aos contratos de opções no CME GROUP estão disponibilizados apenas a partir do mês de Janeiro de 2006<sup>6</sup>.

São feitas as previsões para os intervalos temporais entre as datas 01/01/2006 e 24/06/2009. O período engloba o salto no preço das *commodities* ocorrido em meados de 2008 e a posterior reversão.

## **2.4 Resultados e discussão**

Explicita-se a seguir os principais resultados.

### **2.4.1 As séries de preços a vista e futuros de soja**

São analisadas as características das séries dos preços a vista e futuros no nível, em primeiras diferenças, a existência de raiz unitária e cointegração conforme Engle e Granger (1987).

Nos Gráficos a seguir estão explicitadas as séries dos preços a vista, para o mercado de soja em Rondonópolis (MT), e os preços para os contratos futuros de soja negociados no CME GROUP:

---

<sup>6</sup> Disponível em: [www.barchart.com](http://www.barchart.com)

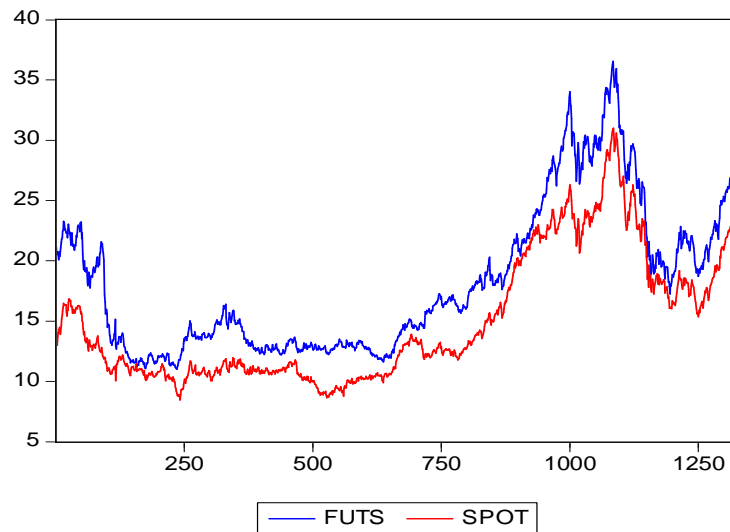


Gráfico 2 – Séries dos preços da soja (nível)

Fonte: CEPEA para preços a vista – Rondonópolis (MT) (SPOT), e CME GROUP (FUTS) para preços futuros

Obs.: Em US\$/saca de 60 kgs – Valores diários – Período: 01.03.04 a 24.06.09.

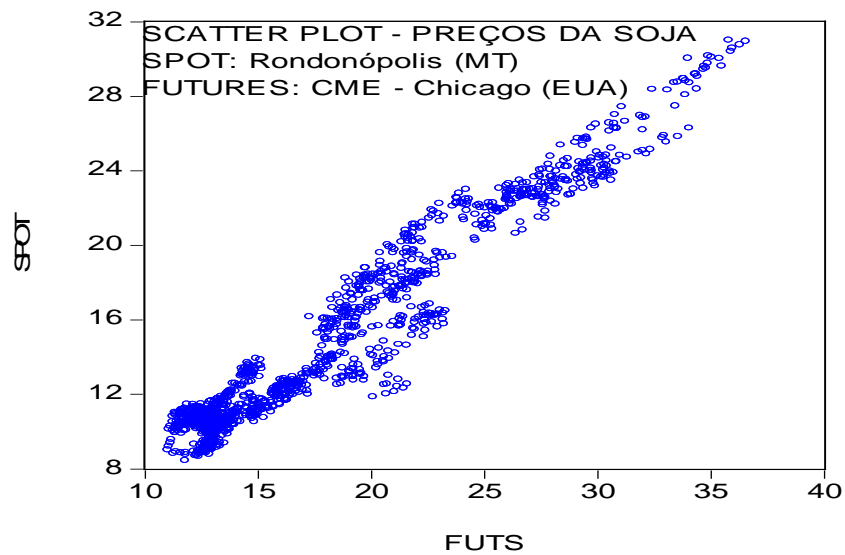


Gráfico 3 - *Scatterplot* de séries dos preços da soja (nível)

Fonte: CEPEA para preços a vista – Rondonópolis (MT) (SPOT), e CME GROUP (FUTS) para preços futuros

Obs.: Em US\$/saca de 60 kgs – Valores diários – Período: 01.03.04 a 24.06.09.



Na Tabela 1 explicitam-se as estatísticas descritivas (média, desvio padrão, assimetria e curtose), os testes de existência de raiz unitária (ADF) e de cointegração (Engle e Granger) das séries de preços a vista e futuros.

Tabela 1 - Preços a vista e futuros da soja: estatísticas descritivas e testes de cointegração

Teste de Raiz Unitária	ADF ( $\mu$ )		Valor Crítico (10%)	
$F_t$	-2,4177		-3,1286	
$S_t$	-2,1799			
Estatísticas Descritivas	Média	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose
$F_t$	2,8545	0,3137	0,4763	2,0258
$S_t$	2,6549	0,3279	0,5520	2,0020
Testes de Cointegração de Engle-Granger				
$S_t$ como variável dependente	$\gamma_0$	$\gamma_1$	ADF	Valor Crítico (1%)
	0,4755 (0,0234)	0,0162 (0,0052)	-3,5455	-2,5667

Obs.: Séries em nível, valores expressos em logaritmo natural, os valores entre parênteses indicam os erros padrão das estimativas.

Conclui-se que as séries dos preços a vista e futuros são do tipo  $I(1)$ , integradas de primeira ordem, ocorrendo cointegração entre as séries. Tal fato indica que a base é o próprio vetor de cointegração e não atinge valores elevados, pois reverte-se à média (ALEXANDER, 1998).

#### 2.4.2 Previsões da base

O Gráfico 4 explicita a série da base diária, no nível:

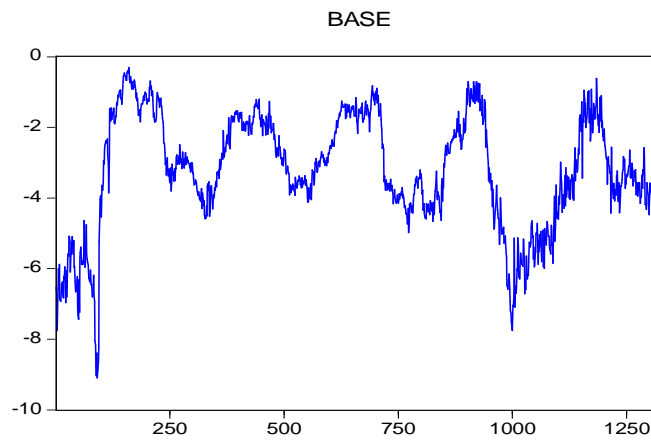


Gráfico 4 – Base diária (nível)

Fonte: CEPEA e CME GROUP (2009)

Obs.: Em US\$/saca de 60 kgs – Rondonópolis (MT).

Referência: Contrato futuro de soja com vencimento mais próximo.

Explicita-se na Tabela 2 as estatísticas descritivas da base:

Tabela 2 – Base - Estatísticas Descritivas – em US\$/saca 60 kgs

Estatística	Valor
Média	- 3,23
Mediana	- 3,20
Máximo	- 0,30
Mínimo	-9,10
Desvio Padrão	1,62

Os valores da base média, utilizados nas estimativas dos intervalos de confiança empíricos dos preços a vista são os mostrados na Tabela 3:

Tabela 3 – Intervalos de previsão e valores médios da base – Rondonópolis (MT) e CME GROUP

#	INTERVALOS	2006	2007	2008	2009
1	22/02 a 22/04	-3.11	-3.29	-3.58	-4.26
2	22/04 a 22/06	-4.83	-4.37	-4.28	-4.49
3	22/06 a 22/07	-5.32	-4.50	-4.35	
4	22/07 a 22/08	-2.81	-2.59	-2.59	
5	22/08 a 22/10	-1.46	-1.48	-1.55	
6	22/10 a 22/12	-1.45	-1.44	-1.55	
7	22/12 a 22/02	-1.99	-2.40	-3.04	

Obs.: Em US\$/saca de 60 kgs.

### 2.4.3 O cálculo da volatilidade dos preços futuros ( $\sigma_F^2$ )

A volatilidade dos preços futuros é obtida pela extração da volatilidade implícita do prêmio das opções de soja, através do modelo de Black (1976), dado pelas equações (7.1) e (7.2).

As variáveis exógenas do modelo são a taxa de juros livre de risco, dada pela taxa anual da T-Bill, do Federal Reserve, com atualização mensal, o número de pregões até a data de vencimento, o prêmio das opções e o preço dos contratos futuros, obtido nas cotações do CME GROUP, e o preço de exercício.

#### 2.4.3.1 $\sigma_F^2$ de curto prazo

Para as volatilidades implícitas de curto prazo foram encontrados os valores da Tabela 4, comparados com as volatilidades realizadas, para fins avaliativos:

Tabela 4 – Volatilidades implícita das opções de soja (CME GROUP), volatilidade realizada (Rondonópolis, MT), erros quadrático e percentual – período: 21/04/06 a 24/04/09 - estimativas de curto prazo

(continua)

#	DATAS	Volatilidade Implícita	Volatilidade Realizada	Erro Percentual	Erro Quadrático
1	21/04 a 23/06/06	0.2938	0.3378	-13.03%	19.36
2	23/06 a 21/07/06	0.3369	0.2088	61.35%	164.09
3	21/07 a 25/08/06	0.2123	0.1656	28.20%	21.81
4	25/08 a 20/10/06	0.3075	0.2397	28.29%	45.97
5	20/10 a 22/12/06	0.1384	0.2088	-33.72%	49.56
6	22/12/06 a 23/02/07	0.2666	0.2258	18.07%	16.65
7	23/02 a 20/04/07	0.2542	0.2510	1.27%	0.10
8	20/04 a 22/06/07	0.2289	0.1844	24.13%	19.80
9	22/06 a 20/07/07	0.3456	0.2879	20.04%	33.29
10	20/07 a 24/08/07	0.2605	0.2726	-4.44%	1.46
11	24/08 a 26/10/07	0.2424	0.2060	17.67%	13.25
12	26/10 a 21/12/07	0.2558	0.2387	7.16%	2.92
13	21/12/07 a 22/02/08	0.2739	0.2283	19.97%	20.79
14	22/02 a 25/04/08	0.2883	0.4040	-28.64%	133.86
15	25/04 a 20/06/08	0.4047	0.2619	54.52%	203.92
16	20/06 a 25/07/08	0.6015	0.2910	106.70%	964.10
17	25/07 a 22/08/08	0.4237	0.3977	6.54%	6.76
18	22/08 a 24/10/08	0.3985	0.5702	-30.11%	294.81
19	24/10 a 26/12/08	0.3631	0.3350	8.39%	7.89

Tabela 4 – Volatilidades implícita das opções de soja (CME GROUP), volatilidade realizada (Rondonópolis, MT), erros quadrático e percentual – período: 21/04/06 a 24/04/09 - estimativas de curto prazo

(conclusão)					
#	DATAS	Volatilidade Implícita	Volatilidade Realizada	Erro Percentual	Erro Quadrático
20	26/12/08 a 20/02/09	0.4396	0.3251	35.22%	131.10
21	20/02 a 24/04/09	0.3848	0.2744	40.23%	121.88
Médias Erros (EPM/EQM)				17.52	108.26

Os resultados da avaliação através de MQO estão na Tabela 5, onde a volatilidade realizada é a variável dependente e a volatilidade implícita a explicativa:

Tabela 5 – Mínimos quadrados ordinários – variável dependente: volatilidade realizada; variável independente: volatilidade implícita (VI) – número de observações: 21

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Teste “t”	Probabilidade
C	0,1425	0,0620	2,2993	0,0330
VI	0,4349	0,1851	2,3494	0,0298
R <sup>2</sup>	0,2251	Prob(Estatística “F”)	0,0298	
R <sup>2</sup> Ajustado	0,1843	Durbin-Watson	1,7119	
Erro padrão regressão	0,0833	Média da var. dependente	0,2817	
Estatística “F”	5,5197	Soma quadrado resíduos	0,1317	

Fonte: Dados da pesquisa.

No Gráfico 5 explicita-se o *scatterplot* entre a volatilidade implícita e a realizada de curto prazo:

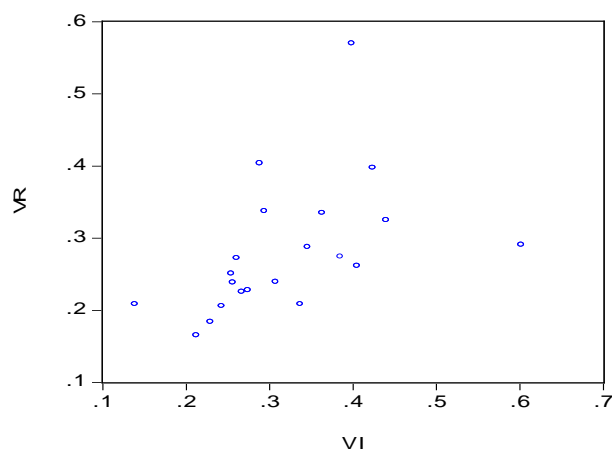


Gráfico 5 - Scatterplot volatilidade implícita e realizada – estimativas de curto prazo

Fonte: Dados da pesquisa.

A comparação com a estimativa simples (*naïve*) da volatilidade realizada é feita considerando-se a volatilidade do próximo período igual à do período atual, ou seja,  $E[\sigma_t] = \sigma_{t-1}$ .

Os resultados das estimativas simples estão na Tabela 6:

Tabela 6 – Estimativa simples (*Naïve*) e volatilidade realizada (Rondonópolis MT), erros quadrático e percentual. Período: 21/04/06 a 24/04/09 – estimativas de curto prazo

(continua)

#	Datas Intervalo	Estimativa Simples	Volatilidade Realizada	Erro Percentual	Erro Quadrático
1	21/04 a 23/06/06	-	0.3378	-	-
2	23/06 a 21/07/06	0.3378	0.2088	61.78%	166.41
3	21/07 a 25/08/06	0.2088	0.1656	26.09%	18.66
4	25/08 a 20/10/06	0.1656	0.2397	-30.91%	54.91
5	20/10 a 22/12/06	0.2397	0.2088	14.80%	9.55
6	22/12/06 a 23/02/07	0.2088	0.2258	-7.53%	2.89
7	23/02 a 20/04/07	0.2258	0.2510	-10.04%	6.35
8	20/04 a 22/06/07	0.2510	0.1844	36.12%	44.36
9	22/06 a 20/07/07	0.1844	0.2879	-35.95%	107.12
10	20/07 a 24/08/07	0.2879	0.2726	5.61%	2.34
11	24/08 a 26/10/07	0.2726	0.2060	32.33%	44.36
12	26/10 a 21/12/07	0.2060	0.2387	-13.70%	10.69
13	21/12/07 a 22/02/08	0.2387	0.2283	4.56%	1.08
14	22/02 a 25/04/08	0.2283	0.4040	-43.49%	308.70
15	25/04 a 20/06/08	0.4040	0.2619	54.26%	201.92
16	20/06 a 25/07/08	0.2619	0.2910	-10.00%	8.47
17	25/07 a 22/08/08	0.2910	0.3977	-26.83%	113.85
18	22/08 a 24/10/08	0.3977	0.5702	-30.25%	297.56
19	24/10 a 26/12/08	0.5702	0.3350	70.21%	553.19
20	26/12/08 a 20/02/09	0.3350	0.3251	3.05%	0.98

Tabela 6 – Estimativa simples (*Naïve*) e volatilidade realizada (Rondonópolis MT), erros quadrático e percentual. Período: 21/04/06 a 24/04/09 – estimativas de curto prazo

(conclusão)

#	Datas Intervalo	Estimativa Simples	Volatilidade Realizada	Erro Percentual	Erro Quadrático
21	20/02 a 24/04/09	0.3251	0.2744	18.48%	25.70
Médias Erros (EPM/EQM)				5.92	98.96

Os resultados da avaliação através de MQO estão na Tabela 7, onde a volatilidade realizada é a variável dependente e a estimativa simples a explicativa:

Tabela 7 – Mínimos quadrados ordinários – variável dependente: volatilidade realizada; variável independente: volatilidade realizada defasada um período – número de observações: 20

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Teste “t”	Probabilidade
C	0,1635	0,0631	2,5920	0,0184
VN	0,4090	0,2126	1,9240	0,0703
R <sup>2</sup>	0,1706	Prob(Estat.-“F”)	0,0703	
R <sup>2</sup> Ajustado	0,1245	Durbin-Watson	1,8943	
Erro padrão regressão	0,0876	Média da var. dependente	0,2789	
Estatística “F”	3,7016	Soma quadrado resíduos	0,1383	

Fonte: Dados da pesquisa.

No Gráfico 6 explicita-se o *scatterplot* entre a estimativa simples e a volatilidade realizada de curto prazo:

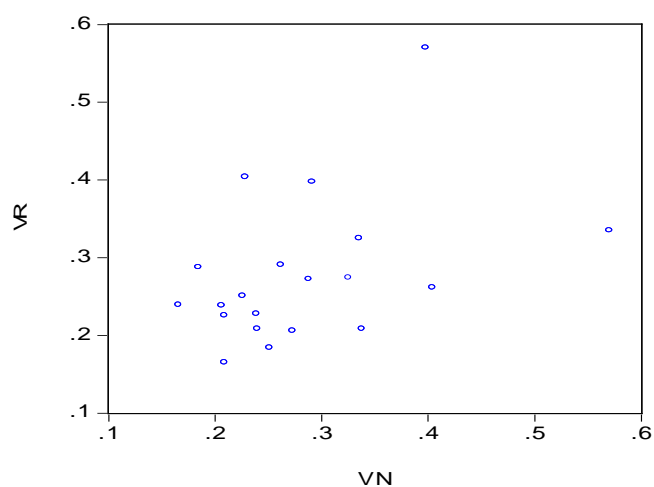


Gráfico 6 - *Scatterplot* estimativa simples (*Naïve*) e volatilidade realizada – estimativas de curto prazo

Fonte: Dados da pesquisa.

Conclui-se pelos resultados explicitados anteriormente que a volatilidade implícita é melhor previsora do que a estimativa simples (*naïve*), uma vez que o  $R^2$  da regressão simples é mais elevado para aquela variável, quando considerada como explicativa da volatilidade realizada. Entretanto, observa-se que os erros percentuais e quadráticos da previsão com a volatilidade implícita são superiores aos da estimativa simples (*naïve*).

#### 2.4.3.2 $\sigma_F^2$ de longo prazo

As previsões de longo prazo da volatilidade implícita para a volatilidade realizada estão na Tabela 8:

Tabela 8 – Volatilidades implícita das opções de soja (CME GROUP), volatilidade realizada (Rondonópolis MT), erros quadrático e percentual – período: 17/02/06 a 26/10/07 - estimativas de longo prazo

Data de Extração	<u>INTERVALO</u>	Datas Intervalo	VI intervalo	V realizada intervalo	EQM	EPM
3/1/2006	<u>1</u>	17/02 a 21/04/06	0.2415	0.4175	309.76	-42.16%
	<u>2</u>	21/04 a 23/06/06	0.2638	0.3378	54.76	-21.91%
	<u>3</u>	23/06 a 21/07/06	0.1929	0.2088	2.53	-7.61%
	<u>4</u>	21/07 a 25/08/06	0.4335	0.1656	717.70	161.78%
	<u>5</u>	25/08 a 20/10/06	0.3338	0.2397	88.55	39.26%
	<u>6</u>	20/10 a 22/12/06	0.2257	0.2088	2.86	8.09%
	<u>7</u>	22/12/06 a 23/02/07	0.1259	0.2258	99.80	-44.24%
3/7/2006	<u>4</u>	21/07 a 25/08/06	0.2421	0.1656	58.52	46.20%
	<u>5</u>	25/08 a 20/10/06	0.2174	0.2397	4.97	-9.30%
	<u>6</u>	20/10 a 22/12/06	0.1523	0.2088	31.92	-27.06%
	<u>7</u>	22/12/06 a 23/02/07	0.4525	0.2258	513.93	100.40%
	<u>8</u>	23/02 a 20/04/07	0.3730	0.2510	148.84	48.61%
	<u>9</u>	20/04 a 22/06/07	0.2431	0.1844	34.46	31.83%
	<u>10</u>	22/06 a 20/07/07	0.3127	0.2879	6.15	8.61%
3/1/2007	<u>11</u>	20/07 a 24/08/07	0.3267	0.2726	29.27	19.85%
	<u>8</u>	23/02 a 20/04/07	0.4422	0.2510	365.57	76.18%
	<u>9</u>	20/04 a 22/06/07	0.6061	0.1844	1778.31	228.69%
	<u>10</u>	22/06 a 20/07/07	0.4664	0.2879	318.62	62.00%
	<u>11</u>	20/07 a 24/08/07	0.3267	0.2726	29.27	19.85%
	<u>12</u>	24/08 a 26/10/07	0.3267	0.2060	145.68	58.59%
Médias Erros (EPM/EQM)					237.07	37.88%

Os resultados da avaliação através de MQO estão na Tabela 9, onde a volatilidade realizada é a variável dependente e a volatilidade implícita a explicativa:

Tabela 9 – Mínimos quadrados ordinários – variável dependente: volatilidade realizada; variável independente: volatilidade implícita (VI) – número de observações: 20

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Teste “t”	Probabilidade
C	0,2555	0,0398	6,4159	0,0000
VI	-0,0425	0,1184	-0,3591	0,7237
R <sup>2</sup>	0,0071	Prob(Estat.-“F”)	0,7237	
R <sup>2</sup> Ajustado	-0,0480	Durbin-Watson	1,1108	
Erro padrão regressão	0,6918	Média da var. dependente	0,2421	
Estatística “F”	0,1290	Soma quadrado resíduos	0,0620	

Fonte: Dados da pesquisa.

No Gráfico 7 explicita-se o *scatterplot* entre a estimativa simples e a volatilidade realizada de longo prazo:



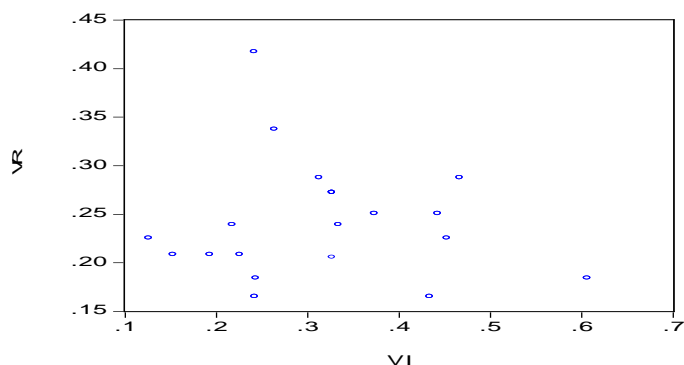


Gráfico 7 - Scatterplot volatilidade implícita e realizada – estimativas de longo prazo

Fonte: Dados da pesquisa.

A comparação com a estimativa simples (*naïve*) da volatilidade realizada é feita considerando-se a volatilidade do próximo período igual à do período atual, ou seja,  $E[\sigma_t] = \sigma_{t-1}$ , conforme a Tabela 10:

Tabela 10 – Estimativa simples (*Naïve*) e volatilidade realizada (Rondonópolis MT), erros quadrático e percentual. período: 17/02/06 a 26/10/07 - estimativas de longo prazo

Data de Extração	<u>INTERVALO</u>	Datas Intervalo	Estimativa Simples	Volatilidade Realizada	EQM	EPM
3/1/2006	<u>1</u>	17/02 a 21/04/06	-	0.4175	-	-
	<u>2</u>	21/04 a 23/06/06	0.4175	0.3378	63.52	23.59%
	<u>3</u>	23/06 a 21/07/06	0.3378	0.2088	166.41	61.78%
	<u>4</u>	21/07 a 25/08/06	0.2088	0.1656	18.66	26.09%
	<u>5</u>	25/08 a 20/10/06	0.1656	0.2397	54.91	-30.91%
	<u>6</u>	20/10 a 22/12/06	0.2397	0.2088	9.55	14.80%
	<u>7</u>	22/12/06 a 23/02/07	0.2088	0.2258	2.89	-7.53%
3/7/2006	<u>4</u>	21/07 a 25/08/06	0.2258	0.1656	36.24	36.35%
	<u>5</u>	25/08 a 20/10/06	0.1656	0.2397	54.91	-30.91%
	<u>6</u>	20/10 a 22/12/06	0.2397	0.2088	9.55	14.80%
	<u>7</u>	22/12/06 a 23/02/07	0.2088	0.2258	2.89	-7.53%
	<u>8</u>	23/02 a 20/04/07	0.2258	0.2510	6.35	-10.04%
	<u>9</u>	20/04 a 22/06/07	0.2510	0.1844	44.36	36.12%
	<u>10</u>	22/06 a 20/07/07	0.1844	0.2879	107.12	-35.95%
3/1/2007	<u>11</u>	20/07 a 24/08/07	0.2879	0.2726	2.34	5.61%
	<u>8</u>	23/02 a 20/04/07	0.2726	0.2510	4.67	8.61%
	<u>9</u>	20/04 a 22/06/07	0.2510	0.1844	44.36	36.12%
	<u>10</u>	22/06 a 20/07/07	0.1844	0.2879	107.12	-35.95%
	<u>11</u>	20/07 a 24/08/07	0.2879	0.2726	2.34	5.61%
	<u>12</u>	24/08 a 26/10/07	0.2726	0.2060	44.36	32.33%
Médias Erros (EPM/EQM)					41.19	7.53%

Os resultados da avaliação através de MQO estão na Tabela 11, onde a volatilidade realizada é a variável dependente e a estimativa simples a explicativa:

Tabela 11 – Mínimos quadrados ordinários – variável dependente: volatilidade realizada; Variável independente: volatilidade realizada defasada de um período (VR) – número de observações: 19

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Teste “t”	Probabilidade
C	0,1798	0,0430	4,1792	0,0006
VR	0,2176	0,1712	1,2711	0,2208
R <sup>2</sup>	0,0868	Prob(Estat.-“F”)	0,2208	
R <sup>2</sup> Ajustado	0,0331	Durbin-Watson	2,3902	
Erro padrão regressão	0,0447	Média da var. dependente	0,2329	
Estatística “F”	1,6156	Soma quadrado resíduos	0,0447	

Fonte: Dados da pesquisa.

No Gráfico 8 explicita-se o *scatterplot* entre a estimativa simples e a volatilidade realizada de longo prazo:

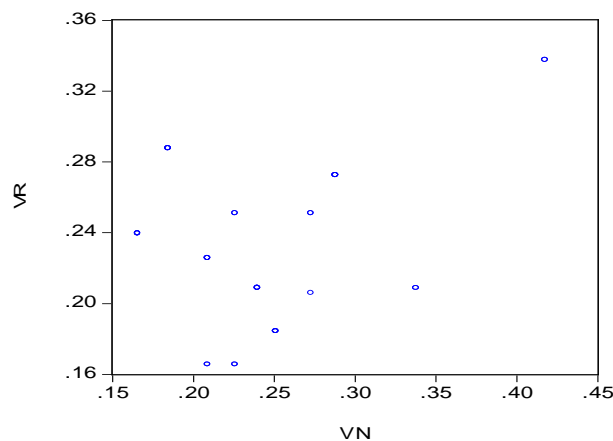


Gráfico 8 - *Scatterplot* estimativa simples (*Naïve*) e volatilidade realizada – estimativas de longo prazo

Fonte: Dados da pesquisa.

Conclui-se pelos resultados que a estimativa simples (*naïve*) é melhor predictor do que a volatilidade implícita, pois o R<sup>2</sup> da regressão MQO é mais elevado para aquela variável, quando

considerada como explicativa da volatilidade realizada. Também, observa-se que os erros percentuais e quadráticos da previsão com a volatilidade implícita são superiores aos da estimativa simples (*naïve*).

#### 2.4.4 Os intervalos de confiança empíricos para a estimativa dos preços a vista

A construção dos intervalos de confiança empíricos para a estimativa dos preços a vista, de curto e longo prazos, é feita usando-se a volatilidade implícita dos preços futuros, obtida pela extração da volatilidade implícita do prêmio das opções de soja, através do modelo de Black (1976), através das equações (7.1) e (7.2).

##### 2.4.4.1 Intervalos de confiança empíricos para a estimativa de curto prazo dos preços a vista

Para os intervalos de confiança empíricos com a estimativa dos preços a vista de curto prazo encontrou-se os valores da Tabela 12, comparados com as volatilidades realizadas, para fins avaliativos:

Tabela 12 – Intervalos de confiança empíricos para a estimativa de curto prazo dos preços a vista (Rondonópolis MT): preços a vista máximos e realizados, erros quadráticos médios e percentuais. Período: 21/04/06 a 24/04/09 - preços em US\$

(continua)

<u>INTERVALO</u>	Data Extração	Datas Intervalo	Preço a Vista Máximo	Preço a Vista Realizado	EQM	EPM
<u>1</u>	24/02/06	21/04 a 23/06/06	11.03	10.23	6400	7.8%
<u>2</u>	21/04/06	23/06 a 21/07/06	9.55	10.44	7921	-8.5%
<u>3</u>	19/05/06	21/07 a 25/08/06	9.77	10.63	7396	-8.1%
<u>4</u>	23/06/06	25/08 a 20/10/06	10.52	11.88	18496	-11.5%
<u>5</u>	25/08/06	20/10 a 22/12/06	10.49	13.93	118336	-24.7%
<u>6</u>	20/10/06	22/12/06 a 23/02/07	12.32	13.49	13689	-8.7%
<u>7</u>	22/12/06	23/02 a 20/04/07	13.76	13.25	2601	3.8%
<u>8</u>	23/02/07	20/04 a 22/06/07	14.62	14.25	1369	2.6%
<u>9</u>	20/04/07	22/06 a 20/07/07	12.35	15.68	110889	-21.2%
<u>10</u>	25/05/07	20/07 a 24/08/07	14.22	16.57	55225	-14.2%
<u>11</u>	22/06/2007	24/08 a 26/10/07	14.42	21.12	448900	-31.8%
<u>12</u>	24/08/07	26/10 a 21/12/07	16.83	22.99	379456	-26.8%
<u>13</u>	26/10/07	21/12/07 a 22/02/08	20.90	24.84	155236	-15.8%
<u>14</u>	21/12/07	22/02 a 25/04/08	24.85	26.30	21025	-5.5%

Tabela 12 – Intervalos de confiança empíricos para a estimativa de curto prazo dos preços a vista (Rondonópolis MT): preços a vista máximos e realizados, erros quadráticos médios e percentuais. Período: 21/04/06 a 24/04/09 - preços em US\$

(conclusão)

<i>INTERVALO</i>	Data Extração	Datas Intervalo	Preço a Vista Máximo	Preço a Vista Realizado	EQM	EPM
<u>15</u>	22/02/08	25/04 a 20/06/08	27.11	29.21	44100	-7.2%
<u>16</u>	25/04/08	20/06 a 25/07/08	22.81	31.01	672400	-26.4%
<u>17</u>	22/05/2008	25/07 a 22/08/08	23.94	27.02	94864	-11.4%
<u>18</u>	20/06/2008	22/08 a 24/10/08	28.35	26.30	42025	7.8%
<u>19</u>	22/08/2008	24/10 a 26/12/08	25.72	18.92	462400	35.9%
<u>20</u>	24/10/2008	26/12/08 a 20/02/09	16.56	19.19	69169	-13.7%
<u>21</u>	26/12/08	20/02 a 24/04/09	19.57	19.60	9	-0.1%
Erros (EQM/EPM)					130090.76	-8.5%

Os resultados da avaliação através de MQO estão na Tabela 13, onde o preço a vista realizado é a variável dependente e o preço a vista máximo a explicativa:

Tabela 13 – Mínimos quadrados ordinários – variável dependente: nível dos preços realizado; Variável independente: previsão do nível de preços pela VI (SM2) – número de observações: 21

Variável	Coeficiente	Erro Padrão	Teste “t”	Probabilidade
C	2,9666	2,1386	1,3872	0,1814
SM2	0,9300	0,1177	7,9036	0,0000
R <sup>2</sup>	0,7668	Prob(Estat.-“F”)	0,0000	
R <sup>2</sup> Ajustado	0,7545	Durbin-Watson	1,2058	
Erro padrão regressão	3,2743	Média da var. dependente	18,8980	
Estatística “F”	62,4675	Soma quadrado resíduos	203,6953	

Fonte: Dados da pesquisa.

No Gráfico 9 explicita-se o *scatterplot* entre o nível de preços realizado e o previsto com base na volatilidade implícita, no curto prazo:

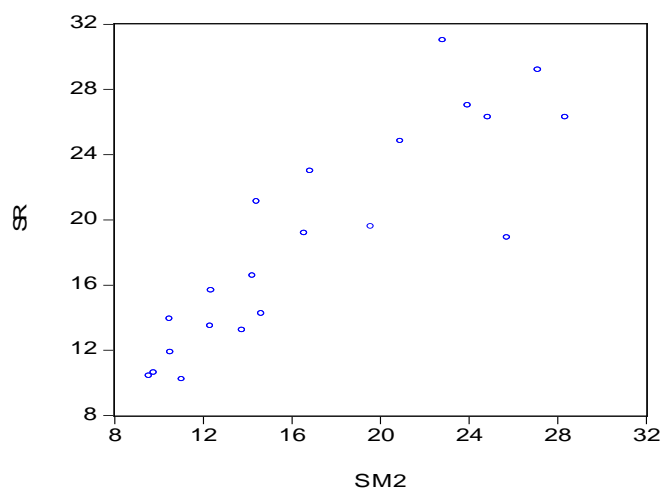


Gráfico 9 - *Scatterplot* preços máximos intervalares (SM2) e realizados (SR) – estimativas de curto prazo

Fonte: Dados da pesquisa.

A comparação com a estimativa simples (*naïve*) do preço a vista realizado é feita considerando-se o preço do próximo período igual ao do período atual, ou seja,  $E[S_t] = S_{t-1}$ . Os resultados encontram-se na Tabela 14:

Tabela 14 – Intervalos de confiança empíricos para a estimativa de curto prazo dos preços a vista (Rondonópolis MT): preços a vista de estimativa simples (*Naïve*) e realizados, erros quadráticos médios e percentuais. Período: 21/04/06 a 24/04/09 - preços em US\$

(continua)

<u>INTERVALO</u>	Data Extração	Datas Intervalo	Preços Estimativa Simples	Preço a Vista Realizado	EQM	EPM
<u>1</u>	24/02/06	21/04 a 23/06/06	11.79	10.23	24336	15.25%
<u>2</u>	21/04/06	23/06 a 21/07/06	10.23	10.44	441	-2.01%
<u>3</u>	19/05/06	21/07 a 25/08/06	10.44	10.63	361	-1.79%
<u>4</u>	23/06/06	25/08 a 20/10/06	10.63	11.88	15625	-10.52%
<u>5</u>	25/08/06	20/10 a 22/12/06	11.88	13.93	42025	-14.72%
<u>6</u>	20/10/06	22/12/06 a 23/02/07	13.93	13.49	1936	3.26%
<u>7</u>	22/12/06	23/02 a 20/04/07	13.49	13.25	576	1.81%
<u>8</u>	23/02/07	20/04 a 22/06/07	13.25	14.25	10000	-7.02%
<u>9</u>	20/04/07	22/06 a 20/07/07	14.25	15.68	20449	-9.12%
<u>10</u>	25/05/07	20/07 a 24/08/07	15.68	16.57	7921	-5.37%
<u>11</u>	22/06/2007	24/08 a 26/10/07	16.57	21.12	207025	-21.54%
<u>12</u>	24/08/07	26/10 a 21/12/07	21.12	22.99	34969	-8.13%
<u>13</u>	26/10/07	21/12/07 a 22/02/08	22.99	24.84	34225	-7.45%

Tabela 14 – Intervalos de confiança empíricos para a estimativa de curto prazo dos preços a vista (Rondonópolis MT): preços a vista de estimativa simples (*Naïve*) e realizados, erros quadráticos médios e percentuais. Período: 21/04/06 a 24/04/09 - preços em US\$

(conclusão)

<i>INTERVALO</i>	Data Extração	Datas Intervalo	Preços Estimativa Simples	Preço a Vista Realizado	EQM	EPM
<u>14</u>	21/12/07	22/02 a 25/04/08	24.84	26.30	21316	-5.55%
<u>15</u>	22/02/08	25/04 a 20/06/08	26.30	29.21	84681	-9.96%
<u>16</u>	25/04/08	20/06 a 25/07/08	29.21	31.01	32400	-5.80%
<u>17</u>	22/05/2008	25/07 a 22/08/08	31.01	27.02	159201	14.77%
<u>18</u>	20/06/2008	22/08 a 24/10/08	27.02	26.30	5184	2.74%
<u>19</u>	22/08/2008	24/10 a 26/12/08	26.30	18.92	544644	39.01%
<u>20</u>	24/10/2008	26/12/08 a 20/02/09	18.92	19.19	729	-1.41%
<u>21</u>	26/12/08	20/02 a 24/04/09	19.19	19.60	0.00	-2.09%
Erros (EQM/EPM)					59510.71	-1.70%

Os resultados da avaliação através de MQO encontram-se na Tabela 15, onde o preço a vista realizado é a variável dependente e o preço a vista de estimativa simples (*naïve*) a explicativa:

Tabela 15 – Mínimos quadrados ordinários – variável dependente: nível de preços realizado; variável independente: estimativa simples (*naïve*) do nível de preços (SN) – número de observações: 20

Variável	Coeficiente	Erro Padrão	Teste "t"	Probabilidade
C	2,0753	1,5904	1,3050	0,2075
SN	0,9081	0,0808	11,2332	0,0000
R <sup>2</sup>	0,8691	Prob(Estat.-"F")	0,0000	
R <sup>2</sup> Ajustado	0,8622	Durbin-Watson	1,4725	
Erro padrão regressão	2,4527	Média da var. dependente	18,8980	
Estatística "F"	126,1842	Soma quadrado resíduos	114,3000	

Fonte: Dados da pesquisa.

No Gráfico 10 explicita-se o *scatterplot* entre o nível de preços realizado e a estimativa simples, no curto prazo:

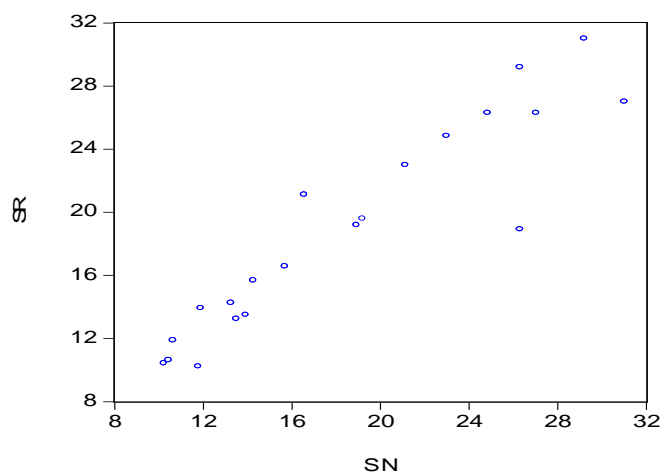


Gráfico 10 - *Scatterplot* preços máximos com estimativa simples (*Naïve*) (SN) e realizados (SR) estimativas de curto prazo

Conclui-se pelos resultados que a estimativa simples (*naïve*) é melhor previsor do que a obtida pelo intervalo de confiança empírico, pois o  $R^2$  da regressão MQO é mais elevado para aquela variável, quando considerada como explicativa da volatilidade realizada. Também, observa-se que os erros percentuais e quadráticos da previsão com pelo intervalo de confiança empírico são superiores aos da estimativa simples (*naïve*).

#### 2.4.4.2 Intervalos de confiança empíricos para a estimativa de longo prazo dos preços a vista

Para os intervalos de confiança empíricos com a estimativa dos preços a vista de longo prazo encontraram-se os valores explicitados na Tabela 16, comparados com as volatilidades realizadas, para fins avaliativos:

Tabela 16 – Intervalos de confiança empíricos para a estimativa de longo prazo dos preços a vista (Rondonópolis MT): preços a vista estimados com volatilidade implícita e realizados, erros quadráticos médios e percentuais. Período: 17/02/06 a 26/10/07 - preços em US\$

Data de Extração	<u>INTERVALO</u>	Datas Intervalo	Preço Intervalar Estimado	Preço Realizado	EQM	EPM
3/1/2006	<u>1</u>	17/02 a 21/04/06	10.98	10.07	8281	9.0%
	<u>2</u>	21/04 a 23/06/06	9.43	10.23	6400	-7.8%
	<u>3</u>	23/06 a 21/07/06	8.95	10.44	22201	-14.3%
	<u>4</u>	21/07 a 25/08/06	10.05	10.63	3364	-5.5%
	<u>5</u>	25/08 a 20/10/06	12.79	11.88	8281	7.6%
	<u>6</u>	20/10 a 22/12/06	12.78	13.93	13225	-8.3%
	<u>7</u>	22/12/06 a 23/02/07	11.43	13.49	42436	-15.3%
3/7/2006	<u>4</u>	21/07 a 25/08/06	10.77	10.63	196	1.3%
	<u>5</u>	25/08 a 20/10/06	12.42	11.88	2916	4.5%
	<u>6</u>	20/10 a 22/12/06	12.63	13.93	16900	-9.3%
	<u>7</u>	22/12/06 a 23/02/07	12.27	13.49	14884	-9.0%
	<u>8</u>	23/02 a 20/04/07	11.04	13.25	48841	-16.7%
	<u>9</u>	20/04 a 22/06/07	10.05	14.25	176400	-29.5%
	<u>10</u>	22/06 a 20/07/07	10.55	15.68	263169	-32.7%
3/1/2007	<u>7</u>	22/12/06 a 23/02/07	13.36	13.49	169	-1.0%
	<u>8</u>	23/02 a 20/04/07	12.33	13.25	8464	-7.0%
	<u>9</u>	20/04 a 22/06/07	11.36	14.25	83521	-20.3%
	<u>10</u>	22/06 a 20/07/07	11.30	15.68	191844	-28.0%
	<u>11</u>	20/07 a 24/08/07	13.45	27.02	1841449	-50.2%
	<u>12</u>	24/08 a 26/10/07	14.63	26.30	1361889	-44.4%
Erros (EQM/EPM)					207542	-13.82%

Os resultados da avaliação através de MQO estão na Tabela 17, onde o preço a vista realizado é a variável dependente e o preço a vista máximo a explicativa:

Tabela 17 – Mínimos quadrados ordinários – variável dependente: nível dos preços realizado; variável independente: previsão do nível de preços pela VI (SMP) – número de observações: 20

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Teste "t"	Probabilidade
C	-91080	6,7239	-1,3546	0,1923
SMP	2,0037	0,5740	3,4908	0,0026
R <sup>2</sup>	0,4037	Prob(Estat.-"F")	0,0026	
R <sup>2</sup> Ajustado	0,3706	Durbin-Watson	0,8393	
Erro padrão regressão	3,6483	Média da var. dependente	14,1901	
Estatística "F"	12,1854	Soma quadrado resíduos	239,5845	

Fonte: Dados da pesquisa.



No Gráfico 11 explicita-se o *scatterplot* entre o nível de preços realizado e a estimativa simples, no curto prazo:

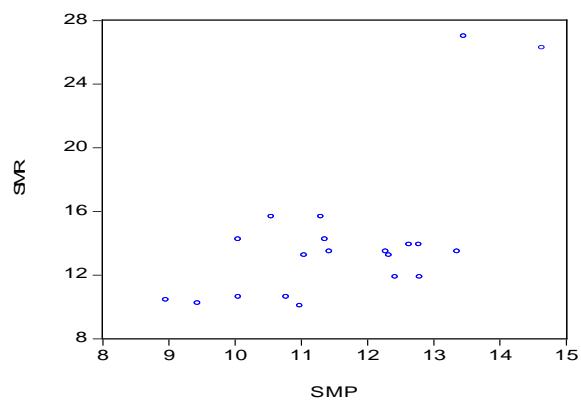


Gráfico 11 - *Scatterplot* do nível de preços estimado pela VI (SMP) e realizados (SMR) – curto prazo

Fonte: Dados da pesquisa.

A comparação com a estimativa simples (*naïve*) do preço a vista realizado é feita considerando-se o preço do próximo período igual ao do período atual, ou seja,  $E[S_{t+1}] = S_t$ . Os resultados encontram-se na Tabela 18:

Tabela 18 – Intervalos de confiança empíricos para a estimativa de longo prazo dos preços a vista (Rondonópolis MT): preços a vista de estimativa simples (*Naïve*) e realizados, erros quadráticos médios e percentuais. Período: 17/02/06 a 26/10/07 - preços em US\$

Data de Extração	<i>INTERVALO</i>	Datas Intervalo	S max real	S max naïve *	EQM	EPM
3/1/2006	<u>1</u>	17/02 a 21/04/06	10.07	11.69	26244	-13.9%
	<u>2</u>	21/04 a 23/06/06	10.23	11.70	21609	-12.5%
	<u>3</u>	23/06 a 21/07/06	10.44	11.96	23104	-12.7%
	<u>4</u>	21/07 a 25/08/06	10.63	11.86	15129	-10.3%
	<u>5</u>	25/08 a 20/10/06	11.88	11.29	3481	5.2%
	<u>6</u>	20/10 a 22/12/06	13.93	11.56	56169	20.5%
	<u>7</u>	22/12/06 a 23/02/07	13.49	11.79	28900	14.5%
3/7/2006	<u>4</u>	21/07 a 25/08/06	10.63	11.86	15129	-10.3%
	<u>5</u>	25/08 a 20/10/06	11.88	11.29	3481	5.2%
	<u>6</u>	20/10 a 22/12/06	13.93	11.56	56169	20.5%
	<u>7</u>	22/12/06 a 23/02/07	13.49	11.79	28900	14.5%
	<u>8</u>	23/02 a 20/04/07	13.25	10.07	101124	31.6%
	<u>9</u>	20/04 a 22/06/07	14.25	10.23	161604	39.3%
	<u>10</u>	22/06 a 20/07/07	15.68	10.44	274576	50.2%
3/1/2007	<u>7</u>	22/12/06 a 23/02/07	13.49	11.79	28900	14.5%
	<u>8</u>	23/02 a 20/04/07	13.25	10.07	101124	31.6%
	<u>9</u>	20/04 a 22/06/07	14.25	10.23	161604	39.3%
	<u>10</u>	22/06 a 20/07/07	15.68	10.44	274576	50.2%
	<u>11</u>	20/07 a 24/08/07	27.02	10.63	2686321	154.2%
	<u>12</u>	24/08 a 26/10/07	26.30	11.88	2079364	121.3%
						Erros (EQM/EPM)

(\*) preços máximos realizados no intervalo equivalente do ano anterior.

Os resultados da avaliação através de MQO estão na Tabela 19, onde o preço a vista realizado é a variável dependente e o preço a vista de estimativa simples (*naïve*) a explicativa:

Tabela 19 – Mínimos quadrados ordinários – variável dependente: nível dos preços realizado; variável independente: estimativa simples (*naïve*) do nível de preços (SMP) – número de observações: 20

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Teste "t"	Probabilidade
C	28,9371	16,7387	1,7286	0,1010
SN	-1,3160	1,4909	-0,8827	0,3890
R <sup>2</sup>	0,0415	Prob(Estat.-"F")	0,3890	
R <sup>2</sup> Ajustado	-0,0118	Durbin-Watson	0,4586	
Erro padrão regressão	4,6254	Média da var. dependente	14,1901	
Estatística "F"	0,7792	Soma quadrado resíduos	385,1047	

Fonte: Dados da pesquisa.

No Gráfico 12 explicita-se o *scatterplot* entre o nível de preços realizado e a estimativa simples, no curto prazo:

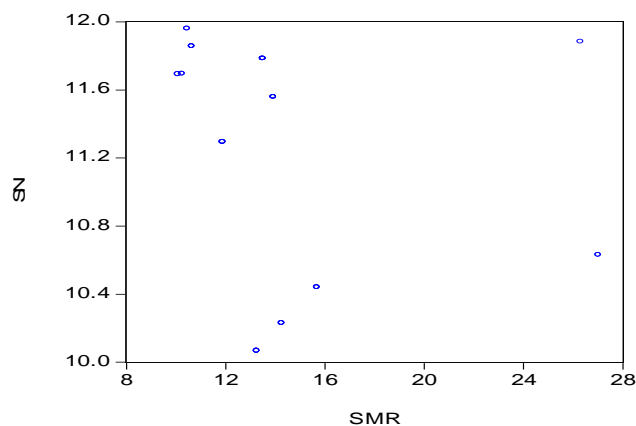


Gráfico 12 - *Scatterplot* preços de estimativas simples (*Naïve*) (SN) e realizados (SMR) – estimativas de longo prazo

Fonte: Dados da pesquisa.

Conclui-se pelos resultados que a estimativa do intervalo de confiança empírico é melhor previsora do que a obtida pela estimativa simples (*naïve*), pois o  $R^2$  da regressão MQO é mais elevado para aquela variável, quando considerada como explicativa da volatilidade realizada. Também, observa-se que os erros percentuais e quadráticos da previsão com pelo intervalo de confiança empírico são inferiores aos da estimativa simples (*naïve*).

Sintetiza-se no Quadro 5 os principais resultados das previsões:

	Volatilidades	
	Curto Prazo	Longo Prazo
Volatilidade Implícita	Alto	Baixo
Intervalo de confiança	Nível dos Preços	
	Curto Prazo	Longo Prazo
	Baixo	Alto

Quadro 5 – Graus de eficiência das estimativas de previsão das volatilidades e níveis de preços realizados de curto e longo prazo

Fonte: Dados da pesquisa.

## 2.5 Resumo e conclusões

Neste artigo avaliou-se a eficiência das previsões de curto e de longo prazo dos níveis realizados de volatilidades e dos preços a vista da soja em Mato Grosso, com base na estrutura a termo das volatilidades implícitas futuras das opções de soja negociadas no CME GROUP.

Desenvolveram-se algumas relações teóricas entre a volatilidade implícita das opções e a volatilidade realizada e o nível de preços para o mercado de commodities agrícolas pela adaptação dos trabalhos de Leuthold, Junkus e Cordier (1989), Taylor, Dhuyvetter e Kastens (2004) e Isegildina, Irwin e Good (2006), obtendo-se uma equação para a previsão do limite superior do intervalo de confiança empírico dos preços a vista para a soja de Rondonópolis (MT).

A estrutura a termo das volatilidades implícitas futuras das opções de soja do CME GROUP foi obtida empiricamente pela solução implícita (*back-out*) da fórmula de Black (1976), fazendo-se previsões da volatilidade e do nível dos preços a vista, de curto e longo prazos, da soja de Rondonópolis (MT) e avaliando o grau de eficiência preditiva. Utilizaram-se as séries de prêmios de opções e preços, entre 01/01/2006 e 24/06/2009.

Os resultados indicaram que a volatilidade implícita tem maior grau de eficiência preditiva para as previsões de volatilidade realizada de curto prazo. A estimativa simples (*naïve*) é mais eficiente para a volatilidade realizada de longo prazo. Esses resultados alinham-se com os de outros trabalhos empíricos sobre eficiência de previsão de volatilidades com diferentes modelagens, destacando-se a volatilidade implícita como a mais eficiente num horizonte de curto prazo.

Uma causa para esse fato pode ser que o agrupamento (*clustering*) de volatilidade, característica intrínseca das séries de preços de *commodities* agrícolas, é identificável apenas em intervalos temporais mais longos, tornando as previsões por estimativas simples (*naïve*) da volatilidade, que são meramente a volatilidade defasada de um período, os melhores previsores.

O intervalo de confiança empírico dos preços é o estimador mais eficiente para o nível de preços realizado de longo prazo, enquanto a estimativa simples (*naïve*) é o mais eficiente para o curto prazo. Isto pode confirmar que a formação de expectativas de preços, e a sua subsequente realização, são influenciadas pela volatilidade.

Quando ocorre elevação e posterior tendência de aumento dos preços correntes, caracterizando o agrupamento de volatilidade, as expectativas de preços embutem esses novos níveis de volatilidade, o que pode ser captado pelo intervalo de confiança empírico dos preços no curto prazo.

No longo prazo, o maior grau de eficiência da estimativa simples (*naïve*) parece confirmar a tendência de reversão à média observável em preços de *commodities* agrícolas, ou seja, a trajetória de longo prazo dos preços desenvolve-se em torno de uma média histórica. Essa característica parece ser identificável pela estimativa simples. O período analisado inclui diversos eventos extremos em termos de preços, particularmente o pico do preço da soja ocorrido em meados de 2008 e a queda posterior, o que também ocorreu em outras *commodities*.

Os resultados sinalizam ganhos positivos de informações para melhorar a tomada de decisões, a partir dos mercados de opções. Tal fato confirma a afirmativa generalizada de que a principal função econômica dos mercados de opções é a geração de informações sobre as expectativas dos agentes de mercado. Em particular, para o mercado de soja de Mato Grosso, os ganhos de eficiência alocativa oriundos das informações são elevados, contribuindo para uma melhor gestão econômica da produção e comercialização da safra.

Os futuros tópicos de pesquisa podem contemplar a avaliação da eficiência preditiva da volatilidade implícita das opções com a volatilidade implícita prevalecente sob o mais recente regime de preços da soja, com a análise do impacto das diferenças institucionais e políticas públicas do mercado brasileiro de soja (risco idiossincrático) sobre a estrutura a termo das opções de soja do CME GROUP, bem como a avaliação do impacto da entrada da safra brasileira de soja sobre a volatilidade implícita das opções.

## Referências

ALEXANDER, C. (Ed.). **Risk management and analysis: measuring and modelling financial risk**. Baffins Lane: John Wiley & Sons, 1998. v. 1. 277 p.

ANDERSEN, T.G.; BOLLERSLEV, T. Answering the skeptics: yes, standard volatility models do provide accurate forecasts. **International Economic Review**, Philadelphia, v. 39, n. 4 p. 885–905, 1998.

BARChart.COM. 2009. **Séries de dados**. Disponível em: <<http://www.barchart.com>>. Acesso em: 15 jul. 2009.

BLACK, F. Studies of stock price volatility changes. In: MEETINGS OF THE AMERICAN STATISTICAL ASSOCIATION, 1976, Washington. **Proceedings of the 1976 Meetings of the American Statistical Association, Business and Economics Statistics Section**. Washington: American Statistical Association, 1976. p. 177–181.

BLACK, F.; SCHOLES, M. The pricing of options and corporate liabilities. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 81, n. 3, p. 637–659, 1973.

CAMPA, M.; CHANG, K. Testing the expectations hypothesis on the term structure of volatilities in foreign exchange options. **Journal of Finance**, Chicago, v. 50, n. 2, p. 529–547, 1995.

CARCHANO, O.; PARDO, A. Rolling over stock index futures contracts. **Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v. 29, n. 7, p. 684–694, 2009.

CHRISTENSEN, B.J.; PRABHALA, N.R. The relation between implied and realized volatility. **Journal of Financial Economics**, Rochester, v. 50, n. 2, p. 125–150, 1998.

CHRISTOFFERSEN, P.F.; DIEBOLD, F.X. How relevant is volatility forecasting for financial risk management. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 82, n. 1, p. 12–22, 2000.

CME GROUP. **Especificação dos contratos futuros e de opções de soja**. Disponível em: <<http://www.cme.group>>. Acesso em: 3 maio 2009.

COX, J.C.; ROSS, S.A. The valuation of options for alternative stochastic processes. **Journal of Financial Economics**, Rochester, v. 3, n. 1-2, p. 145–166, 1976.

CUMBY, R.E.; MODEST, D.M. Testing for market timing ability. **Journal of Financial Economics**, Rochester, v. 19, n. 1, p. 169–189, 1987.

DAY, T.E.; LEWIS, C.M. Forecasting futures market volatility. **Journal of Derivatives**, New York, v. 1, n. 2, p. 33–50, 1993.

DORAN, J.S.; RONN, E.I. Computing the market price of volatility risk in the energy commodity markets. **Journal of Banking and Finance**, Carbondale, v. 32, n. 12, p. 2541–2552, 2008.

EGELKRAUT, T.M.; GARCIA, P. Intermediate volatility forecasts using implied forward volatility: the performance of selected agricultural commodity options. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, Laramie, v. 31, n. 3, p. 508–528, 2006.

EGELKRAUT, T.E.; GARCIA, P.; SHERRICK, B.J. The term structures of implied forward volatility: recovery and informational content in the corn options market. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 89, n. 1, p. 1–11, 2007.

- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc., 2004. 460 p.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, New York, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.
- FACKLER, P.L.; KING, R.P. Calibration of option-based probability assessments in agricultural commodity markets. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 72, n. 1, p. 73-83, 1990.
- FAMA, E.F. The information in the term structure. **Journal of Financial Economics**, Rochester, v. 13, n. 4, p. 509-528, 1984.
- FLEMING, J. The quality of market volatility forecasts implied by S&P 100 index option prices. **Journal of Empirical Finance**, East Lansing, v. 5, n. 4, p. 317-345, 1998.
- GARDNER, B.L. Commodity options for agriculture. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 59, n. 5, p. 986-992, 1977.
- GWILYM, O.; BUCKLE, M. Forward/Forward Volatilities and the Term Structure of Implied Volatility. **Applied Economics Letters**, Coventry, v. 4, n.5, p. 325-28, 1997.
- HARVEY, D.; LEYBOURNE, S.; NEWBOLD, P. Testing the equality of prediction mean squared errors. **International Journal of Forecasting**, Melbourne, v. 13, n. 2, p. 281-291, 1997.
- HAUSER, R.J.; GARCIA, P.; TUMBLIN, A.D. Basis expectations and soybean hedging effectiveness. **North Central Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 12, n. 1, p. 125-136, 1990.
- HENRIKSSON, R.D. Market timing and mutual fund performance. **Journal of Business**, Chicago, v. 57, n. 1, p. 73-96, 1984.
- HENRIKSSON, R.D.; MERTON, R.C. On market timing and investment performance. II. Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills. **Journal of Business**, Chicago, v. 54, n. 4, p. 513-533, 1981.
- HOLT, M.T.; MOSCHINI, G. Alternative measures of risk in commodity supply models: an analysis of sow farrowing decisions in the United States. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, Milwaukee, v. 17, n. 1, p. 1-12, 1992.
- HULL, J. **Options, futures and other derivatives**. 7. ed. Upper Saddle River: Pearson Education,, 2009. 822 p.
- HULL, J.; WHITE, A. The pricing of options on assets with stochastic volatilities. **Journal of Finance**, Chicago, v. 42, n. 2, p. 281-300, 1987.
- ISENGILDINA, O.; IRWIN, S.H.; GOOD, D.L. Empirical confidence intervals for WASDE forecasts of corn, soybean and wheat prices." In: CONFERENCE ON APPLIED COMMODITY PRICE ANALYSIS, FORECASTING, AND MARKET RISK MANAGEMENT, 134., 2006. St.

Louis. **Anais eletrônicos da NCCC-134**. St. Louis: University of Illinois at Urbana-Champaign, 2006. Disponível em: <<http://www.farmdoc.uiuc.edu/nccc134>> . Acesso em: 10 out. 2009.

ISENGILDINA-MASSA, O.; IRWIN, S.H.; GOOD, D.L.; GOMEZ, J.K. Impact of WASDE reports on implied volatility in corn and soybean markets. **Agribusiness**, Nova Iorque, v. 24, n. 4, p. 473-490, 2008.

KRONER, K.F.; KNEAFSEY, D.P.; CLAESSENS, S. **Forecasting volatility in commodity markets**, Washington: World Bank, 1993. 28 p. (Policy Research Working Paper, 1226).

LEUTHOLD, R.M.; JUNKUS, J.C.; CORDIER, J.E. 1989. **The theory and practice of futures markets**. Toronto: Lexington Books, 1989. 410 p.

MERTON, R.C. Theory of rational option pricing. **Bell Journal of Economics and Management Science**, Santa Monica, v. 4, n. 1, p. 141-183, 1973.

PEDERSEN, W.R. Capturing all the information in foreign currency option prices: solving for one versus two implied variables. **Applied Economics**, Coventry, v. 30, n. 12, p. 1679-1683, 1998.

PIRRONG, C. **Stochastic fundamental volatility, speculation, and commodities storage**. Houston: University of Houston. 2008. 26 p. Mimeografado.

POON, S.H.; GRANGER, C.W.J. Forecasting volatility in financial markets: a review. **Journal of Economic Literature**, Nashville, v. 41, n. 2, p. 478-539, 2003.

POTERBA, J.; SUMMERS, L. The persistence of volatility and stock market fluctuations. **American Economic Review**, Nashville, v. 76, n. 5, p. 1141-1151, 1986.

SHERRICK, B.J.; GARCIA, P.; TIRUPATTUR, V. Recovering probabilistic information from option markets: tests of distributional assumptions. **Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v. 16, n. 5, p. 545-560, 1996.

SIMON, D.P. Implied volatility in the grain complex. **Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v. 22, n. 10, p. 959-981, 2002.

TAYLOR, M.; DHUYVETTER, K.C.; KASTENS, T.L. 2004. Incorporating current information into historical-average-based forecasts to improve crop price basis forecasts. In: CONFERENCE ON APPLIED COMMODITY PRICE ANALYSIS, FORECASTING AND MARKET RISK MANAGEMENT, 134., 2004, St. Louis. **Anais eletrônicos da NCCC-134**. St. Louis: University of Illinois at Urbana-Champaign, 2004. Disponível em: <<http://www.farmdoc.uiuc.edu/nccc134>>. Acesso em: 30 set. 2009.

TOMEK, W.G. Commodity futures prices as forecasts. **Review of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 19, n. 1, p. 23-44, 1997.



### 3 O *HEDGE* SIMULTÂNEO DOS RISCOS DE PREÇO E DE CÂMBIO DA PRODUÇÃO DE SOJA EM MATO GROSSO UTILIZANDO CONTRATOS DA BOVESPA-BM&F

#### Resumo

A decisão de *hedge* simultâneo dos produtores de soja de Mato Grosso com contratos futuros de preço e taxa de câmbio da BOVESPA-BM&F foi analisada. Um modelo de *hedge* simultâneo do risco de preços e taxa de câmbio foi obtido e as eficiências de diferentes estratégias de *hedge* foram calculadas. As principais conclusões foram que o *hedge* simultâneo de risco de preços e taxa de câmbio reduz de forma acentuada o risco da receita total comparativamente ao *hedge* de preços isolado. A mitigação do risco de taxa de câmbio em conjunto com o de preços é fundamental para uma gestão estratégica dos exportadores de commodities.

Palavras-chave: Hedge simultâneo; Risco de preços e taxa de câmbio; Soja; Mato Grosso

#### Abstract

The joint hedging decision of the soybean producers of Mato Grosso with price and exchange rate futures contracts of BOVESPA-BM&F was analyzed. A simultaneous price and exchange risk hedging model was obtained and the efficiencies of different hedging strategies was calculated. The main findings were that the simultaneous hedging of price and exchange rate risk strongly reduces revenue risk comparatively to hedging with price futures only. The exchange risk jointly with price risk offset is key for a strategic management of commodities exporters.

Keywords: Simultaneous hedge; Price and exchange rate risk; Soybeans; Mato Grosso

#### 3.1 Introdução

A comercialização de uma safra de *commodities* agrícolas deve ser avaliada em termos da alocação do portfólio individual do produtor agrícola que objetiva maximizar a sua receita total, minimizando simultaneamente a variância associada. O portfólio ideal do produtor deve consistir de posições da *commodity* no mercado físico e futuro, com percentuais em cada mercado sinalizados por uma taxa ótima de *hedge*, ou seja, o percentual da produção negociado no mercado futuro que minimiza a variância da receita total, dadas as condições de mercado.

No caso da soja de Mato Grosso, o processo de formação de preços toma por referência principal a praça de Chicago (EUA), onde os valores são explicitados em dólar americano, conforme APROSOJA<sup>7</sup> (comunicação pessoal). Por seu turno, os contratos futuros de soja da BOVESPA-BM&F também são expressos em dólar americano. Assim, o problema decisório enfrentado por um tomador de *hedge* em MT deve necessariamente incluir a flutuação das taxas cambiais, além do risco de preço, devido à exposição à taxa de câmbio e a elevada participação das exportações na receita total dos produtores.

Dessa forma, uma estratégia eficiente de *hedge* para os produtores de soja de MT não pode ignorar as variações cambiais, as quais contribuem de forma decisiva para o risco total do portfólio individual do produtor. Logo para uma decisão eficiente de *hedge* para a produção de soja em MT, deve-se avaliar o *hedge* simultâneo de preços e taxa de câmbio.

Neste artigo analisa-se a decisão de se efetuar o *hedge* simultâneo dos riscos de preço e cambial da produção de soja em MT, utilizando contratos futuros da BOVESPA-BM&F. A introdução da simultaneidade de *hedge* de riscos de preço e cambial proporciona melhoria no *hedge* agregado dos agentes, comparativamente à única posição isolada de *hedge* do risco de preço, melhorando a renda agregada dos participantes, particularmente os dependentes de receita em moeda estrangeira, como os produtores de soja de MT. Deriva-se um modelo para o *hedge* simultâneo ótimo, considerando ambos os riscos de preços e cambial, através de contratos futuros de soja e de taxa de câmbio na BOVESPA-BM&F. O objetivo principal é a análise do grau de risco e a sua redução.

Objetiva-se responder à seguinte questão de pesquisa (*research question*): em que grau o *hedge* simultâneo de risco de preços e cambial, usando contratos futuros da BM&F, melhora o resultado final do *hedge*, em termos de redução da variância da receita total, para produtores de soja de MT, comparativamente ao *hedge* único de risco de preços.

As seguintes perguntas de análise (*survey questions*) serão exploradas: i. qual é a relação fundamental entre as variáveis econômicas que propiciam a maior eficiência do *hedge* simultâneo de preços e taxa de câmbio; ii. qual é o grau de eficiência do *hedge* simultâneo de preços e cambial em termos de redução da variância total do portfólio individual do produtor de soja de

---

<sup>7</sup> ASSOCIAÇÃO DOS PRODUTORES DE SOJA E MILHO DE MATO GROSSO – APROSOJA. **E-mail.** Mensagem recebida por <warsouza@esalq.usp.br> em 1 jul. 2009.

MT; e, iii. quais são as estratégias mais eficientes e os resultados probabilísticos de *hedge* simultâneo de preços e taxa de câmbio, obtidos através de testes empíricos e de simulações de Monte Carlo.

O artigo divide-se em revisão de literatura, metodologia e dados, resultados e discussão, resumo e conclusões. Faz-se a modelagem do *hedge* simultâneo de preços e cambial para *commodities* agrícolas exportáveis e a aplicação do arcabouço em estratégias de minimização de riscos de preços e de câmbio para a soja de MT. Cabe ressaltar que ambos os tópicos, da forma abordada, são inéditos na literatura, onde se insere a contribuição do artigo.

### 3.2 Revisão bibliográfica

O *hedge* pode ser caracterizado como o ato de transferência de risco de agentes avessos para especuladores mais tolerantes a risco. A abordagem teórica *mainstream* considera a motivação com base na lucratividade para modelar o comportamento do tomador de *hedge*.

Em seu trabalho pioneiro, Working (1953) elaborou a concepção do *hedge* com fundamentação econômica, através da análise dos objetivos e conseqüências das práticas de operações de *hedge* existentes naquela época. Particularizou a análise para os agentes que mantinham altos estoques e para a operacionalização do *hedge*, avaliando os seus impactos econômicos. Concluiu que as principais razões para efetuar *hedge* eram: i. facilitar as decisões de compra e venda; ii. dar maior liberdade para as atividades empresariais; iii. proporcionar uma base confiável para armazenagem de excessos de estoques de *commodities*; e, iv. reduzir os riscos empresariais.

Johnson (1960) avaliou e modelou os conceitos de *hedge* e de especulação, através da esquematização do objetivo e da mecânica dos mercados futuros de *commodities*, da apresentação e avaliação das teorias de *hedge* e de especulação e da reformulação e esclarecimento dos conceitos de *hedge* e especulação. Concluiu que os mercados primários e futuros podem ser incluídos numa análise multidimensional, na qual o agente escolherá a combinação ótima com base em seu mapa de curvas de indiferença em relação à média e a variância dos retornos, objetivando minimizar a variância total.

O desenvolvimento de uma técnica geométrica simplificada para a determinação simultânea de preços a vista e futuros nos mercados de *commodities*, analisando as posições com e sem *hedge*, foi feito por Stein (1961). Elaborou um *approach* teórico para explicar a manutenção de estoques, para analisar os mercados a vista e futuro e as variações de preços quando ocorrem flutuações na oferta e demanda da produção no presente sobre as variações de preços futuras. Pela modelagem é possível inferir sobre a natureza das forças que afetam os mercados a vista e futuro, as covariâncias e correlações entre os preços a vista, futuro e base.

McKinnon (1967) analisou o uso dos mercados futuros e estoques de segurança (*buffer stocks*) para a estabilização da renda dos produtores primários, utilizando um modelo teórico de venda a termo otimizada, considerando os estoques de segurança individuais, bem como a poupança mínima e o impacto das políticas públicas sobre a estabilização do preço das *commodities*.

Concluiu que as tentativas de estabilização dos preços a vista das *commodities* foram insuficientes e mal-sucedidas, pelo foco do setor público apenas sobre os preços no mercado a vista, desconsiderando, em termos hostis, o papel dos mercados futuros. As autoridades devem concentrar-se na estabilização dos preços em períodos futuros distantes, evitando os controles sobre os mercados a vista de *commodities*, que são tecnicamente complexos e ineficientes. Os mercados futuros devem ser incentivados, em particular para os produtos primários, facilitando a manutenção de estoques de segurança.

Ederington (1979), avaliou os mercados futuros de títulos hipotecários e Treasury Bills como instrumentos de *hedge*, através do *survey* das teorias tradicionais de *hedge*, incluindo a teoria de portfólio, usando medidas de efetividade e de custos de *hedge* comparativas em mercados futuros consolidados, de milho e trigo.

Encontrou que as decisões de *hedge* não se diferenciam das decisões de investimento, ponderando a melhor combinação de risco e retorno. Mesmo agentes totalmente avessos ao risco fazem *hedge* inferior à unidade. Os *hedges* de títulos hipotecários e Treasury Bills não são perfeitos, apresentando os títulos hipotecários os melhores *hedges* de curto prazo, de duas semanas, e as Treasury Bills melhores *hedges* para quatro semanas. Entretanto o mercado dos títulos não possuía maturidade suficiente para teste das hipóteses de expectativa ou de *normal*

*backwardation*, quando o preço dos contratos futuros é inferior ao preço esperado do mercado a vista.

Cicchetti, Dale e Vignola (1981) reavaliaram as conclusões de Ederington (1979), quanto à efetividade inferior do *hedge* de futuros de Treasury bills em relação às letras hipotecárias, avaliando se os resultados foram devidos à falta de especificações adicionais do modelo, testando alterações na efetividade do *hedge* de T Bills após três anos de operacionalização do mercado futuro. Foi elaborado um modelo de portfólio para análise da efetividade de *hedge*, concluindo que, apesar de ser um instrumento financeiro recente, o contrato futuro de Treasury Bill compara-se favoravelmente aos demais contratos futuros em termos de efetividade.

Chambers e Just (1979) elaboraram revisão crítica do *framework* empírico e teórico da literatura de economia agrícola que analisa os efeitos de desvalorização de taxas de câmbio sobre os mercados de produtos agrícolas, através da revisão das justificativas teóricas, através da abordagem neoclássica da teoria da oferta e demanda. Concluíram que as especificações mais comuns dos trabalhos empíricos são restritivas e nenhuma justificativa apropriada é explicitada para as condições analisadas.

As estruturas de comercialização agrícola tendem a aproximar-se às de alto impacto da taxa de câmbio. Um dos problemas é a falta de um índice apropriado para alguns blocos (*bundles*) de *commodities*, mais adaptado para análises de comércio internacional, que englobe bens comercializáveis (*tradables*) e não-comercializáveis (*non-tradables*).

A efetividade do *hedge* em mercados futuros de taxas de câmbio foi feita por Dale (1981), adotando modelos simplificados para análise da demanda por comércio internacional e a efetividade de *hedge* nos mercados futuros. Usou dados dos mercados futuros de libra esterlina, marco alemão e ien japonês.

Concluiu que os mercados futuros de libra esterlina, marco alemão e ien japonês fornecem *hedges* tão efetivos, quanto os mercados de *commodities* agrícolas mais antigos e com maior volume e, devido à sua efetividade, haverá aumento da demanda por parte de tomadores de *hedge*. Quanto mais elevada for a redução de risco ofertada pelos mercados futuros, maior o potencial para bens comercializáveis não se devendo temer a expansão de novos tipos de mercados futuros de taxas de câmbio, pois fornecerão novas possibilidades de mitigação de risco cambial, sem restrições de entrega (*delivery*).

A efetividade de *hedge* de contratos futuros de hipotecas foi analisada por Hill, Liro e Schneeweis (1983), através da avaliação do tamanho ótimo da posição em contratos futuros em períodos de alta e baixa da taxa de juros, após a intervenção de Outubro de 1979 do FED e da efetividade de *hedge* em diferentes números de semanas até o vencimento. Foram utilizadas regressões MQO, substituindo-se os coeficientes para testar as hipóteses dos diversos cenários.

Concluíram que as taxas ótimas de *hedge* de variância mínima flutuam significativamente em períodos de flutuação da taxa de juros e de intervenção de FED. A efetividade do *hedge* é maior ou menor, quanto mais ou menos próximo for o vencimento do contrato, embora os vencimentos mais próximos impliquem em volumes maiores de contratos.

O desenvolvimento de um modelo teórico para examinar os efeitos de várias trajetórias de políticas monetárias sobre o setor agrícola no curto prazo foi feito por Chambers (1984), através da análise estático-comparativa dos setores financeiro, particularmente das operações de *open market*, e de *commodities*, comparando os resultados do modelo com o de análises anteriores, num horizonte de longo prazo.

Os resultados sinalizaram que as políticas monetárias contracionistas deprimem o setor agrícola no curto prazo, gerando menores preços relativos, renda e retornos dos fatores agrícolas. O setor agrícola é altamente dependente do comércio internacional, sensibilizado pela taxa de câmbio. As políticas econômicas que objetivam diminuir a inflação ou valorizar a taxa de câmbio impactam negativamente a renda do setor. As políticas públicas devem objetivar o aumento das exportações agrícolas.

Chu e Morrison (1984) analisaram o estado deprimido dos mercados de *commodities* primárias em 1981-82, no contexto da evolução de um período histórico, avaliando as causas dos movimentos e instabilidade dos preços de *commodities* primárias não-petrolíferas, comparando as tendências de curto e longo prazo e os determinantes dos preços.

Concluíram que os preços das *commodities* primárias não-petrolíferas sofreram mudanças significativas nos padrões de comportamento nos anos 70. As principais variáveis impactantes foram o nível de atividade econômica, com forte influência, a inflação mundial, as taxas cambiais, dólar americano *versus* demais moedas, os choques de oferta e as taxas de juros.

Em Thompson e Bond (1985) foram analisados os principais fatores que influenciam a participação de *traders* internacionais de *commodities* nos mercados futuros americanos. Foi feita

a revisão da evidência empírica para indicar a magnitude de influência dos fatores de gerenciamento de risco de base complexo e risco cambial nas decisões de *hedge*. Tomou-se por referência as operações de *hedge* de trigo australiano e de gado canadense nos EUA.

Obteve-se como as principais conclusões que o *hedge* cambial tem impacto substancial na decisão de *hedge* de tomadores estrangeiros. As operações de *hedge* podem ser limitadas a períodos de alta volatilidade de base e a existência de risco de base disseminado para diversos mercados a vista, em relação aos mercados futuros de *commodities*.

Em abordagem complementar, Thompson e Bond (1987) examinaram as implicações da variabilidade da taxa de câmbio sobre o *hedge* ótimo de *commodities*, através da derivação da taxa ótima de *hedge* nos EUA, num arcabouço teórico de média-variância, bem como pela análise das decisões de *hedge* de *traders* estrangeiros para estabilizar a receitas em moeda nacional, sujeitas à variação cambial. Utilizaram a metodologia VAR para analisar as interações entre os sistemas de equações, comparando *traders* australianos e americanos em termos do número de contratos de risco de preço, com e sem *hedge* cambial.

Encontraram que o risco cambial pode afetar as decisões de *hedge* das *commodities* nos casos em que preços e câmbio são relacionados no tempo. Ainda, existe potencial de *hedge* de risco de preço e cambial nos mercados futuros e a termo. Sem o *hedge* cambial, o número de contratos futuros do tomador de *hedge* para trigo australiano seria o dobro do tomador americano, com o *hedge* cambial o número de contratos é aproximadamente o mesmo.

Lence (1996) examinou os ganhos potenciais de melhores estimativas de *hedge* de variância mínima (HVM) com base na maximização da utilidade esperada. Concluiu que os valores obtidos a partir de melhores HVM são desprezíveis, sendo os *hedges* ótimos substancialmente diferentes quando as hipóteses usuais de HVM são relaxadas. As pesquisas de HVM desperdiçaram esforços, pois os modelos mais simples e intuitivos possuem baixo *trade-off* com as técnicas econométricas mais sofisticadas.

Em Novak e Unterschultz (1996) foi apresentada uma metodologia simplificada para mensurar a redução de risco de preço total de curto prazo usando contratos futuros de *commodities* no exterior. O risco de preço de curto prazo é decomposto em riscos de preço futuro, de base e cambial, através de previsões “perfeitas” usando testes empíricos de medida de risco

com base no erro quadrático médio (EQM), aplicado a um pecuarista canadense que opere contratos futuros nos EUA para *hedge*.

A abordagem é útil para medir as contribuições relativas de diferentes fontes de riscos e desenvolver estratégias de gerenciamento. Concluíram que, para o pecuarista canadense, o risco cambial é baixo, não sendo afetado significativamente pelo *hedge* da taxa de câmbio, e que o *hedge* de preço neutraliza aproximadamente 60% do risco e 39% do risco de base.

Junkus e Lee (1985) testaram a aplicabilidade de modelos tradicionais de *hedge* de *commodities* aos contratos futuros de índices de ações, examinando quatro modelos, para avaliar diferentes reações quanto ao risco e retorno. Analisaram os modelos de *hedge* um-para-um, de variância mínima, de maximização de utilidade e de arbitragem de base, em vencimentos de curto, médio e longo prazo, com contratos futuros negociados em três bolsas distintas.

Concluíram que os modelos geraram posições de *hedge* ótimo diferenciadas do *hedge* um-para-um, com custos de transação e margem inferiores, não havendo efeitos do período até o vencimento ou do local de negociação sobre a efetividade geral. Entretanto, o uso da modelagem dependerá do grau de aproximação das hipóteses adotadas sobre a situação real dos tomadores de *hedge*.

Fernandez (2006) avaliou os benefícios potenciais de estratégias de minimização de risco cambial e de inflação nos mercados futuros chilenos, através do *hedge* simultâneo de risco de preços e cambial. Simulando diferentes cenários de risco cambial, obteve que a maior parte do risco cambial poderia ser reduzida através de estratégias de rolagem contínua com contratos futuros de câmbio de peso chileno e dólar americano.

A principal referência metodológica deste artigo é Nayak e Turvey (2000), os quais desenvolveram modelagem teórica para a obtenção da taxa ótima de *hedge* simultâneo de riscos de preço, produtividade e cambial, com dados de produtores de milho canadenses operando contratos futuros nos EUA. A efetividade do *hedge* simultâneo foi simulada e avaliada através de um modelo teórico com aplicação quantitativa a partir de dados primários e simulações de Monte Carlo, em vários cenários alternativos. Concluíram que um tomador estrangeiro que faça *hedge* simultâneo de preço, produtividade e cambial obterá significativas reduções de risco, do que simplesmente fazendo *hedge* de risco de preço.



A contribuição diferenciada do presente artigo é a modelagem do *hedge* simultâneo de preços e cambial para *commodities* agrícolas, analisando a sua efetividade empiricamente no mercado de soja de Mato Grosso e através de simulações de Monte Carlo, destacando-se o ineditismo da abordagem.

### 3.3 Referencial metodológico e dados

O produtor de soja de Mato Grosso que opere na BOVESPA-BM&F como tomador de *hedge* de preços no mercado futuro de soja deve adicionalmente projetar a expectativa de variação cambial futura, para avaliar o *hedge* em contratos futuros de taxa de câmbio. Na BOVESPA-BM&F são negociados contratos futuros de dólar americano, o qual é a principal moeda referência de valor para o mercado de soja de MT.

#### 3.3.1 O modelo

Com base em Nayak e Turvey (2000), desenvolve-se modelagem teórica de *hedge* simultâneo de preços e cambial para *commodities* agrícolas cujos mercados sejam afetados pelo risco de câmbio, além do risco de preços. O modelo será testado empiricamente com dados de preços nos mercados a vista em MT e futuros de preços de soja e dólar americano na BOVESPA-BM&F, além de simulações probabilísticas das trajetórias das estratégias de *hedge* através do método de Monte Carlo.

Por hipótese o produtor agrícola individual detém um conjunto fixo de oportunidades de produção, tal que a decisão de plantio é feita exogenamente e não é afetada pelos preços futuros, isolando-se o problema de decisão de *hedge* de preços e cambial. Considera-se apenas o processo de decisão de um período, com a decisão de *hedge* sendo feita no início do período e a posição em contratos futuros fechada no final. O mercado é líquido e transparente e os contratos são divisíveis em qualquer tamanho. Não se consideram os custos de transação.

A seguir explicitam-se as variáveis do modelo, com minúsculas indicando as variáveis aleatórias, as maiúsculas as variáveis determinísticas, adotando-se a seguinte notação:

$A$  = o volume de produção plantado de determinado produto;

$p$  = o preço a vista local no final do período;

$h$  = a posição no mercado futuro da *commodity*;

$F_1$  = o preço futuro da *commodity* no início do período;

$f_2$  = o preço futuro *commodity* no final do período;

$c$  = a posição no mercado futuro de taxa de câmbio;

$E_1$  = a taxa de câmbio no início da posição no mercado futuro de câmbio;

$e_2$  = a taxa de câmbio no final da posição no mercado futuro de câmbio;

$e_r$  = a taxa de câmbio no mercado a vista no final do período.

O fluxo de receita total do produtor agrícola no final do período, baseado na decisão de fazer *hedge* do risco de renda operando contratos futuros de preço e taxa de câmbio, expresso em moeda local, será dado por :

$$HR = R + h(F_1 - f_2)e_r + c(E_1 - e_2) \quad (1)$$

Onde:

$HR$  = receita incluindo posição de *hedge*;

$R = A \times p$  = a receita a vista no final do período.

Ambas as variáveis  $R$  e  $HR$  têm natureza estocástica no início do período quando a decisão de *hedge* é feita. Definindo-se:

$$f = F_1 - f_2$$

$$e = E_1 - e_2$$

A equação (1) pode ser reescrita como:

$$HR = R + hfe_r + ce \quad (2)$$

A variância da receita com posição de *hedge* pode ser escrita como:

$$\sigma_{HR}^2 = \sigma_R^2 + h^2 \sigma_{fe_r}^2 + c^2 \sigma_e^2 + 2h\sigma_{R,fe_r} + 2c\sigma_{R,e} + 2hc\sigma_{fe_r,e} \quad (3)$$

Onde:

$$\sigma_R^2 = \text{Var} (R);$$

$$\sigma_{fe_r}^2 = \text{Var} (fe_r);$$

$$\sigma_e^2 = \text{Var} (e);$$

$$\sigma_{R,fe_r} = \text{Cov} (R, fe_r);$$

$$\sigma_{R,e} = \text{Cov} (R, e);$$

$$\sigma_{fe_r,e} = \text{Cov} (fe_r, e).$$

As variâncias e covariâncias dos termos compostos são calculadas a partir das médias, variâncias e covariâncias das variáveis originais.

A decisão de *hedge* é feita através da minimização da variância da receita com posição de *hedge* na equação (3) com relação a  $h$  e  $c$ , as posições nos mercados futuros de preços e taxa de câmbio, respectivamente. As posições de venda ou compra nos mercados futuros derivam dos sinais de  $h$  e  $c$ . Se  $h$  é positivo, o tomador de *hedge* está vendido em contratos de preços. Se  $c$  é negativo, a posição é comprada em contratos de taxa de câmbio.

As condições de primeira ordem são dadas por:

$$\frac{\partial \sigma_{HR}^2}{\partial h} = 2h\sigma_{fe_r}^2 + 2c\sigma_{fe_r,e} + 2\sigma_{R,fe_r} = 0 \quad (4.1)$$

$$\frac{\partial \sigma_{HR}^2}{\partial c} = 2c\sigma_e^2 + 2h\sigma_{fe_r,e} + 2\sigma_{R,e} = 0 \quad (4.2)$$

Rearranjando as eqs. (4.1) e (4.2), tem-se que :

$$h\sigma_{fe_r}^2 + c\sigma_{fe_r,e} = -\sigma_{R,fe_r} \quad (5.1)$$

$$h\sigma_{fe_r,e} + c\sigma_e^2 = -\sigma_{R,e} \quad (5.2)$$

A estratégia de *hedge* da firma é determinada resolvendo-se o sistema de equações acima para  $h$  e  $c$ . As posições de *hedge* de risco mínimo em contratos futuros de preços e taxa de câmbio são dadas por:

$$h_{pe}^{RM} = \frac{1}{1-\rho_{fe_r,e}^2} \left( -\frac{\sigma_{R,fe_r}}{\sigma_{fe_r}^2} + \frac{\sigma_{R,e}\sigma_{fe_r,e}}{\sigma_{fe_r}^2\sigma_e^2} \right) \quad (6.1)$$

$$c_{pe}^{RM} = \frac{1}{1-\rho_{fe_r,e}^2} \left( -\frac{\sigma_{R,e}}{\sigma_e^2} + \frac{\sigma_{R,fe_r}\sigma_{fe_r,e}}{\sigma_{fe_r}^2\sigma_e^2} \right) \quad (6.2)$$

Onde:

$$\rho_{fe_r,e}^2 = \frac{\sigma_{fe_r,e}^2}{\sigma_{fe_r}^2\sigma_e^2} = \text{o quadrado do coeficiente de correlação entre os preços futuros, expressos em moeda local, e preços dos contratos futuros de taxa de câmbio.}$$

O primeiro termo entre parênteses do *hedge* de preços, na equação (6.1), indica a posição dos contratos futuros necessária para minimizar a variabilidade da receita associada às flutuações em moeda nacional. O segundo termo decorre da presença de risco cambial no uso de contratos futuros, considerando a covariância entre os preços locais do mercado a vista e a taxa de câmbio, e também dos preços futuros e da taxa de câmbio futura.

A decisão de minimizar *hedge* de um produtor agrícola na presença de risco cambial sinaliza que as variâncias e covariâncias avaliadas entre a receita no mercado a vista e os preços futuros em moeda nacional não são iguais às variâncias e covariâncias expressas em moeda estrangeira.

Por exemplo, a covariância obtida entre a receita e os preços futuros em moeda nacional ( $\sigma_{R,fer}$ ) adiciona a covariância entre receita e taxa de câmbio à receita e preços futuros em moeda estrangeira, ponderada pelo preço futuro esperado e pela taxa de câmbio esperada, respectivamente.

### 3.3.2 Valores do *hedge* e da redução de risco

Os *hedges* de risco mínimo são derivados a partir das avaliações das covariâncias entre preço e taxa de câmbio a vista, bem como do preço e taxa de câmbio futuros. Diversas combinações de instrumentos de *hedge* são avaliadas para administração do risco da receita (variância) usando mercados futuros, conforme explicitado no Quadro 1:

<b>Objetivos</b>	<b>Ajustes nas Equações de <i>Hedge</i></b>
<i>Hedge</i> de preço e cambial	Eqs. 6.1 e 6.2 inalteradas
<i>Hedge</i> de preço	$\sigma_{R,e} = 0$ e $\sigma_{fer,e} = 0$ na equação (6.1)
<i>Hedge</i> cambial	$\sigma_{R,fer} = 0$ e $\sigma_{fer,e} = 0$ na equação (6.2)

Quadro 1 – Níveis de *hedge* possíveis pela combinação de derivativos

Fonte: Adaptado de Nayak e Turvey (2000).

Percebe-se que uma desvalorização cambial da moeda nacional eleva os preços das *commodities* expressos em moeda nacional, o que implica que as relações de covariância dever ser consideradas nas decisões de *hedge*. Porém não se avaliam os efeitos da covariância entre os preços e a taxa de câmbio sobre a magnitude da taxa de *hedge*.

### 3.3.3 O uso dos contratos futuros de preços e cambial

A avaliação do *hedge* é feita de forma indireta pela obtenção de medidas de sua efetividade (*hedge effectiveness*). No caso do *hedge* de variância mínima, a efetividade é medida pela redução na variância da receita. Os *hedges* de variância mínima de preços e taxa de câmbio foram obtidos pelas equações (6.1) e (6.2).

A redução absoluta de risco (variância) é dada pela diferença entre a variância da receita sem *hedge* e com *hedge* ao se utilizarem ambos os contratos futuros:

$$\sigma_R^2 - (\sigma_{HR_{pe}}^{RM})^2 = -[(h_{pe}^{RM})^2 \sigma_{fe_r}^2 + (c_{pe}^{RM})^2 \sigma_e^2 + 2h_{pe}^{RM} \sigma_{R,fe_r} + 2c_{pe}^{RM} \sigma_{R,e} + 2h_{pe}^{RM} c_{pe}^{RM} \sigma_{fe_r,e}] \quad (8)$$

Onde as variáveis foram definidas anteriormente.

Com o uso apenas de contratos de preço, a redução de risco (variância) será dada por:

$$\sigma_R^2 - (\sigma_{HR_p}^{RM})^2 = -[h_1^2 \sigma_{fe_r}^2 + 2h_1 \sigma_{R,fe_r}] \quad (9)$$

Onde:

$$h_1 = -\frac{\sigma_{R,fe_r}}{\sigma_{fe_r}^2}$$

A equação (9) representa a redução da variância dada pelo *hedge* isolado de preços,  $\sigma_R^2 - (\sigma_{HR_p}^{RM})^2$ . O valor de  $h_1$  indica o percentual da produção total que deve ser negociado no mercado futuro de soja, com contratos da BOVESPA-BM&F.

Com o uso apenas de contratos de taxas de câmbio, a redução de risco (variância) será dada por:

$$\sigma_R^2 - (\sigma_{HR_e}^{RM})^2 = -[c_1^2 \sigma_e^2 + 2c_1 \sigma_{R,e}] \quad (10)$$

$$c_1 = -\frac{\sigma_{R,e}}{\sigma_e^2}$$

A equação (10) representa a redução da variância dada pelo *hedge* isolado de câmbio,  $\sigma_R^2 - (\sigma_{HR_e}^{RM})^2$ . O valor de  $c_1$  indica o número de contratos que deve ser negociado no mercado futuro de câmbio na BOVESPA-BM&F.

A magnitude da redução de risco depende da correlação e covariância entre os resultados aleatórios. O modelo teórico será usado para calcular os níveis de *hedge* de risco mínimo e de redução de risco.

Dentre as hipóteses do modelo teórico de *hedge* simultâneo encontra-se a hipótese básica de não-viés dos preços futuros, ou seja,  $F_1 = E(f_2)$  e  $E_1 = E(e_2)$ , para os preços e taxa de câmbio, respectivamente. O ganho esperado de se operar nos mercados futuros é nulo, por hipótese. Como resultado, a receita esperada é independente dos níveis de *hedge* e o objetivo do agente é minimizar o risco, mensurado pela variância.

Serão avaliadas as posições de *hedge* de preços isolado, cambial isolado e de preços e cambial simultâneo, através da análise da redução de risco (variância), com o uso de contratos futuros. Os preços são considerados estocásticos e o *hedge* da receita resultante é feito usando-se a combinação acima, através da matriz de variância-covariância entre a receita total, o *hedge* de preços, o *hedge* cambial e o *hedge* simultâneo de preços e cambial.

### 3.3.4 Estratégias de *hedge* e resultados probabilísticos

Para se obter inferências adicionais sobre as diversas estratégias de *hedge*, serão feitas simulações de Monte Carlo com as taxas de *hedge* explicitadas, usando-se a matriz de variância-covariância das taxas de *hedge*. Por hipótese a matriz de covariâncias é normal multivariada conjunta (*joint multivariate normal*) e os custos de transação são nulos. Os detalhes e deduções matemáticas estão no Apêndice do artigo.

### 3.3.5 Dados utilizados

Foram utilizados quatro conjuntos de dados:

1. os preços a vista em Rondonópolis (MT), fonte: CEPEA, dados diários, em R\$/saca de 60 kgs.;
2. os preços dos contratos futuros de soja da BOVESPA-BM&F, dados diários, em US\$/saca de 60 kgs.;
3. os preços dos contratos futuros de dólar americano da BOVESPA-BM&F, dados diários, em R\$/US\$;
4. a taxa de câmbio a vista, cotação de venda PTAX-800, do Banco Central do Brasil, em R\$/US\$.

Para todas as séries de dados acima, calculam-se as médias mensais entre Março de 2004 e Maio de 2009.

Conforme Nayak e Turvey (2000), usa-se a hipótese fundamental de não viés nos preços futuros, ou seja,  $F_1 = E(f_2)$ , e no câmbio futuro,  $E_1 = E(e_2)$ . O lucro esperado por operar em ambos os mercados futuros é, por hipótese, nulo. A receita esperada independe dos níveis de *hedge* e o objetivo do agente é minimizar o risco, medido pela variância.

### **3.4 Resultados e discussão**

Apresentam-se os principais resultados encontrados com base no arcabouço metodológico da seção anterior.

#### **3.4.1 Estatísticas dos dados utilizados nas análises empíricas**

No Gráfico 1 explicitam-se as médias mensais dos preços da soja a vista em Rondonópolis (MT), em reais e dólares americanos, bem como os preços futuros da BOVESPA-BM&F, em dólares americanos, por saca de 60 kgs:



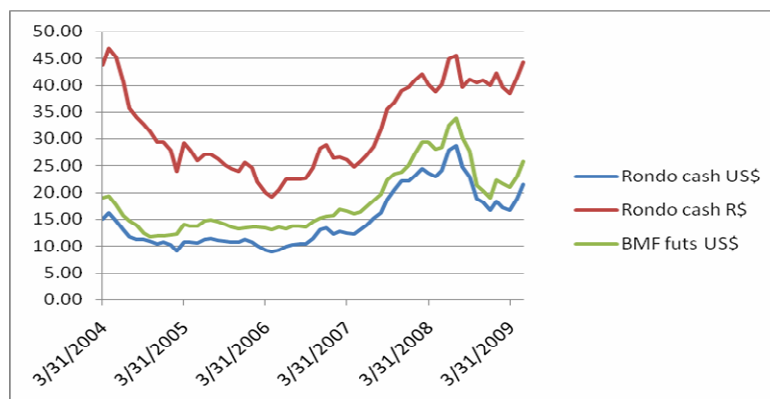


Gráfico 1 – Soja: preços a vista em Rondonópolis (MT), em R\$ e US\$, e preços futuros (BOVESPA-BM&F), em US\$. Médias mensais – Março de 2004 a Maio de 2009

Fonte: Dados da pesquisa.

Na Tabela 1 descreve-se a matriz de variância e covariância entre as séries de preços, utilizadas na obtenção das razões ótimas de hedge simultâneo:

Tabela 1 – Matriz de variância e covariância dos dados mensais. médias mensais – Março/04 a Maio/09

MATRIZ DE VARIÂNCIA-COVARIÂNCIA					
	US\$ FUTS	US\$ SPOT	Rondo cash US\$	Rondo cash R\$	BMF futs US\$
US\$ FUTS	0.16	0.16	-1.31	-0.25	-1.56
US\$ SPOT		0.16	-1.29	-0.25	-1.54
Rondo cash US\$			27.78	34.01	30.41
Rondo cash R\$				64.58	36.44
BMF futs US\$					35.19

Fonte: Dados da pesquisa.

US\$ FUTS: taxa do dólar americano futuro na BOVESPA-BM&F, em R\$/US\$;

US\$ SPOT: taxa de venda do dólar americano a vista, PTAX-800, do BACEN;

Rondo cash US\$: preço a vista da saca de 60 kgs de soja em Rondonópolis (MT), em US\$/sc;

Rondo cash R\$: preço a vista da saca de 60 kgs de soja em Rondonópolis (MT), em R\$/sc;

BMF futs US\$: preço do contrato futuro de soja na BOVESPA-BM&F, em US\$/sc de 60 kgs.

Na Tabela 2 encontram-se os coeficientes de correlação dos dados mensais:

Tabela 2 – Coeficientes de correlação dos dados das médias mensais – Março/04 a Maio/09

COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO					
	US\$ FUTS	US\$ SPOT	Rondo cash US\$	Rondo cash R\$	BMF futs US\$
US\$ FUTS		1.00	-0.62	-0.08	-0.66
US\$ SPOT			-0.62	-0.08	-0.66
Rondo cash US\$				0.82	0.99
Rondo cash R\$					0.78

Fonte: Dados da pesquisa.

US\$ FUTS: taxa do dólar americano futuro na BOVESPA-BM&F, em R\$/US\$;

US\$ SPOT: taxa de venda do dólar americano a vista, PTAX-800, do BACEN;

Rondo cash US\$: preço a vista da saca de 60 kgs de soja em Rondonópolis (MT), em US\$/sc;

Rondo cash R\$: preço a vista da saca de 60 kgs de soja em Rondonópolis (MT), em R\$/sc;

BMF futs US\$: preço do contrato futuro de soja na BOVESPA-BM&F, em US\$/sc de 60 kgs.

Observa-se a baixa e negativa correlação (-0.08) entre a taxa de câmbio futuro e os preços a vista em R\$ em Rondonópolis (MT). Também destacam-se as altas e negativas correlações (-0.66) entre as taxas de câmbio a vista e futura e os contratos futuros de soja da BOVESPA-BM&F.

Na Tabela 3 explicitam-se as estatísticas descritivas dos dados mensais:

Tabela 3 – Estatísticas descritivas dos dados mensais. Médias mensais – Março/04 a Maio/09

ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS					
	US\$ FUTS	US\$ SPOT	Rondo cash US\$	Rondo cash R\$	BMF futs US\$
MÉDIA	2.25	2.24	14.95	32.23	18.38
DESV PAD	0.40	0.40	5.27	8.04	5.93
COEF VAR	0.18	0.18	0.35	0.25	0.33

Fonte: Dados da pesquisa.

US\$ FUTS: taxa do dólar americano futuro na BOVESPA-BM&F, em R\$/US\$;

US\$ SPOT: taxa de venda do dólar americano a vista, PTAX-800, do BACEN;

Rondo cash US\$: preço a vista da saca de 60 kgs de soja em Rondonópolis (MT), em US\$/sc;

Rondo cash R\$: preço a vista da saca de 60 kgs de soja em Rondonópolis (MT), em R\$/sc;

BMF futs US\$: preço do contrato futuro de soja na BOVESPA-BM&F, em US\$/sc de 60 kgs.

Observa-se que o alto coeficiente de variação do preço a vista da soja em MT em US\$ (0.35) contribui significativamente para a variância da receita total.

### 3.4.2 Matriz de variância e covariância utilizada no cálculo dos níveis de *hedge* e redução de risco

Tem-se que, seguindo Nayak e Turvey (2002):

$$fe_r = (F_1 - f_2)e_r$$

Onde:

$F_1$  = preço do contrato futuro de soja na BM&F-BOVESPA, média mensal do mês  $t$ , em US\$,

$f_2$  = média dos preços futuros do período Abril de 2004 a Maio de 2009 (US\$ 18.38),

$e_r$  = média das taxas de câmbio a vista do período Abril de 2004 a Maio de 2009 (R\$ 2.24).

E:

$$e = E_1 - e_2$$

Onde:

$E_1$  = taxa de câmbio futuro na BM&F-BOVESPA, média mensal do mês  $t$ , em R\$,

$e_2$  = média das taxas de câmbio a vista do período Abril de 2004 a Maio de 2009 (R\$ 2.24).

A partir das relações acima, são obtidas a matriz de variância e covariância e os coeficientes de correlação entre as variáveis explicitadas, para cálculo das razões de *hedge* simultâneo ótimas conforme as Tabelas 4 e 5:

Tabela 4 – Matriz de variância e covariância

	Receita Total	$fe_r$	$e$
Receita Total	63.41	81.90	-0.53
$fe_r$		174.75	-3.49
E			0.17

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 5 – Coeficientes de correlação

	$f_{e_r}$	$e$
Receita Total	0.79	-0.16
$f_{e_r}$		-0.66

Fonte: Dados da pesquisa.

### 3.4.3 Níveis de *hedge* de variância mínima e reduções de risco (variância)

Avaliam-se diversas combinações de instrumentos de *hedge* disponíveis na BOVESPA-BM&F, para reduzir o risco da receita total (variância) do produtor de soja de MT. Indica-se os níveis de *hedge* em R\$/saca de 60 kgs.

Na Tabela 6 comparam-se as diversas estratégias de *hedge* e a reduções da variância da receita total do produtor de soja de MT, obtidas através das Equações (8), (9) e (10):

Tabela 6 – Redução da variância da receita  
(R\$/saca de 60 kgs) e %

Estratégia <i>Hedge</i>	Vlr. Absoluto	%
Preços apenas	38.38	60.5%
Câmbio apenas	1.67	2.6%
Preços e Câmbio	51.16	80.7%

Fonte: Dados da pesquisa.

A eficiência do *hedge* é medida pela redução da variância da receita. Na comparação de diferentes *mix* de instrumentos de *hedge*, na Tabela acima, observa-se que a estratégia de *hedge* com maior impacto sobre a variância é a de *hedge* simultâneo de risco de preços e de câmbio, com o uso simultâneo de contratos de câmbio e futuros de soja da BOVESPA-BM&F. Esse resultado está em linha com Nayak e Turvey (2000).

### 3.4.4 Simulações de Monte Carlo

Nas simulações de Monte Carlo das estratégias estocásticas de *hedge*, geram-se 1.000 (mil) iterações, considerando a matriz de variância-covariância entre  $R$ ,  $fe_r$  e  $e$  como sendo normal multivariada conjunta. Os resultados da simulação estão na Tabela 7:

Tabela 7 – Simulação de Monte Carlo das estratégias de *hedge*

	Estratégias de <i>Hedge</i>			
	SEM <i>HEDGE</i>	PREÇOS	CÂMBIO	SIMULTÂNEO
MÍNIMO	10.88	14.30	8.95	21.04
MAXIMO	59.30	49.23	62.05	42.84
MÉDIA	32.53	32.33	31.67	32.29
DESV PAD	7.74	4.88	7.90	3.02
COEF VAR	0.24	0.15	0.25	0.09
VARIÂNCIA	59.84	23.84	62.42	9.15

Fonte: Dados da pesquisa.

Na Tabela 8 explicitam-se os decis das simulações de Monte Carlo das estratégias de *hedge*:

Tabela 8 – Decis das estratégias de *hedge*

DECIL	Estratégias de <i>Hedge</i>			
	SEM <i>HEDGE</i>	PREÇOS	CÂMBIO	SIMULTÂNEO
10%	21.71	25.90	21.33	28.36
20%	25.28	28.35	25.10	29.65
30%	27.53	30.00	27.79	30.71
40%	29.61	31.19	30.13	31.63
50%	31.50	32.50	32.20	32.38
60%	33.82	33.47	34.22	33.05
70%	36.23	34.62	36.26	33.83
80%	38.47	35.91	38.54	34.88
90%	42.62	38.22	42.09	36.17
100%	61.06	47.49	56.86	43.50

Fonte: Dados da pesquisa.

Por hipótese não existem custos de transação nas simulações. Observa-se que a estratégia de *hedge* simultâneo domina as demais, devido ao menor valor da variância da receita total.

No Gráfico 2 explicitam-se as funções de distribuição cumulativa das diversas estratégias de *hedge* obtidas através da simulação de Monte Carlo:

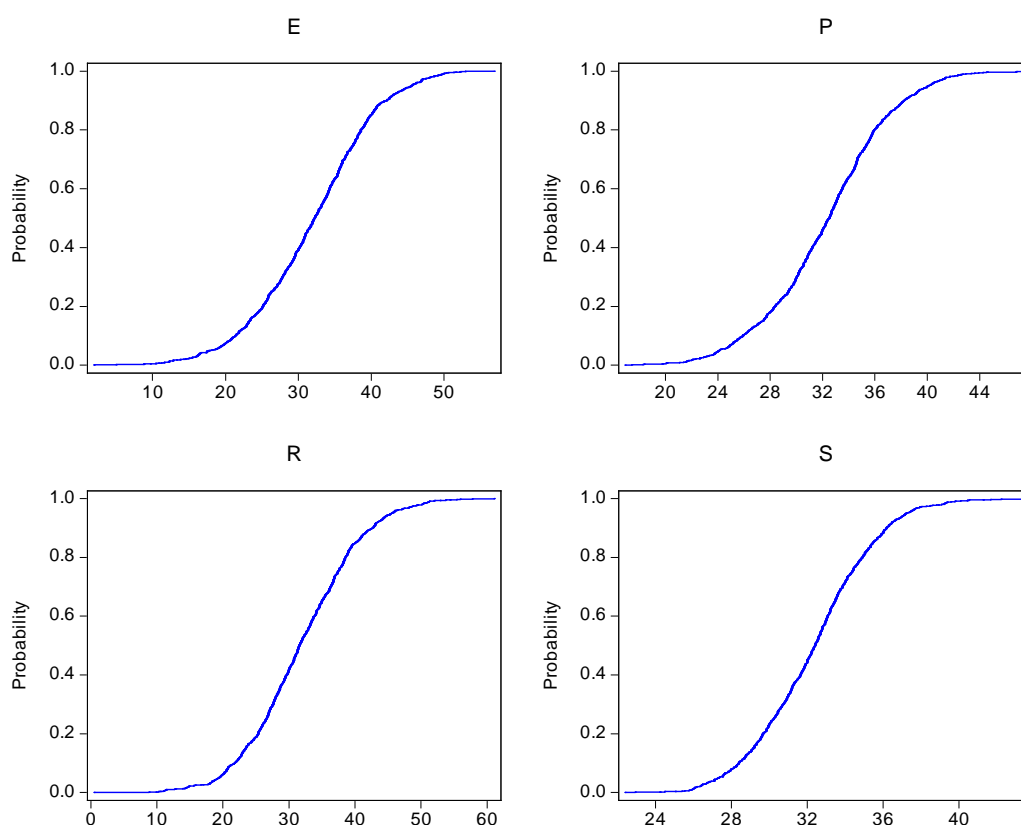


Gráfico 2 – Função cumulativa de probabilidade das simulações de Monte Carlo

Fonte: Dados da pesquisa.

E = *hedge* cambial; F = *hedge* preços; R = sem *hedge*; S = *hedge* simultâneo.

Os resultados indicam que a exposição ao risco de taxa de câmbio. Portanto, o produtor de soja de MT deve parametrizar a sua participação nos mercados futuros considerando que as covariâncias entre o preço e a taxa de câmbio, assim como entre os preços futuros e a taxa de câmbio, são diferentes de zero. Tal fato impacta diretamente o resultado da receita com *hedge*.

### 3.4.5 Conclusões

Objetivou-se comparar os resultados finais das diferentes estratégias de *hedge* para os produtores de soja de MT com contratos futuros da BOVESPA-BM&F, em termos de redução da variância da receita total: i. o *hedge* isolado dos preços; ii. o *hedge* isolado da taxa de câmbio; e, iii. o *hedge* simultâneo dos preços e da taxa de câmbio.

A relação fundamental entre as variáveis econômicas que propiciam a maior eficiência do *hedge* simultâneo de preços e taxa de câmbio foi obtida. A modelagem do *hedge* simultâneo de preços e câmbio, deduzida no estudo, pode ser aplicável às demais *commodities* agropecuárias em mercados geograficamente distintos.

O grau de eficiência da estratégia de *hedge* simultâneo de preços e taxa de câmbio também foi calculado, em termos de redução da variância da receita total dos produtores de soja de MT, através de testes empíricos e de simulações de Monte Carlo. Confirmou-se que a estratégia de *hedge* simultâneo de preços e taxa de câmbio é a mais eficiente em termos de redução de variância da receita total, resultado em linha com pesquisas similares já realizadas em outros países.

Conclui-se que os exportadores de *commodities* agrícolas sujeitos à exposição de risco de taxa de câmbio devem necessariamente considerar o *hedge* simultâneo como forma de melhorar a gestão estratégica de sua alocação produtiva total.

Entretanto, para analisar abordagens mais realistas com o comportamento de mercado dos produtores de soja de MT sugere-se a inclusão em futuras pesquisas dos custos do *hedge* e a comparação da efetividade do *hedge* em diferentes praças de mercados futuros, p. ex. Chicago (EUA) e Tóquio (Japão). Também, as estratégias de *hedge* analisadas possuem características estáticas, o que pode ser refinado a partir de análise em um contexto dinâmico e simultâneo, como o modelo GARCH-BEKK.

## Referências

CHAMBERS, R.G.; JUST, R.E. A critique of exchange rate treatment in agricultural trade models. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 61, n. 2, p. 249–57, 1979.

CHAMBERS, R.G. Agricultural and financial market interdependence in the short run. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 66, n. 1, p. 12-24, 1984.

CHU, K.E.; MORRISON, T.K. The 1981–82 recession and nonoil primary *commodity* prices. v. 31, p. 93–140, 1984. (IMF Staff Paper)

CICCHETTI, P.; DALE, C.; VIGNOLA, A. Usefulness of treasury bill futures as hedging instruments. **Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v. 1, n. 3, p. 379–387, 1981.

DALE, C. The hedging effectiveness of currency futures markets. **Journal of Futures Markets** Charlottesville, v. 1, n. 1, p.77–88, 1981.

EDERINGTON, L. The hedging performance of the new futures markets. **Journal of Finance** , Chicago, v. 34, n. 1, p.157–170, 1979.

FERNANDEZ, V. Emerging derivatives markets: the case of Chile. **Emerging Markets Finance and Trade**, Edwardsville, v. 42, n. 2, p. 63-92, 2006.

HILL, J.; LIRO, J.; SCHNEEWEIS, T. Hedging performance of GNMA futures under rising and falling interest rates. **Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v.3, n. 4, p. 404–413, 1983.

JOHNSON, L.L. The theory of hedging and speculation in *commodity* futures. **Review of Economic Studies**, Oxford, v. 27, n. 3, p. 139–151, 1960.

JUNKUS, J.; LEE, C. Use of three stock index futures in hedging decisions. **Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v. 5, n. 2, p. 201–222, 1985.

LENCE, S.H. Relaxing the assumptions of minimum-variance hedging. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, Laramie, v. 21, n. 1, p. 39-55, 1996.

MCKINNON, R.I. Futures markets, buffer stocks and income stability for primary producers. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 75, n. 6, p. 844–861, 1967.

NAYAK, G.N.; TURVEY, C.G. The simultaneous hedging of price risk, crop Yield Risk and Currency Risk. **Canadian Journal of Agricultural Economics**, Victoria, v. 48, n. 2, p. 123-140, 2000.

NOVAK, F.S.; UNTERSCHULTZ, J.R. Simple risk measures when hedging commodities using foreign markets: a note. **Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v.16, n. 2, p. 211-217, 1966.



STEIN, J.L. The simultaneous determination of spot and futures prices. **American Economic Review**, Nashville, v. 51, n. 5, p. 1012–1025, 1961.

THOMPSON, S.R.; BOND, G.E. Basis and exchange rate risk in offshore futures trading. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 67, n. 5, p. 980–985, 1985.

\_\_\_\_\_ Offshore *commodity* hedging under floating exchange rates. **American Journal of Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 69, n. 1, p. 46–55, 1987.

WORKING, H. Hedging reconsidered. **Journal of Farm Economics**, Menasha, v. 35, n. 4, p. 544–61, 1953.



**APÊNDICES**



## **APÊNDICE A – Obtenção do modelo Black-Scholes para a precificação de opções**

Em seu artigo, Black e Scholes (1973) obtiveram uma fórmula para a precificação de opções, a partir da identificação do processo estocástico da ação subjacente.

Uma opção é um ativo que dá o direito de comprar ou vender um ativo, sujeito a certas condições, dentro de um período de tempo específico. Uma opção do tipo “americana” pode ser exercida em qualquer tempo até a data do seu vencimento. Uma opção do tipo “européia” só pode ser exercida numa data futura especificada. O preço pago pelo ativo quando a opção é exercida é o preço de exercício. O último dia no qual a opção é exercida é a data de vencimento.

O tipo mais simples de opção é a opção de compra, que dá o direito à compra de uma unidade da ação subjacente. A opção de compra tem maior potencial de retorno para os compradores, como a não exigência de margem, com perda limitada ao valor total investido, o que lhe afere um menor risco, comparativamente à opção de venda. Na data de exercício, se o preço do ativo subjacente no mercado for inferior ao preço de exercício, a opção será exercida. Do contrário não ocorrerá o exercício do direito de compra dado pela opção.

O preço correto a ser pago e recebido pelo comprador e vendedor da opção tem sido objeto de várias abordagens. Iniciando por Louis Bachelier, em sua tese de doutorado intitulada *La Théorie de La Spéculation*, defendida em 1900, inclui trabalhos de Samuelson, Merton, Cox-Ross e Black e Scholes, dentre outros, visando obter uma forma matemática determinística para a precificação de opções.

O modelo Black-Scholes, de 1973, é o de uso mais generalizado em termos acadêmicos e operacionais. Segundo Hull (2007) existem duas formas principais de dedução do modelo.

A primeira é através da solução de uma equação diferencial estocástica, usando o Lema de Itô sob a hipótese de que os preços do ativo subjacente seguem um processo estocástico de difusão. Outra abordagem é usando a valoração de risco neutro (*risk neutral valuation*). Indica-se a seguir as etapas da dedução do modelo utilizando esse *approach*.

### **1 Dedução do modelo Black-Scholes sob a hipótese de valoração de risco neutro**

Adota-se as abordagens de Egelkraut et al. (2007) e Hull (2009) para o modelo de precificação de opções segundo a hipótese de valoração de risco neutro.

Na derivação da fórmula de precificação de opções em função do preço da ação subjacente, conforme Black e Scholes (1973), são adotadas as seguintes hipóteses sobre as condições prevalentes no mercado de ações e de opções:

- i. a taxa de juros de curto prazo é conhecida e constante no tempo;
- ii. o preço da ação segue um passeio aleatório em tempo contínuo com taxa de variância proporcional ao quadrado do preço da ação; a distribuição dos possíveis preços da ação no final de qualquer intervalo finito é lognormal e a taxa de variância do retorno da ação é constante;
- iii. a opção é do tipo “européia”, ou seja, só pode ser exercida no vencimento;
- iv. inexistem custos de transação na compra ou venda da ação ou da opção;
- v. a ação não paga dividendos ou outras distribuições;
- vi. é possível tomar empréstimo de qualquer proporção do preço da ação, para comprá-la ou mantê-la, pagando a taxa de juros de curto prazo;
- vii. há ausência de impedimentos para as vendas a descoberto; um vendedor que não possua a ação pode simplesmente aceitar o seu preço de um comprador, concordando em liquidar a operação em uma data futura pagando um valor igual ao preço do ativo naquela data.

Sob essas hipóteses, o valor da opção dependerá apenas do preço da ação, do tempo e das variáveis que são tomadas como constantes. Logo, é possível criar uma posição de *hedge*, consistindo de uma posição comprada na ação e vendida na opção, cujo valor não dependerá do preço da ação, mas dependerá apenas do tempo e dos valores das constantes conhecidas.

Segundo Hull (2009), seja  $c$  o valor descontado esperado de uma opção de compra européia a uma taxa de juros livre de risco, ou seja:

$$c = e^{-rT} \hat{E}[\max(S_T - K, 0)] \quad (1)$$

Onde:

$\hat{E}$  = valor esperado num cenário livre de risco,

$r$  = taxa de juros sem risco,

$S_T$  = preço a vista do ativo subjacente, p.ex., uma ação, na data de vencimento da opção,

$K$  = preço de exercício da opção,

$T$  = número de dias até a data de vencimento.

Para a resolução da equação (1) será utilizado o resultado:

Se  $V$  possui distribuição lognormal e o desvio padrão de  $\ln V$  é  $w$ , então:

$$E[\max(V - K, 0)] = E(V)N(d_1) - KN(d_2) \quad (2)$$

Onde:

$$d_1 = \frac{\ln[E(V)/K] + w^2/2}{w},$$

$$d_2 = \frac{\ln[E(V)/K] - w^2/2}{w},$$

$E$  = valor esperado.

### 1.1 Prova do resultado

Definindo  $g(V)$  como a função densidade de probabilidade de  $V$ . Tem-se então que:

$$E[\max(V - K, 0)] = \int_K^{\infty} (V - K)g(V)dV \quad (3)$$

A variável  $\ln V$  possui distribuição normal, com desvio padrão  $w$ . Das propriedades da distribuição lognormal, a média de  $\ln V$  é  $m$ , onde:

$$m = \ln [E(V)] - w^2/2 \quad (4)$$

Definindo uma nova variável:

$$Q = \frac{\ln V - m}{w} \quad (5)$$

Essa variável tem distribuição normal com média zero e desvio padrão igual a 1.0. Indicando a função densidade de Q por  $h(Q)$ , tal que:

$$h(Q) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-Q^2/2} \quad (6)$$

Usando a equação (6) para converter a expressão do lado direito da equação (3) de uma integral sobre V para uma integral sobre Q, tem-se que:

$$E[\max(V - K, 0)] = \int_{(\ln K - m)/w}^{\infty} (e^{Qw+m} - K)h(Q)dQ$$

Ou:

$$E[\max(V - K, 0)] = \int_{(\ln K - m)/w}^{\infty} e^{Qw+m} h(Q)dQ - K \int_{(\ln K - m)/w}^{\infty} h(Q)dQ \quad (7)$$

Tem-se então que:

$$\begin{aligned} e^{Qw+m} h(Q) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{(-Q^2+2Qw+2m)/2} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{[-(Q-w)^2+2m+w^2]/2} \\ &= \frac{e^{m+w^2/2}}{\sqrt{2\pi}} e^{-(Q-w)^2/2} \\ &= e^{m+w^2/2} h(Q-w) \end{aligned}$$

Portanto a equação (7) pode ser escrita como:

$$E[\max(V - K, 0)] = e^{m+w^2/2} \int_{(\ln K - m)/w}^{\infty} h(Q-w)dQ - K \int_{(\ln K - m)/w}^{\infty} h(Q)dQ \quad (8)$$



Definindo-se  $N(x)$  como a probabilidade de que a variável com uma média zero e um desvio padrão de 1.0 seja menor do que  $x$ , a primeira integral da equação (8) será:

$$1 - N[(\ln K - m)/w - w]$$

Ou

$$N[(-\ln K + m)/w + w]$$

Substituindo por  $m$  na equação (4) tem-se que:

$$N\left(\frac{\ln[E(V)/K] + w^2/2}{w}\right) = N(d_1)$$

De forma análoga, a segunda integral na equação (8) será  $N(d_2)$ . Portanto a equação (8) torna-se:

$$E[\max(V - K, 0)] = e^{m+w^2/2} N(d_1) - KN(d_2) \quad (9)$$

Substituindo  $m$ , da equação (4), na equação (9) acima, obtém-se o resultado dado pela equação (2).

## 1.2 A fórmula de precificação de opções de Black-Scholes

Considera-se uma opção de compra numa ação que não distribua dividendos com vencimento na data  $T$ . O preço de exercício é  $K$ , a taxa de juros livre de risco é  $r$ , o preço atual da ação é  $S_0$  e a volatilidade é  $\sigma$ . Pela equação (1), o preço da opção de compra  $c$  é dado por:

$$c = e^{-rT} \hat{E}[\max(S_T - K, 0)] \quad (1)$$

Onde:

$\hat{E}$  = valor esperado num cenário livre de risco;

$r$  = taxa de juros sem risco;

$S_T$  = preço a vista do ativo subjacente, p.ex., uma ação, na data de vencimento da opção;

$K$  = preço de exercício da opção;

$T$  = número de dias até a data de vencimento.

Pela hipótese adotada por Black e Scholes (1973) para o processo estocástico da ação subjacente,  $S_T$  possui distribuição lognormal, ou seja:

$$\ln S_T \approx \phi \left[ \ln S_0 + \left( \mu - \frac{\sigma^2}{2} \right) T, \sigma^2 T \right] \quad (10)$$

Onde:

$S_T$  = preço da ação no período futuro  $T$ ;

$S_0$  = preço da ação no instante  $0$ ;

$\ln S_0 + \left( \mu - \frac{\sigma^2}{2} \right) T$  = média do preço da ação;

$\sigma\sqrt{t}$  = desvio padrão do preço da ação.

A partir da equação (10) e das propriedades da distribuição lognormal, tem-se que o valor esperado  $\hat{E}(S_T)$  de  $S_T$  é dado por:

$$\hat{E}(S_T) = S_0 e^{rT} \quad (11)$$

Dessa forma, aplicando o resultado da equação (9) na equação (1) e usando a equação (11), tem-se que:

$$c = e^{-rT} [S_0 e^{rT} N(d_1) - KN(d_2)] \quad (12)$$

Ou

$$c = S_0 N(d_1) - Ke^{-rT} N(d_2) \quad (13)$$

Onde:

$$d_1 = \frac{\ln \left[ \frac{E(\hat{S}_T) / K}{\sigma \sqrt{T}} \right] + \sigma^2 T / 2}{\sigma \sqrt{T}} = \frac{\ln(S_0 / K) + (r + \sigma^2 / 2)T}{\sigma \sqrt{T}},$$

$$d_2 = \frac{\ln \left[ \frac{E(\hat{S}_T) / K}{\sigma \sqrt{T}} \right] - \sigma^2 T / 2}{\sigma \sqrt{T}} = \frac{\ln(S_0 / K) + (r - \sigma^2 / 2)T}{\sigma \sqrt{T}} = d_1 - \sigma \sqrt{T}$$

A expressão  $N(d_2)$  corresponde à probabilidade que a opção será exercida num ambiente neutro ao risco, tal que  $KN(d_2)$  é o valor presente líquido à taxa de desconto sem risco do preço de exercício vezes a probabilidade que o preço de exercício será pago.

O termo  $S_0 N(d_1)$  é o valor esperado num ambiente neutro ao risco de uma variável que é igual a  $S_T$ , se  $S_T > K$ , e zero de outra forma. A taxa de juros  $r$  é igual à taxa de um título sem risco de cupom zero com vencimento  $T$ .

De forma análoga, o preço de uma opção europeia de venda será dado por:

$$p = Ke^{-rT} N(-d_2) - S_0 N(-d_1) \quad (14)$$

Onde:

$$d_1 = \frac{\ln(S_0 / K) + (r + \sigma^2 / 2)T}{\sigma\sqrt{T}},$$

$$d_2 = \frac{\ln(S_0 / K) + (r - \sigma^2 / 2)T}{\sigma\sqrt{T}} = d_1 - \sigma\sqrt{T}$$

A função  $N(x)$  é a função de distribuição cumulativa de uma distribuição normal padrão, ou seja, a probabilidade que a variável com distribuição normal,  $N(0, 1)$  seja menor do que  $x$ .

### 1.3 Modelo de Black-Scholes para opções sobre ações que distribuem dividendos à taxa conhecida (*known dividend yield*)

As equações (13) e (14) precificam opções europeias que não distribuem dividendos. Entretanto a maioria das ações distribui dividendos.

A distribuição de dividendos reduz o preço da ação na data *ex-dividendos* pelo valor dos dividendos pagos. Portanto, o pagamento de uma distribuição de dividendos (*yield*) à taxa  $q$  diminui a taxa de crescimento do preço da ação pelo valor  $q$ . Portanto, ao precificar uma opção europeia com duração de  $T$  períodos de uma ação distribuindo dividendos à taxa  $q$ , o preço no instante zero da ação,  $S_0$ , será reduzido de  $S_0e^{-qT}$ , passando a avaliar a opção como se não houvesse a distribuição dos dividendos.

Incluindo o ajuste acima nas fórmulas de precificação de opções europeias de compra e venda, dadas pelas equações (13) e (14), ou seja substituindo  $S_0$  por  $S_0e^{-qT}$ , tem-se que:

$$c = S_0e^{-qT} N(d_1) - Ke^{-rT} N(d_2) \quad (15)$$

E:

$$p = Ke^{-rT} N(-d_2) - S_0 e^{-qT} N(-d_1) \quad (16)$$

Uma vez que:

$$\ln \frac{S_0 e^{-qT}}{K} = \ln \frac{S_0}{K} - qT$$

Segue-se que  $d_1$  e  $d_2$  são dados por:

$$d_1 = \frac{\ln(S_0 / K) + (r - q + \sigma^2 / 2)T}{\sigma\sqrt{T}}$$

$$d_2 = \frac{\ln(S_0 / K) + (r - q - \sigma^2 / 2)T}{\sigma\sqrt{T}} = d_1 - \sigma\sqrt{T}$$

## 2 Obtenção do modelo Black para a precificação de opções de contratos futuros

O modelo de Black (1976) foi obtido para avaliar opções lançadas sobre contratos futuros.

Conforme Hull (2009), definindo-se  $F_t$  como o preço do contrato futuro no período  $t$ , ao se entrar numa posição comprada no contrato na data atual, o seu valor é zero. No período  $\Delta t$  (a primeira vez em que a posição é marcada a mercado) ocorrerá um retorno  $F_{\Delta t} - F_0$ . Sendo  $r$  a taxa de juros de curtíssimo prazo (período  $\Delta t$ ), no período  $0$ , a valoração neutra ao risco (*risk-neutral valuation*) indica o valor do contrato no período  $0$  como sendo:

$$e^{-r\Delta t} \hat{E}[F_{\Delta t} - F_0]$$

onde  $\hat{E}$  indica as expectativas num cenário neutro ao risco. Portanto, deve-se ter que:

$$e^{-r\Delta t} \hat{E}(F_{\Delta t} - F_0) = 0$$

Logo:

$$\hat{E}(F_{\Delta t}) = F_0$$

De forma análoga,  $\hat{E}(F_{2\Delta t}) = F_{\Delta t}$ ,  $\hat{E}(F_{3\Delta t}) = F_{2\Delta t}$ , e sucessivamente. Agrupando os resultados similares a esse, tem-se que:

$$\hat{E}(F_T) = F_0$$

Para qualquer período  $T$ .

Portanto, a média dos preços futuros num cenário neutro a risco é zero. A variação dos preços futuros dependerá apenas do desvio padrão dos preços e dos choques inesperados. Tal fato implica em que, para os propósitos de valorização de derivativos, um preço futuro pode ser analisado da mesma forma que uma ação com uma taxa de distribuição de dividendos (*dividend yield*) igual a  $r$ , a taxa de juros sem risco.

Dessa forma, uma opção europeia sobre um contrato futuro pode ser precificada ampliando-se os resultados da fórmula Black-Scholes para uma ação que distribui dividendos à taxa constante, conforme as equações (15) e (16).

Supondo que os preços futuros possuem distribuição lognormal, o preço de compra  $c$  e de venda  $p$  de uma opção europeia sobre um contrato futuro será dado substituindo-se  $S_0$  por  $F_0$  e fazendo  $q = r$  nas equações (15) e (16):

$$c = e^{-rT} [F_0 N(d_1) - KN(d_2)] \quad (17)$$

E:

$$p = e^{-rT} [KN(-d_2) - F_0 N(-d_1)] \quad (18)$$

Onde:

$$d_1 = \frac{\ln(F_0 / K) + \sigma^2 T / 2}{\sigma \sqrt{T}},$$

$$d_2 = \frac{\ln(F_0 / K) - \sigma^2 T / 2}{\sigma \sqrt{T}} = d_1 - \sigma \sqrt{T},$$

$\sigma$  = volatilidade dos preços futuros.

Quando o custo de carregamento (*cost of carry*) e o *convenience yield* são funções apenas do tempo, pode-se demonstrar que a volatilidade dos preços futuros é a mesma do ativo subjacente. Observa-se também que o modelo de Black não implica em que a opção e o contrato futuro possuam o mesmo vencimento.

As equações (17) e (18) do modelo de Black foram as utilizadas nesse estudo para a obtenção da volatilidade implícita das opções de soja dos contratos operados no CME GROUP.

### 3 Rotinas do VBA-EXCEL para a obtenção da volatilidade implícita de opções

Utilizam-se as rotinas e procedimentos de Rouah e Vainberg (2007) para a precificação e obtenção de volatilidades implícitas de opções. Descreve-se a seguir as etapas e rotinas.

### 3.1 O método de Newton-Raphson

Utiliza uma expansão de primeira ordem de série de Taylor para encontrar o valor da raiz de uma função. Para encontrar a raiz  $x$  de uma função  $f(x)$ , tal que  $f(x)=0$ , seleciona-se um valor inicial  $x_0$  como valor inicial da raiz, atualizando esse valor através da fórmula:

$$f(x_{i+1}) = x_i - \frac{f(x_i)}{f'(x_i)},$$

Para  $i = 0, 1, 2, \dots$ , e onde  $f'(x_i)$  indica a primeira derivada de  $f(x)$  avaliada no ponto  $x_i$ . Existem dois métodos para especificar as condições de parada do algoritmo, quando a diferença entre duas aproximações sucessivas é inferior a um nível de tolerância  $\mathcal{E}$  ou quando a inclinação da função é suficientemente próxima de zero.

### 3.2 A extração da volatilidade implícita das opções

Utilizando as equações (17) e (18) do modelo de precificação de opções européias de contratos futuros de Black, obtém-se a volatilidade implícita igualando o preço das opções observado no mercado para um determinado preço de exercício e data de vencimento. O valor da volatilidade da fórmula de Black que gera o preço observado é a volatilidade implícita,  $\sigma_{iv}$ .

Seja  $\sigma_{iv}$  a volatilidade implícita,  $C_{OBS}(K,T)$  o preço observado de uma opção de compra com preço de exercício  $K$  e vencimento  $T$ , e  $C_B(S,K,T)$  indicando o preço do modelo de Black para uma opção com o mesmo preço de exercício e vencimento, então  $\sigma_{iv}$  é o valor da volatilidade do modelo de Black tal que:



$$C_{OBS}(K, T) = C_B(S, K, T)$$

Uma vez que a volatilidade não pode ser extraída analiticamente pela fórmula de Black, a sua obtenção deve ser feita numericamente, usando um algoritmo de solução de raízes. Tal fato implica em expressar a identidade acima em termos das raízes da função objetivo:

$$f(\sigma) = C_B(S, K, T) - C_{OBS}(K, T)$$

de tal maneira que a função objetivo acima assume o valor zero para a volatilidade implícita, ou seja,  $f(\sigma_{vi}) = 0$ .

### 3.3 Rotinas do VBA-EXCEL

As rotinas seguintes foram utilizadas para a obtenção da volatilidade implícita para cada opção de compra e venda, adaptando-as de Rouah e Vainberg (2007).

#### 3.3.1 Rotina para o método de Newton-Raphson

```
Function NewtRaph(PutCall, S, K, r, T, x_guess, realC)
Dim EPS As Double
delta_x = 0.000000001: EPS = 0.00001
cur_x = x_guess
For i = 1 To MAXITER
fx = realC - bs_price(S, K, r, T, cur_x, PutCall)
cur_x_delta = cur_x - delta_x
fx_delta = realC - BS_price(S, K, r, T, cur_x_delta, PutCall)
dx = (fx - fx_delta) / delta_x
If (Abs(dx) < EPS) Then
Exit For
```

```

End If
cur_x = cur_x - (fx / dx)
Next i
NewtRaph = cur_x

End Function

```

Onde, *PutCall* indica se a opção é de compra ou venda, *S* é o preço do contrato observado, *r* é a taxa de juros sem risco, *T* é o número de dias até o vencimento e *realC* é o preço da opção observado.

A função *NewtRaph(.)* obtém a volatilidade implícita quando a diferença entre o preço observado e o preço do modelo situa-se abaixo do nível de tolerância *EPS* (igual a  $1 \times 10^{-5}$ ) ou o número máximo de iterações, *MAXITER*, for atingido (igual a 500).

### 3.3.2 Rotina para o modelo de Black

```

Function B_price(S, K, r, T, v, PutCall)
d = (Log(S / K) + T * (r + 0.5 * v ^ 2)) / (v * Sqr(T))
BS_call = S * Gauss(d) - Exp(-r * T) * K * Gauss(d - v * Sqr(T))
If PutCall = "Call" Then
B_price = B_call
Else
B_price = B_call - S + K * Exp(-r * T)
End If
End Function

```

Onde *Gauss(.)* é a função de distribuição normal acumulada.

### 3.4 Questionário com respostas para levantamento de comercialização da safra de soja em Mato Grosso

Em anexo o questionário com as respostas obtidas junto ao Instituto Mato-Grossense de Economia Aplicada (IMEA, comunicação pessoal). Destaca-se que o início do plantio e a colheita ocorrem nos meses de setembro e fevereiro, respectivamente. Tal característica é inversa à safra de soja americana. A primeira fase de comercialização da safra é feita durante o plantio, quando as previsões baseadas na volatilidade implícita das opções podem ser usadas para decisões.

**QUESTIONÁRIO SOBRE OS CICLOS MENSAIS DA SOJA EM MATO GROSSO**

Estamos elaborando pesquisa sobre a correlação entre a volatilidade dos preços do mercado a vista da soja em Mato Grosso e o ciclo anual da safra. Por gentileza, assinale com um “X” no campo respectivo abaixo: QUAL A FASE DA SAFRA ou do CICLO DE CRESCIMENTO DA PLANTA correspondente a cada MÊS, marcando mais de um período, quando for o caso.

Por favor, retorne o formulário preenchido para o e-mail: [warsouza@esalq.usp.br](mailto:warsouza@esalq.usp.br) . Os resultados serão tratados de forma confidencial, para fins exclusivos de pesquisas acadêmicas.

Muito Grato,

Prof. Waldemar Souza  
UNIVERSIDADE FEDERAL DO AMAZONAS – UFAM  
Professor Visitante/Doutorando em Economia Aplicada  
USP/ESALQ

***PRODUÇÃO DE SOJA EM MT***  
***Fases da Safra Anual ou Ciclo de Crescimento da Planta***

MÊS	Início do Plantio	Fase 1 do Crescimento da Planta	Fase 2 do Crescimento da Planta	Colheita	Fase 1 da Armazenagem	Fase 2 da Armazenagem	Fase 1 da Comercialização da Safra	Fase 2 da Comercialização da Safra	Fase Final da Comercialização da Safra
JANEIRO			X	X	X	X		X	
FEVEREIRO			X	X	X	X		X	
MARÇO				X	X	X		X	
ABRIL					X	X		X	X
MAIO					X	X			X
JUNHO					X	X			X
JULHO					X	X			X
AGOSTO					X	X			X
SETEMBRO	X				X	X	X		X
OUTUBRO	X	X			X	X	X		X
NOVEMBRO	X	X	X			X	X		X
DEZEMBRO		X	X			X	X		X



## APÊNDICE B – Obtenção do modelo de hedge simultâneo de risco de preços e taxa de câmbio

Explicitam-se as principais relações e deduções matemáticas do artigo.

### 1 Estratégias de *hedge*

Analisa-se as três estratégias de *hedge*: preços apenas, câmbio apenas e simultâneo preços e câmbio. A seguir explicitam-se as variáveis do modelo, com minúsculas indicando as variáveis aleatórias, as maiúsculas as variáveis determinísticas, adotando-se a seguinte notação:

$A$  = o volume de produção plantado de determinado produto;

$p$  = o preço a vista local no final do período;

$h$  = a posição no mercado futuro da *commodity*;

$F_1$  = o preço futuro da *commodity* no início do período;

$f_2$  = o preço futuro *commodity* no final do período;

$c$  = a posição no mercado futuro de taxa de câmbio;

$E_1$  = a taxa de câmbio no início da posição no mercado futuro de câmbio;

$e_2$  = a taxa de câmbio no final da posição no mercado futuro de câmbio;

$e_r$  = a taxa de câmbio no mercado a vista no final do período.

O fluxo de receita total do produtor agrícola no final do período, baseado na decisão de fazer *hedge* do risco de renda operando contratos futuros de preço e taxa de câmbio, expresso em moeda local, será dado por :

$$HR = R + h(F_1 - f_2)e_r + c(E_1 - e_2) \quad (1)$$

Onde:

$HR$  = receita incluindo posição de *hedge*;

$R = A \times p$  = a receita a vista no final do período;

Ambas as variáveis  $R$  e  $HR$  têm natureza estocástica no início do período quando a decisão de *hedge* é feita. Definindo-se:

$$f = F_1 - f_2$$

$$e = E_1 - e_2$$

### 1.1 Estratégia de *hedge* de preços isolado

Para o *hedge* de preços isolado, tem-se que:

$$\begin{aligned} HR_p &= R + h_1(F_1 - f)e_r \\ &= R + h_1 f e_r \end{aligned} \quad (2)$$

Aplicando a covariância a ambos os lados da equação (2):

$$\sigma_{HR_p}^2 = \sigma_R^2 + h_1^2 \sigma_{fe_r}^2 + 2h_1 \sigma_{R,fe_r} \quad (2.1)$$

Derivando a equação (2.1) e minimizando em relação a  $h_1$ :

$$\frac{\partial \sigma_{HR_p}^2}{\partial h_1} = 2h_1 \sigma_{fe_r}^2 + 2\sigma_{R,fe_r} = 0$$

$$h_1 = -\frac{\sigma_{R,fe_r}}{\sigma_{fe_r}^2} \quad (2.2)$$

Onde:

$$\sigma_{R,fe_r} = \text{Cov}(R, fe_r);$$

$$\sigma_{fe_r}^2 = \text{Var}(fe_r).$$

A equação (2.2) representa o *hedge* isolado de preços,  $h_1$ , ou seja o percentual da produção total que deve ser negociado no mercado futuro de soja, com contratos da BOVESPA-BM&F.

## 1.2 Estratégia de *hedge* de câmbio isolado

Para o *hedge* de câmbio isolado, tem-se que:

$$HR_e = R + c_1 e \quad (3)$$

Aplicando a covariância a ambos os lados da equação (3):

$$\sigma_{HR_e}^2 = \sigma_R^2 + c_1^2 \sigma_e^2 + 2c_1 \sigma_{R,e} \quad (3.1)$$

Derivando a equação (3.1) e minimizando em relação a  $c_1$ :

$$\frac{\partial \sigma_{HR_e}^2}{\partial c_1} = 2c_1 \sigma_e^2 + 2\sigma_{R,e} = 0$$

$$c_1 = -\frac{\sigma_{R,e}}{\sigma_e^2} \quad (3.2)$$

Onde:

$$\sigma_{R,e} = \text{Cov}(R, e);$$

$$\sigma_e^2 = \text{Var}(e).$$

A equação (3.2) representa o *hedge* isolado de câmbio,  $c_1$ , ou seja o percentual que deve ser negociado no mercado futuro câmbio, com contratos da BOVESPA-BM&F.

### 1.3 Estratégia de *hedge* simultâneo de preços e de câmbio

Explicita-se a seguir as etapas para a dedução matemática da estratégia de *hedge* simultâneo de preços e de câmbio.

#### 1.3.1 Relações estatísticas

Usam-se as seguintes relações estatísticas para obtenção das covariâncias das variáveis explicativas da estratégia de *hedge* simultâneo de preços e câmbio:

$$\sigma^2(A+B+C) = \sigma^2(A) + \sigma^2(B) + \sigma^2(C) + 2 [\sigma(A,B) + \sigma(A,C) + \sigma(B,C)]$$

$$\sigma^2(kA) = k^2 \sigma^2(A)$$

$$\sigma(kA,B) = k\sigma(A,B)$$



$$\sigma(jA, kB) = jk\sigma(A, B)$$

### 1.3.2 O *hedge* simultâneo de preços e de câmbio

Substituindo  $f = F_1 - f_2$  e  $e = E_1 - e_2$  na equação (1), tem-se que:

$$HR = R + hf_{er} + ce \quad (4)$$

Aplicando a covariância a ambos os lados da equação (4) e usando os resultados da seção anterior:

$$\sigma_{HR_{pe}}^2 = \sigma_R^2 + h_{pe}^2 \sigma_{fe_r}^2 + c_{pe}^2 \sigma_e^2 + 2h_{pe} \sigma_{R, fe_r} + 2c_{pe} \sigma_{R, e} + 2h_{pe} c_{pe} \sigma_{fe_r, e} \quad (4.1)$$

Onde:

$\sigma_{HR_{pe}}^2$  = Variância da receita total com o *hedge* simultâneo de preços e câmbio;

$\sigma_R^2$  = Var (R);

$\sigma_{fe_r}^2$  = Var (fe<sub>r</sub>);

$\sigma_e^2$  = Var (e);

$\sigma_{R, fe_r}$  = Cov (R, fe<sub>r</sub>);

$\sigma_{R, e}$  = Cov (R, e);

$\sigma_{fe_r, e}$  = Cov (fe<sub>r</sub>, e).

A minimização de variância, através do *hedge* simultâneo de preços e câmbio é feita derivando-se parcialmente a equação (4.1) em relação a  $h_{pe}$  e  $c_{pe}$ , igualando ambas as derivadas a zero:

$$\frac{\partial \sigma_{HR_{pe}}^2}{\partial h_{pe}} = 2h_{pe}\sigma_{fe_r}^2 + 2\sigma_{R,fe_r} + 2c_{pe}\sigma_{fe_r,e} = 0 \quad (4.2.1)$$

$$\frac{\partial \sigma_{HR_{pe}}^2}{\partial c_{pe}} = 2c_{pe} + 2\sigma_{R,e} + 2h_{pe}\sigma_{fe_r,e} = 0 \quad (4.2.2)$$

Rearranjando ambas as equações anteriores:

$$h_{pe}\sigma_{fe_r}^2 + c_{pe}\sigma_{fe_r,e} = -\sigma_{R,fe_r} \quad (4.2.3)$$

$$h_{pe}\sigma_{fe_r,e} + c_{pe}\sigma_e^2 = -\sigma_{R,e} \quad (4.2.4)$$

Fazendo as seguintes substituições no sistema das equações (4.2.3) e (4.2.4) anterior:

$$A = \sigma_{fe_r}^2 ;$$

$$B = \sigma_{fe_r,e} ;$$

$$C = \sigma_{R,fe_r} ;$$

$$D = \sigma_e^2 ;$$

$$E = \sigma_{R,e} .$$

Tem-se então que:

$$Ah_{pe} + Bc_{pe} = -C$$

$$Bh_{pe} + Dc_{pe} = -E$$

Resolvendo o sistema anterior:

$$h_{pe} = \frac{BE - CD}{AD - B^2}$$

E:

$$c_{pe} = \frac{BC - EA}{AD - B^2}$$

Substituindo  $A$ ,  $B$ ,  $C$ ,  $D$  e  $E$  nos resultados anteriores, tem-se que:

$$h_{pe} = \frac{\sigma_{f_{e_r},e} \sigma_{R,e} - \sigma_{R,f_{e_r}} \sigma_e^2}{\sigma_{f_{e_r}}^2 \sigma_e^2 - \sigma_{f_{e_r},e}^2} \quad (4.2.5)$$

$$c_{pe} = \frac{\sigma_{f_{e_r},e} \sigma_{R,f_{e_r}} - \sigma_{R,e} \sigma_{f_{e_r}}^2}{\sigma_{f_{e_r}}^2 \sigma_e^2 - \sigma_{f_{e_r},e}^2} \quad (4.2.6)$$

Tem-se adicionalmente que:

$$\rho_{f_{e_r},e}^2 = \frac{\sigma_{f_{e_r},e}^2}{\sigma_{f_{e_r}}^2 \sigma_e^2}$$

Onde:

$\rho_{f_{e_r},e}^2$  = quadrado do coeficiente de correlação entre  $f_{e_r}$  e  $e$ , definidos anteriormente.

Assim, tem-se que:

$$1 - \rho_{f_{e_r}, e}^2 = \frac{\sigma_{f_{e_r}}^2 \sigma_e^2 - \sigma_{f_{e_r}, e}^2}{\sigma_{f_{e_r}}^2 \sigma_e^2}$$

E:

$$\frac{1}{1 - \rho_{f_{e_r}, e}^2} = \frac{\sigma_{f_{e_r}}^2 \sigma_e^2}{\sigma_{f_{e_r}}^2 \sigma_e^2 - \sigma_{f_{e_r}, e}^2} \quad (4.2.7)$$

Substituindo o resultado da equação (4.2.7) nas equações (4.2.5) e (4.2.6), tem-se que:

$$h_{pe} = \frac{1}{1 - \rho_{f_{e_r}, e}^2} \left( -\frac{\sigma_{R, f_{e_r}}}{\sigma_{f_{e_r}}^2} + \frac{\sigma_{f_{e_r}, e} \sigma_{R, e}}{\sigma_{f_{e_r}}^2 \sigma_e^2} \right) \quad (4.2.8)$$

E:

$$c_{pe} = \frac{1}{1 - \rho_{f_{e_r}, e}^2} \left( -\frac{\sigma_{R, e}}{\sigma_e^2} + \frac{\sigma_{f_{e_r}, e} \sigma_{R, f_{e_r}}}{\sigma_{f_{e_r}}^2 \sigma_e^2} \right) \quad (4.2.9)$$

As equações (4.2.8) e (4.2.9) representam, respectivamente, o *hedge* de preços,  $h_{pe}$ , e o *hedge* de câmbio,  $c_{pe}$ , que devem ser negociados no mercado futuro de preços e de câmbio com contratos da BOVESPA-BM&F.