

**VOLUME DE CONTRATOS FUTUROS DE
SOJA NEGOCIADOS NA BOLSA DE
MERCADORIAS & FUTUROS (BM&F)**

ROGÉRIO DE SOUZA GUIMARÃES

2007

ROGÉRIO DE SOUZA GUIMARÃES

**VOLUME DE CONTRATOS FUTUROS DE SOJA NEGOCIADOS NA
BOLSA DE MERCADORIAS & FUTUROS (BM&F)**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do curso de Mestrado em Administração, área de concentração em Dinâmica e Gestão das Cadeias Produtivas, para a obtenção do título de “Mestre”.

Orientador

Prof. Dr. Luiz Gonzaga de Castro Júnior

Co-orientadora

Profa. Dra. Thelma Sáfadi

LAVRAS
MINAS GERAIS - BRASIL
2007

**Ficha Catalográfica Preparada pela Divisão de Processos Técnicos da
Biblioteca Central da UFLA**

Guimarães, Rogério de Souza.

Volume de contratos futuros de soja negociados na Bolsa de Mercadorias &
Futuros (BM&F) / Rogério de Souza Guimarães. -- Lavras : UFLA, 2007.
99 p. : il.

Orientador: Luiz Gonzaga de Castro Júnior.
Dissertação (Mestrado) – UFLA.
Bibliografia.

1. Contratos futuros. 2. Soja. 3. Co-integração. 4. VEC. 5. Causalidade de
Granger. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

CDD-332.645.

ROGÉRIO DE SOUZA GUIMARÃES

**VOLUME DE CONTRATOS FUTUROS DE SOJA NEGOCIADOS NA
BOLSA DE MERCADORIAS & FUTUROS (BM&F)**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do curso de Mestrado em Administração, área de concentração em Dinâmica e Gestão das Cadeias Produtivas, para a obtenção do título de “Mestre”.

APROVADA em 14 de fevereiro de 2007

Profª. Dra. Thelma Sáfadi

UFLA

Prof. Dr. Roberto Serpa Dias

UFV

Prof. Dr. Luiz Gonzaga de Castro Júnior
UFLA
(Orientador)

LAVRAS
MINAS GERAIS – BRASIL

Aos meus pais, Aauto e Beatriz,
Aos meus irmãos, Ricardo e Francisco,
A Eveline.

DEDICO

AGRADECIMENTO

Agradeço, primeiramente, a Deus, pois me reservou uma vida espetacular, com muita saúde e com pessoas incríveis para meu convívio.

A meu pai, Aduino Guimarães e minha mãe, Beatriz Aparecida de Souza Guimarães, que sempre me incentivaram nos momentos de incerteza, mostrando sempre o melhor caminho. Meus pais são verdadeiros exemplos de vida, caráter, perseverança, honradez e atitude, nos quais me espelho sempre e tenho verdadeira admiração. Amo muito vocês. Obrigado, por me guiarem para esta abençoada cidade, Lavras, de onde levarei comigo vastos conhecimentos, amizades e o “Meu Amor”.

Aos meus irmãos, Ricardo de Souza Guimarães e Francisco Souza Guimarães, pelo companheirismo e amizade incondicional. Fui agraciado por Deus, pois tenho os melhores irmãos do mundo.

A Eveline Assis Moura, pelo amor, carinho, incentivo, compreensão, por ser minha fonte de inspiração e com quem quero viver sempre. Realmente tirei a sorte grande ao tê-la conhecido.

Ao Sr. Olímpio Francisco de Moura e a D. Ana Maria Assis Moura, por me acolherem com muito carinho e me incentivarem sempre.

Ao Prof. Dr. Luiz Gonzaga de Castro Júnior, orientador e grande amigo, que confiou no meu trabalho, dando-me liberdade para o desenvolvimento desta dissertação, mas com dicas, direcionamentos, sugestões e questionamentos imprescindíveis para a melhor confecção desta obra. É a “competência e dinamismo” em pessoa.

À Profa. Dra. Thelma Sáfydi, co-orientadora, que sempre esteve à disposição, com extrema boa vontade e prontidão para me atender e me ensinar.

O mundo das séries temporais é realmente incrível. Obrigado pelos ensinamentos.

Ao Prof. Antônio João dos Reis, pessoa íntegra, portador de vastos conhecimentos e, principalmente, de uma experiência de vida louvável. Obrigado por confiar em mim.

Ao Prof. Rubens José Guimarães, excelente professor e ser humano, que com dedicação me orientou durante a iniciação científica. Agradeço imensamente pelos conhecimentos, e pela confiança depositada em mim.

Aos professores e funcionários do Departamento de Administração e Economia, pelos ensinamentos e pela dedicação em seus trabalhos.

À Universidade Federal de Lavras, por me acolher durante o curso de graduação e o mestrado. Foram sete anos.

Aos eternos amigos e companheiros de República, “Dentin”, “Sorriso”, “Sandaw”, “Goiano”, “Loro” e meu primo “Neto”, pelo convívio saudável durante todo o período de graduação em Agronomia e de Mestrado em Administração.

Ao amigo Luiz Eduardo Gaio, que me passou valiosas dicas a respeito das análises e, principalmente, sobre a operacionalização do *software* utilizado.

Aos amigos da corretora Sabana Futuros, em especial, Gustavo e James, que sempre se prontificaram a me ajudar.

Aos colegas do Programa de Pós Graduação em Administração, pelos momentos ímpares vividos. Não me esquecerei de vocês jamais.

A todos os amigos e familiares, que de alguma forma contribuíram para a conclusão deste trabalho.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS.....	i
LISTA DE FIGURAS.....	iii
RESUMO.....	iv
ABSTRACT.....	v
1 INTRODUÇÃO.....	1
2 OBJETIVOS.....	7
2.1 Objetivo geral.....	7
2.2 Objetivos específicos.....	7
3 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	8
3.1 <i>Commodity</i> soja.....	8
3.2 Mercado futuro: histórico.....	11
3.3 Mercado futuro: conceitos.....	12
3.4 Contratos futuros e formação do preço.....	14
3.5 A nova formação do preço da soja no mercado internacional.....	17
3.6 Volume de contratos.....	21
4 REFERENCIAL METODOLÓGICO.....	26
4.1 Séries Temporais.....	26
4.2 Testes de raízes unitárias.....	28
4.3 Causalidade de Granger.....	31
4.4 Co-integração.....	33
4.5 Modelo vetorial de correção de erro (VEC).....	37
4.5.1 Impulso-resposta.....	38
4.5.2 Decomposição da variância.....	39
4.6 Critérios de informação.....	39
5 METODOLOGIA.....	41
5.1 Dados.....	41
5.2 Procedimentos.....	43
5.3 Instrumentos.....	44
6 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	45
6.1 Atuação da BM&F para o desenvolvimento do mercado futuro.....	45
6.2 Testes de causalidade de Granger.....	49
6.3 Testes de estacionariedade das séries.....	55
6.4 Testes de co-integração.....	58
6.5 Modelos vetoriais de correção de erro.....	66
6.6 Decomposição da variância.....	71
6.7 Impulso-resposta.....	73
7 CONCLUSÕES.....	79
8 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	81
9 ANEXOS.....	87

LISTA DE TABELAS

		Página
TABELA 1	Número de contratos negociados na Bolsa de Mercadorias & Futuros, em 2005 e suas respectivas porcentagens.....	3
TABELA 2	Número de contratos agropecuários negociados na Bolsa de Mercadorias & Futuros e suas respectivas porcentagens, em 2005.....	4
TABELA 3	Porcentagem de contratos futuros de soja em aberto e comprado por tipo de participante do mercado.....	48
TABELA 4	Porcentagem de contratos futuros de soja em aberto e vendido por tipo de participante do mercado.....	48
TABELA 5	Teste de causalidade de Granger das séries logaritmizadas de contratos em aberto, volume e preço da BM&F e da CBOT.....	52
TABELA 6	Teste de estacionariedade das séries logaritmizadas de contratos em aberto, volume e preço da BM&F e da CBOT.....	56
TABELA 7	Teste de estacionariedade da primeira diferença das séries logaritmizadas de contratos em aberto, volume e preço da BM&F e da CBOT.....	57
TABELA 8	Casos de tendência determinística oriunda da relação LBMFV x LBMFC.....	59
TABELA 9	Teste de co-integração de Johansen das séries logaritmizadas de volume e contratos em aberto da BM&F, com intervalo de defasagem de ordem 1 e caso de tendência determinística 2.....	60
TABELA 10	Casos de tendência determinística oriunda da relação LBMFV x LCBOTC.....	61
TABELA 11	Teste de co-integração de Jonhasen das séries logaritmizadas de volume BM&F e contratos em aberto da CBOT, com intervalo de defasagem de ordem 1 e caso de tendência determinística 2.....	61
TABELA 12	Casos de tendência determinística oriunda da relação LBMFV x LBMFP.....	62
TABELA 13	Teste de co-integração de Johansen das séries logaritmizadas de volume e preço da BM&F, com intervalo de defasagem de ordem 1 e caso de tendência determinística 4.....	63

TABELA 14	Casos de tendência determinística oriunda da relação LBMFV x LCBOTP.....	63
TABELA 15	Teste de co-integração de Johansen das séries logaritmizadas de volume BM&F e preço da CBOT, com intervalo de defasagem de ordem 1 e caso de tendência determinística 4.....	64
TABELA 16	Casos de tendência determinística oriunda da relação LBMFV x LCBOTV.....	65
TABELA 17	Teste de co-integração de Johansen das séries logaritmizadas de volume BM&F e da CBOT com intervalo de defasagem de ordem 1 e caso de tendência determinística 2.....	65
TABELA 18	Estimativa do modelo vetorial de correção de erro para as séries co-integradas LBMFV e LBMFC.....	67
TABELA 19	Estimativa do modelo vetorial de correção de erro para as séries co-integradas LBMFV e LCBOTC.....	68
TABELA 20	Estimativa do modelo vetorial de correção de erro para as séries co-integradas LBMFV e LBMFP.....	69
TABELA 21	Estimativa do modelo vetorial de correção de erro para as séries co-integradas LBMFV e LCBOTP.....	70
TABELA 22	Estimativa do modelo vetorial de correção de erro para as séries co-integradas LBMFV e LCBOTV.....	71
TABELA 23	Decomposição da variância da série de volume de contratos da BM&F.....	72

LISTA DE FIGURAS

	Página
FIGURA 1 Evolução da produção de soja dos maiores países produtores, nos últimos 15 anos.....	9
FIGURA 2 Evolução da produção de soja dos Estados Unidos e da América do Sul.....	18
FIGURA 3 Séries logaritmizadas de volume, contratos em aberto e preços da BM&F e da CBOT.....	50
FIGURA 4 Resposta do LBMFV ao impulso (choque) de um contrato em aberto na BM&F.....	74
FIGURA 5 Resposta do LBMFV ao impulso (choque) de um contrato em aberto na CBOT.....	75
FIGURA 6 Resposta do LBMFV ao impulso (choque) do preço na BM&F.....	76
FIGURA 7 Resposta do LBMFV ao impulso (choque) do preço na CBOT.....	77
FIGURA 8 Resposta do LBMFV ao impulso (choque) do volume de contratos na CBOT.....	78

RESUMO

GUIMARÃES, Rogério de Souza. **Volume de contratos futuros de soja negociados na Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F)**. 2007. 99 p. Dissertação (Mestrado em Administração) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.¹

O mercado futuro é um instrumento de proteção e administração de risco imprescindível, mas ainda pouco explorado na Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F), no que diz respeito ao contrato futuro de soja. Isso é notado quando se visualiza o volume de contratos negociados, que é uma essencial medida de liquidez do mercado. Assim, vislumbrando um contrato futuro de soja nacional condizente com a importância da soja brasileira, este trabalho teve como objetivos identificar e avaliar os fatores condicionantes do volume de contratos futuros de soja negociados na BM&F, bem como as ações e as intervenções desta bolsa que possam contribuir para o aumento de tal volume e, conseqüentemente, na liquidez deste contrato. Para tal, a metodologia englobou uma análise documental e uma análise feita no âmbito das séries temporais, com teste de causalidade de Granger, co-integração e modelo vetorial de correção de erro (VEC), em um período de transações entre 2003 e 2006, com dados compreendendo variáveis com observações semanais do volume de contratos negociados, o número de contratos em aberto e o preço futuro da soja da BM&F e da Chicago *Board of Trade* (CBOT). A interpretação dos resultados permitiu as seguintes conclusões: com relação às ações da BM&F, houve atitudes para a melhoria no contrato de soja, como a criação do fundo que reduz as margens de garantias e o acordo com o Banco do Brasil, que gera fontes para o financiamento das operações de *hedger*, promovendo, então, a possibilidade do acesso de mais agentes no mercado, o que gera um maior volume de negócios e, conseqüentemente, mais liquidez. No que tange aos testes e modelagens estatísticas, conclui-se que as séries de preço e contratos em aberto, tanto da BM&F quanto da CBOT, são consideradas importantes condicionantes do volume de negócios da BM&F, visto que seus valores defasados melhoram a previsão do volume de negócios, pois apresentam sincronia com o volume no curto e no longo prazo e são fatores que causam o volume de contratos da BM&F, aferidos pelos testes de causalidade de Granger, pela modelagem do vetor de correção de erros e pela decomposição da variância.

¹ Comitê Orientador: Prof. Dr. Luiz Gonzaga de Castro Júnior - UFLA (Orientador),
Profª. Dra. Thelma Sáfiadi - UFLA (Co-orientadora)

ABSTRACT

GUIMARÃES, Rogério de Souza. **Volume of soybean futures contract traded at Brazilian Mercantile & Futures Exchange (BM&F)**. 2007. 99 p. Dissertation (Master Program in Administration) - Federal University of Lavras, Lavras, MG.²

The future market is an indispensable tool of protection and risk management, but it is still little explored at Brazilian Mercantile & Futures Exchange (BM&F) concerning the soybean futures contract. This can be noted through the visualization of the volume of negotiated contracts, which is an essential measurement of market liquidity. Thus, considering a future contract of national soybean and the importance of the Brazilian soybean, this work seeks to identify and evaluate the conditioning factors of the volume of soybean futures contract traded at BM&F, as well as the actions and interventions of BM&F that can contribute for the increase of such volume and consequently for the liquidity of the contract. The methodology embodied a documental analysis and an analysis concerning the time series with Granger causality test, cointegration and vector error correction model (VEC) in a period of negotiation between 2003 and 2006, with data comprehending variables with weekly observations of the traded contract volume, the number of open contracts and the soybean's future price at BM&F and at Chicago Board of Trade (CBOT). The interpretation of the data allowed the following conclusions: concerning the actions of BM&F, there have been attitudes towards the improvement of the soybean contract, as the creation of the fund that reduces the guarantee margins and the agreement with Bank of Brazil, which generates resources for the financing of the hedgers' operations, promoting then the possibility of the access of more agents in the market, what generates a greater volume of trade and consequently more liquidity. Regarding the statistics modeling and tests, it can be concluded that the price and open contract series at BM&F as well as at CBOT are considered important conditionings of the trading volume of BM&F, since its lag values better the forecasting of the trading volume, because they show synchrony with the volume in the short and long term, and they are factors that cause the volume of contracts at BM&F, verified by the Granger causality test, by the vector error correction modeling and by the variance decomposition.

²Guidance Committee: Prof. Dr. Luiz Gonzaga de Castro Júnior - UFLA (Adviser),
Profª. Dra. Thelma Sáfiadi - UFLA (Co-Adviser)

1 INTRODUÇÃO

O mercado futuro é um instrumento imprescindível para a administração de risco e a proteção contra oscilações futuras de preços. Contudo, esse instrumento de garantia de preços, no que diz respeito às *commodities* agropecuárias, ainda é pouco difundido no Brasil, apesar do seu crescimento constante.

Não existe, no Brasil, uma cultura forte de utilização dos mercados futuros agropecuários, principalmente quando a *commodity* em questão é a soja. A maioria dos produtores rurais, por diversos motivos, sendo um destes o desconhecimento do funcionamento do mercado, não se beneficia do mercado futuro, posicionando-se como *hedger*. Por outro lado, as grandes *tradings*, empresas que negociam e processam a soja, possuem conhecimento, são adeptas desse mecanismo de negociação e, constantemente, estão envolvidas com o mercado futuro. Porém, o principal problema é que estas *tradings* ou multinacionais com negócios no Brasil, devido à falta de liquidez, não transacionam seus contratos com o intuito de *hedgear* na bolsa brasileira.

Em Ferreira & Horita (2000), Joaquim Plastino defende o potencial do mercado de *commodities* agrícola no Brasil, visto que os agentes para operação, principalmente do mercado de soja, existem, mas estão operando no exterior, mais precisamente na Chicago *Board of Trade* (CBOT). As empresas brasileiras que possuem um perfil de clientes que veiculam mercadoria física, como esmagadores e exportadores de soja, são responsáveis por 15% do volume dos contratos agrícola da CBOT, onde as *commodities* agrícola somam de 15% a 20% dos negócios.

Como o volume movimentado de soja desses agentes é muito expressivo e a Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F) não dispõe de liquidez necessária,

esses agentes concentram todas as negociações na Bolsa de Chicago, que apresenta um alto volume de contratos negociados, proporcionando-lhes facilidades quanto à entrada e à saída do mercado.

Portanto, existem alguns entraves ao desenvolvimento dos mercados agropecuários no Brasil, entre os quais destacamos a ocorrência de bolsas tradicionais estrangeiras que, por possuírem um maior grau de modernização, devido à liquidez, atraem os clientes em potencial do mercado brasileiro.

Foram comercializados, na Chicago *Board of Trade*, durante todo o ano de 2005, 20.216.137 contratos futuros de soja grão. Como cada contrato de soja da CBOT possui um volume de 5.000 *bushels*³, este montante de contratos equivale a 2.751 milhões de toneladas de soja negociadas em tal ano (CBOT, 2006a). Considerando a produção mundial de soja de 215,33 milhões de toneladas do ano safra 2004/2005, segundo o *United States Department Of Agriculture - USDA* (2006), pode-se concluir que o volume de contratos futuros de soja negociado na CBOT foi 12,8 vezes maior que a produção mundial.

Já a Bolsa de Mercadorias & Futuros, no mesmo ano de 2005, negociou 47.360 contratos futuros de soja. Cada contrato é dimensionado em 450 sacas de 60 quilos. Este volume corresponde a 1,3 milhão de toneladas comercializadas, sendo equivalente a, apenas, 2,4% do total da produção de soja do Brasil (BM&F, 2006a).

Esta exposição de negócios da *commodity* soja da CBOT e da BM&F é de natureza comparativa, demonstrando a força da Bolsa de Chicago, como a maior bolsa em negócios de soja do mundo, com um volume movimentado 2.150 vezes maior que a bolsa brasileira.

Em se tratando especificamente da BM&F, que transaciona tanto ativos financeiros como agropecuários, os produtos de maior destaque são as taxas de

³ Unidade de medida de peso que tem seu valor unitário equivalente a 56 libras ou a 27,2156 quilogramas

juros e as taxas de câmbio, que podem ser observados na Tabela 1. Apesar de os ativos agropecuários terem aumentado em 92,4% seus volumes entre 2000 e 2005, estes possuem um movimento que representou apenas 0,54%, em 2005, do total de contratos negociados na bolsa, sendo, assim, um volume pouco expressivo.

TABELA 1 Número de contratos negociados na Bolsa de Mercadorias & Futuros, em 2005 e suas respectivas porcentagens.

<i>Contratos negociados</i>	<i>2005</i>	<i>%</i>
Ouro	224.100	0,11
Índices	6.136.482	3,13
Taxas de juro	146.655.688	74,77
Taxas de câmbio	41.810.287	21,32
Títulos da dívida externa	248.632	0,13
Agropecuários	1.061.810	0,54
Total	196.136.999	100,00

Fonte: BM&F (2006d).

O volume de contratos futuros de soja negociados na BM&F ainda é incipiente diante do total de contratos movimentados por todas as *commodities* agropecuárias, representando 4,46% deste total em 2005, como verificado na Tabela 2.

Sobre o pequeno volume negociado de soja na BM&F, contrastando com a grande importância da cultura no país, aponta-se dois aspectos importantes (informação verbal)⁴: a concorrência com a CBOT acaba inibindo a liquidez da BM&F, à medida que a alta liquidez da primeira atrai os agentes do mercado brasileiro, e outro problema é que tem-se, no Brasil, um mercado

⁴ Schouchana, F., diretor adjunto de mercados agrícolas da BM&F.

comprador de soja muito concentrado e poucos tomadores de risco atuantes, como os fundos de *commodities*.

TABELA 2 Número de contratos agropecuários negociados na Bolsa de Mercadorias & Futuros e suas respectivas porcentagens, em 2005.

<i>Contratos negociados</i>	<i>2005</i>	<i>%</i>
Açúcar cristal futuro	63.385	5,97
Álcool anidro futuro	25.466	2,40
Algodão futuro	3.338	0,31
Boi gordo futuro	311.459	29,33
Opções de compra sobre futuro	6	0,00
Opções de venda sobre futuro	65	0,01
Bezerro futuro	3.031	0,29
Café arábica futuro	485.902	45,76
Opções de compra sobre futuro	10.474	0,99
Exercício	1.016	0,10
Opções de venda sobre futuro	11.867	1,12
Exercício	646	0,06
Milho futuro	97.795	9,21
Soja futuro	47.360	4,46
Total	1.061.810	100,00

Fonte: BM&F (2006d).

A respeito da concentração, de acordo com Sousa & Marques (1997), constatou-se, no Brasil, a concretização de grandes negócios envolvendo aquisições e fusões, bem como a entrada de *tradings* internacionais, que operam volumes significativos, em busca de economias de escala. O aumento do nível de concentração do setor comprador pode levar a uma menor transparência na atividade, elevando ainda mais os riscos dos produtores. Assim, a existência de

um mercado futuro atuante, que reflita de forma clara as expectativas do mercado, pode diminuir as imperfeições do mercado físico, minimizando riscos e diminuindo custos de transação.

Martits (1998) também conclui, em seu trabalho sobre o uso de derivativos no Brasil, que existe uma tendência de concentração inerente ao mercado a vista da soja, assim como ocorreu no mercado norte-americano, o que poderia prejudicar o sucesso de contratos futuros negociados na BM&F. Por outro lado, a crescente profissionalização do setor poderia resultar em maior uso destes contratos, como consequência de uma filosofia de trabalho empresarial em que os contratos futuros são tidos como instrumentos tradicionais de proteção de preço.

Em um mercado, à medida que se aumenta o volume de negócios, a liquidez também cresce, tornando-se mais fácil entrar e sair do mercado sem afetar o preço. Assim, caracterizado o mercado, o risco das negociações é, então, diluído.

A literatura é muito vasta a respeito de estudos sobre os mercados futuros, principalmente no que diz respeito ao fator preço. São comuns estudos com estimações de bases, efetividade de *hedger* e tantos outros, que envolvem o preço como questão principal. Por outro lado, o volume de negócios ou de contratos futuros negociados é um tema pouco explorado, diante de sua importância.

Assim, com o foco voltado para o estudo de volume, pretende-se avaliar os fatores condicionantes do volume de contratos futuros de soja grão negociado na Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F).

Sendo a CBOT a maior bolsa em volume negociado de contratos de soja do mundo e a BM&F uma bolsa em constante crescimento, objetiva-se um levantamento das ações e fatores que possam promover alterações no comportamento do contrato futuro de soja da BM&F, com o intuito de expandir

seu volume, de forma a se obter um contrato com alta liquidez, assim como o contrato de soja da CBOT.

A relevância deste estudo está no fato de se referir a um tema atual e em constante desenvolvimento, que é o mercado futuro, e na importância da análise de volumes de negócios em uma bolsa, que é a principal medida de liquidez de um mercado.

Assim, no intuito de alavancar os contratos futuros de soja da BM&F, busca-se, com a interpretação da análise das séries causadoras e da série volumes de contratos futuros de soja operados na BM&F realizada no âmbito das análises de séries temporais, os efetivos fatos que podem ser precursores do aumento do volume e, conseqüentemente, da liquidez.

2 OBJETIVOS

2.1 Objetivo geral

Em busca de um contrato futuro de soja nacional condizente com a importância da soja brasileira, objetiva-se identificar e avaliar os fatores condicionantes do volume de contratos futuros de soja negociados na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), bem como as ações e intervenções desta bolsa que possam contribuir para o aumento de tal volume e, conseqüentemente, na liquidez deste contrato.

2.2 Objetivos específicos

Especificamente, pretende-se:

- levantar as principais ações da BM&F, tomadas com o intuito de aumentar a liquidez do mercado futuro agropecuário, mais especificamente ações que possam alavancar o volume de contratos de soja negociados no mercado futuro;
- identificar as relações causais entre preços, volume de negócios e contratos em aberto, tanto da CBOT como da BM&F;
- analisar a dinâmica da relação do volume de contratos futuros de soja transacionados na BM&F com os preços, contratos em aberto e volume da BM&F e da CBOT;
- analisar a forma de integração das séries e o comportamento dessas séries temporais dentro do período de análise, identificando a sincronia do volume de negócios com as séries estudadas no curto e no longo prazo;
- avaliar a resposta do volume de negócios aos efeitos dos impulsos das séries causadoras do volume.

3 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

3.1 *Commodity* soja

Sendo o principal complexo exportador brasileiro, a cultura da soja se confunde com o processo de modernização da agricultura nacional. Pode-se dizer que a expansão da cultura da soja foi uma das principais responsáveis pela introdução do conceito de agronegócio no país, não só pelo volume físico e financeiro envolvido, mas também pela necessidade da visão empresarial da atividade por parte dos produtores, fornecedores de insumos, processadores da matéria-prima e negociantes, de forma a manter e ampliar as vantagens competitivas da produção.

Segundo Pinto (2005), a importância da soja para a economia mundial está ligada à produção de óleo e farelo, principais subprodutos do processo de moagem. O primeiro, direcionado ao consumo humano, participa com 30% da demanda mundial, enquanto o farelo, utilizado como componente protéico em formulações de rações, representa 69% do consumo mundial. A superioridade competitiva da soja em relação aos demais vegetais oleaginosos e protéicos é explicada por sua facilidade de adaptação às diversas regiões, notadamente as fronteiras agrícolas brasileiras.

O Brasil é o segundo maior produtor e exportador mundial de soja, atrás somente dos Estados Unidos. Mas, com base no potencial de crescimento, segundo o FAPRI (2006), logo assumirá a primeira posição como o principal produtor, por ser o único país com real capacidade de expansão nas áreas agrícolas e pelo constante aumento em produtividade, devido à maior adoção de tecnologia e a um melhor gerenciamento agrícola.

Segundo dados da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB) (2006), em seu levantamento da safra agrícola 2005/06, a soja, com uma

produção estimada de 57,2 milhões de toneladas, é responsável por 46,7% da produção brasileira de grãos (122,6 milhões de tonelada). A área ocupada pelo plantio da soja também deu um salto, aumentando em quase 130% em um período de 15 anos até a safra 2005/06, passando de 9,7 para 22,2 milhões de hectares. O mesmo aconteceu com a produtividade, que vem evoluindo a uma taxa média de 4,4% ao ano, nos últimos 15 anos, com um rendimento atual médio de 2.627 quilos por hectare.

A evolução da produção de soja dos três maiores países produtores está ilustrada no gráfico da Figura 1. Juntos, os Estados Unidos, o Brasil e a Argentina respondem por 82% do total da produção mundial.

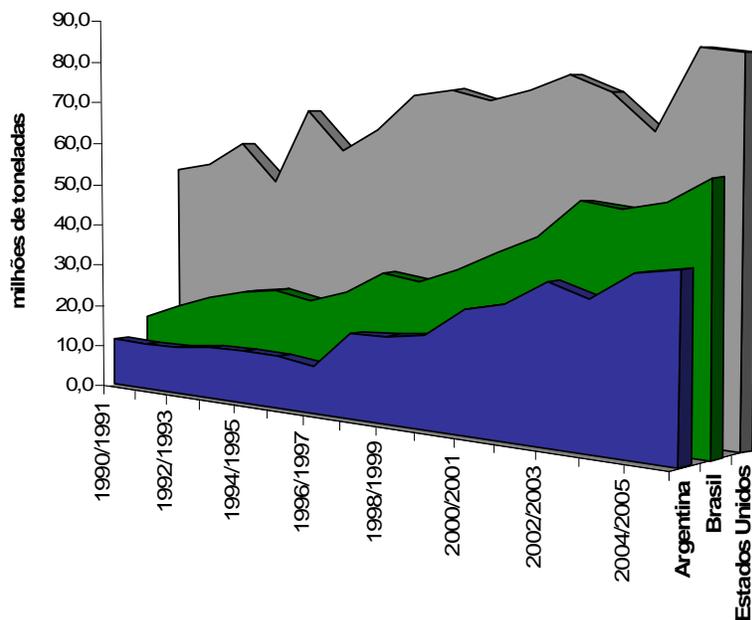


FIGURA 1 Evolução da produção de soja dos maiores países produtores, nos últimos 15 anos.

Fonte: *Foreign Agricultural Service* (2006), elaborado pelo autor.

A análise da Figura 1 deixa claro uma taxa de crescimento de produção de soja dos dois países da América do Sul superior à dos Estados Unidos.

Em breve, o Brasil deverá assumir o posto de principal produtor mundial da *commodity*. O FAPRI (2006), que é um instituto de pesquisa sobre alimentação e agricultura, sempre traz, em suas publicações anuais, os cenários futuros das *commodities* agrícolas. No caso da soja, existem diversas projeções, como o fato da produção mundial seguir uma tendência de concentração ainda maior nos três principais produtores mundiais, Argentina, Brasil e Estados Unidos.

Segundo uma projeção do FAPRI (2006), a produção de soja deve atingir, na safra 2015/2016, 277 milhões de toneladas, 24% a mais que na safra 2005/2006. E, nessa escalada, na safra 2012/2013, o Brasil deve retirar dos Estados Unidos o status de maior produtor mundial, atingindo, no fim deste período, 34% da fatia total de produção, deixando o atual primeiro colocado com 30%, além de assumir também o posto de maior exportador com 51% do mercado mundial. Outro ponto importante a ser comentado é a possível expansão das importações chinesas, saindo de um patamar de 41% para 52%, ou mais da metade da demanda de toda a soja destinada a exportação.

Já no que diz respeito à balança comercial brasileira, o complexo soja evidencia sua importância. De acordo com os dados provenientes do Ministério do Desenvolvimento Indústria e Comércio Exterior (MDIC) (2006), o complexo soja obteve uma participação de 8% do total de exportações brasileiras, durante o ano de 2005, com um montante de 9,48 bilhões de dólares exportados. Apesar de uma retração de 5,7% em relação ao ano anterior, o complexo soja é a *commodity* agropecuária com maior volume de exportação e ocupa o terceiro lugar entre os principais grupos de produtos da pauta de exportação brasileira, ficando atrás somente dos materiais de transporte e componentes (16,2%) e dos produtos metalúrgicos (10,7%).

Esses dados mostram a força da soja na agricultura nacional, confirmando-a, cada vez mais, como a principal *commodity* agrícola do Brasil. Assim, torna-se importante a análise no âmbito do mercado futuro, para tentar alavancar o contrato futuro de soja negociado na BM&F.

3.2 Mercado futuro: histórico

Segundo Hull (1996), os mercados futuros têm sua origem na Idade Média, tendo sido originalmente desenvolvidos para atender às necessidades de produtores e comerciantes. Esses, no intuito de eliminar o risco de variação dos preços futuros, se reuniam e faziam acordos antecipadamente, comprando e vendendo seus produtos, firmando, assim, suas negociações.

Entretanto, somente em 1848, em função da necessidade de um mercado central permanente para a negociação de *commodities*, foi criada a *Chicago Board of Trade* (CBOT), por iniciativa de 82 mercadores locais, tornando-se o primeiro mercado organizado de *commodities*. Inicialmente, essa bolsa era utilizada apenas como ponto de encontro entre agentes do mercado e tinha a função de padronizar e verificar a qualidade dos grãos. Mas, a principal inovação aconteceu em 1865, quando a CBOT formalizou a negociação de grãos, desenvolvendo uma padronização dos acordos realizados, caracterizando, então, os “contratos futuros”, com suas especificações contratuais definidas. Neste mesmo ano, a CBOT passou a requerer a atual margem de garantia dos compradores e vendedores de grãos (CBOT, 2006b).

A soja passou a integrar a CBOT em 1936, com a introdução da negociação do primeiro contrato futuro de soja do mundo. Sentindo a necessidade de completar os produtos do complexo soja, a CBOT também lançou, no começo da década de 1950, os contratos futuros de óleo e farelo de soja. Por fim, em 1984, foram lançados os contratos de opção de futuros de soja (CBOT, 2006c).

A história dos mercados futuros no Brasil remonta ao início do século XX, com origem em São Paulo, quase 70 anos após a introdução da Bolsa de Chicago.

Em 1917, a Bolsa de Mercadorias de São Paulo (BMSP) introduziu no Brasil as operações a termo, transformando-se, no decorrer dos anos, em uma grande negociadora de contratos agropecuários. Mas, o grande impulso se deu em 1986, com o início do funcionamento dos pregões da Bolsa Mercantil & de Futuros (BM&F), ganhando rápida posição no mercado ao negociar produtos financeiros em diversas modalidades operacionais. Seu reconhecimento tornou-se ainda maior quando, em 1991, a BMSP fundiu suas atividades com a BM&F. Essa fusão entre a tradição e o dinamismo transformou a BM&F em Bolsa de Mercadorias & Futuros (Ferreira & Horita, 2000; Hull, 2006).

Hoje, a Bolsa de Mercadorias & Futuros se destaca como uma das principais bolsas de negócios do mundo, segundo a Burghardt (2006). Com um volume de mais de 187 milhões de contratos negociados durante todo o ano de 2005, é considerada a quinta maior bolsa do mundo, estando à frente de diversas bolsas renomadas mundialmente, mas atrás da CBOT, a terceira maior, em volume de contratos. Esta estatística demonstra a força e a importância da BM&F no cenário mundial.

3.3 Mercado futuro: conceitos

Mercado futuro é uma evolução do mercado a termo, com a diferença de que os contratos a termo podem ser particulares ou realizados em balcão (fora das bolsas), enquanto os contratos futuros são obrigatoriamente negociados em uma bolsa de mercadorias. As características de uma operação no mercado futuro são a padronização dos contratos e a forma de acerto dos preços, realizada diariamente (ajuste diário) e não no vencimento do contrato. Assim, mercado

futuro é um mercado no qual são transacionados esses contratos específicos com preço determinado para um vencimento futuro.

Nesse mercado, contrato futuro pode ser definido como o compromisso de comprar ou vender determinado ativo numa data específica no futuro, por um preço previamente estabelecido (Hull, 1996). O contrato futuro padroniza o objeto de negociação, a quantidade, os vencimentos, os procedimentos e os locais de entrega, além dos custos envolvidos na operação, por meio de cláusulas e especificações elaboradas pela bolsa.

Então, bolsa é o local onde são negociados esses contratos futuros. Uma bolsa é uma associação sem fins lucrativos, que organiza, regulamenta e fiscaliza os mercados de liquidação futura, fornecendo condições físicas e organizacionais à realização de negociações entre clientes, representados por corretoras de mercadorias associadas à bolsa.

Segundo Teixeira (1992), uma das funções dos mercados futuros é a de possibilitar àqueles que possuem algum interesse comercial por determinada *commodity* que se protejam contra variações adversas nos preços que possam ocorrer no futuro. Assim, *hedging* é este ato de se defender contra as variações adversas e *hedge* é a proteção em si.

Como seqüência, *hedgear* envolve estabelecer uma posição no mercado futuro contrária a do mercado à vista, ou seja, o *hedge* pode lançar mão de uma posição vendida no mercado futuro, haja vista sua posição comprada no mercado à vista (é detentor da mercadoria no físico).

Por meio do *hedge* é possível transferir o risco de perdas inesperadas de capital para outro agente disposto a carregá-lo, o qual pode ou não estar envolvido diretamente no processo de produção e de comercialização da mercadoria (Arbex, 1999).

Para que possa existir um mercado futuro e de opções, é necessário, primeiramente, que haja liquidez dos contratos, mas a mercadoria deve

preencher alguns requisitos básicos para ser negociada. Schouchana (2000) assim os descreve:

- o produto deve ser homogêneo e suscetível de padronização e classificação, sendo comum a qualquer comprador e vendedor;
- deve haver grande oferta do produto, com grande número de compradores e vendedores, de forma competitiva;
- o mercado deve ser livre, sem constrangimento por parte do governo ou de monopólio;
- deve haver diversos tomadores de risco, de forma a permitir que o custo desse risco se dilua entre eles;
- o produto não pode ser muito perecível, pois o mercado futuro não teria liquidez;
- as regras do mercado devem ser estáveis e não podem mudar durante a vida do contrato, pois as condições pelas quais os preços foram contratados não devem mudar até o fim do contrato, sob o risco de trazer prejuízo para uma ou ambas as partes.

Segundo Arbex & Silva (1998), a eficiência dos mercados futuros depende da qualidade do fluxo de informações entre os mercados à vista e futuro, de modo a viabilizar os mecanismos interativos entre oferta e procura. Os resultados do estudo sugerem que os preços à vista e futuro são co-integrados e que os preços futuros são estimadores não viesados dos preços à vista, uma vez que o parâmetro de co-integração é igual à unidade.

3.4 Contratos futuros e formação do preço

Geralmente, aceita-se que a formação dos preços da várias *commodities* agrícola ocorre na bolsa de mercadorias e futuros internacionais. No caso da soja, os preços dos produtos do complexo no Brasil seriam influenciados pelas cotações da *Chicago Board of Trade* (CBOT). A essa cotação acrescenta-se um

ágio ou deságio, denominado prêmio, a fim de se obterem os preços nos portos brasileiros. Deste preço no porto seriam deduzidos custos portuários e fretes, dentre outros custos, chegando-se ao preço na processadora ou esmagadora de soja. A partir de então, deduzindo-se do preço na processadora os custos de frete, despesas operacionais, entre outros, obtém-se o preço a ser pago ao produtor. Esse processo é intitulado internalização ou paridade de preço.

Dessa forma, os produtores interessados em negociar a soja, com base nas cotações da CBOT, precisam conhecer as diferenças entre os preços recebidos pelo produtor e as cotações internacionais, ou seja, é preciso ter em mente o processo de internalização dos preços. Assim, os produtores passariam a ter maior eficiência na negociação da soja, o que lhes permite formular contratos contendo a base como objeto de negociação.

A alta liquidez da Bolsa de Chicago é um entre os diversos fatores que fazem com que os agentes do mercado brasileiro prefiram negociar nesta instituição, em vez da Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F).

Apesar de o Brasil ser o segundo maior produtor mundial de soja e um importante agente do mercado internacional, os contratos deste produto na BM&F ainda respondem por uma fração muito pequena de negociação. Um dos principais fatores que levam à não utilização deste mecanismo de proteção contra risco de preço na bolsa brasileira é a sua baixa liquidez. Para reverter este quadro, a BM&F impôs alterações no contrato futuro de soja, que começou a ser negociado para os vencimentos do ano de 2005 e passou a vigorar com o tamanho do lote de negociação de 27 toneladas, o que poderá garantir mais liquidez e participação dos produtores no mercado futuro. As especificações do contrato futuro de soja em grão a granel da BM&F, estão disponíveis em anexo na íntegra.

Dessa forma, de acordo com a BM&F (2004), o ofício circular 093/2004-DG, após ampla consulta ao mercado e objetivando aprimorar o

mercado futuro de soja brasileiro, o Conselho de Administração da BM&F, aprovou as alterações no Contrato Futuro de Soja em Grão a Granel. Segundo Caffagni (2004), em 27 de agosto, o contrato futuro de soja da BM&F passou a vigorar com algumas alterações, com a finalidade de permitir a participação de maior número de produtores, esmagadores e exportadores. As modificações, válidas para os vencimentos futuros a partir de março de 2005, contemplaram: o tamanho do lote de negociação, que passou a ser de 27 toneladas; a inclusão dos vencimentos junho e agosto, para permitir o processo de originação por meio dos contratos da BM&F nos meses de safra e a cotação para dólares por saca, pois dá maior aderência às práticas usuais do mercado físico. Também foi alterado o horário de fechamento do pregão de viva voz para as 14h:30, pois possibilita a realização de operações de arbitragem entre as bolsas. O tamanho do lote facilita o desenvolvimento de operações *ex pit* por produtores que, diante da melhor logística de entrega, desejam se comprometer com o comprador apenas para o fornecimento de soja, mas não têm interesse em fixar o preço de venda no mesmo momento da formalização do compromisso de entrega, pois acreditam numa alta das cotações. Deve-se salientar que, ao optar pela precificação de soja na BM&F, por refletir o mercado de soja transferido em Paranaguá, o cliente não tem a necessidade de venda de prêmio de exportação, nem de fixação de preço em outra bolsa.

As alterações do contrato de soja da BM&F surtiram efeito, pois, durante o ano de 2003, somente 2.917 contratos foram negociados (cada contrato possuía 100 toneladas). Já em 2004, ano em ocorreram as alterações, sendo a principal delas a redução do tamanho do contrato, as negociações começaram a aumentar. Naquele ano, 2.138 contratos de soja de 100 toneladas, acrescidos de 5.087 novos contratos de 27 toneladas, foram negociados praticamente no último trimestre. Com esses dados obtidos no sistema de recuperação de informações da BM&F, pôde-se notar a evolução do novo

contrato de soja, ao realizar uma comparação entre os anos de 2003 e 2005. O sucesso desse contrato de soja começa a aparecer, mostrando uma evolução considerável, com um volume de contratos total, do ano de 2005 (47.360 contratos), quase 17 vezes maior que no ano de 2003 (BM&F, 2006e).

Apesar desta valiosa evolução, os contratos futuros de soja estão muito aquém de atingir o volume de negócios que lhes é conveniente. Tomando a agricultura e a produção nacional de soja como referências, é desejável que o mercado futuro de soja se desenvolva cada vez mais, tomando proporções que garantam a liquidez e a migração dos principais agentes nacionais que se protegem na *Chicago Board of Trade*.

3.5 A nova formação do preço da soja no mercado internacional

Segundo Moraes (2002), os preços *Free on board* (FOB) referenciados nos contratos para o primeiro vencimento da Bolsa de Chicago apresentaram a maior elasticidade de transmissão de preços, sendo estes os preços de exportação mais bem relacionados com o preço interno da soja. Então, deve-se levar em conta que o preço da soja brasileira se dá no mercado internacional refletido na CBOT.

Mas, houve uma mudança muito importante no setor da soja, que é a emergência da América do Sul como o principal concorrente dos produtores dos Estados Unidos no mercado mundial. Além de aplicar uma pressão descendente sobre preços dos Estados Unidos, esta mudança alterou os relacionamentos econômicos importantes usados para previsões econômicas e, mais notavelmente, o relacionamento entre a relação oferta/demanda e o preço.

Com o aumento da produção na América do Sul (Figura 2) e o deslocamento do centro consumidor da Europa para a Ásia, tem ocorrido uma nova formação do preço da soja no mercado mundial.

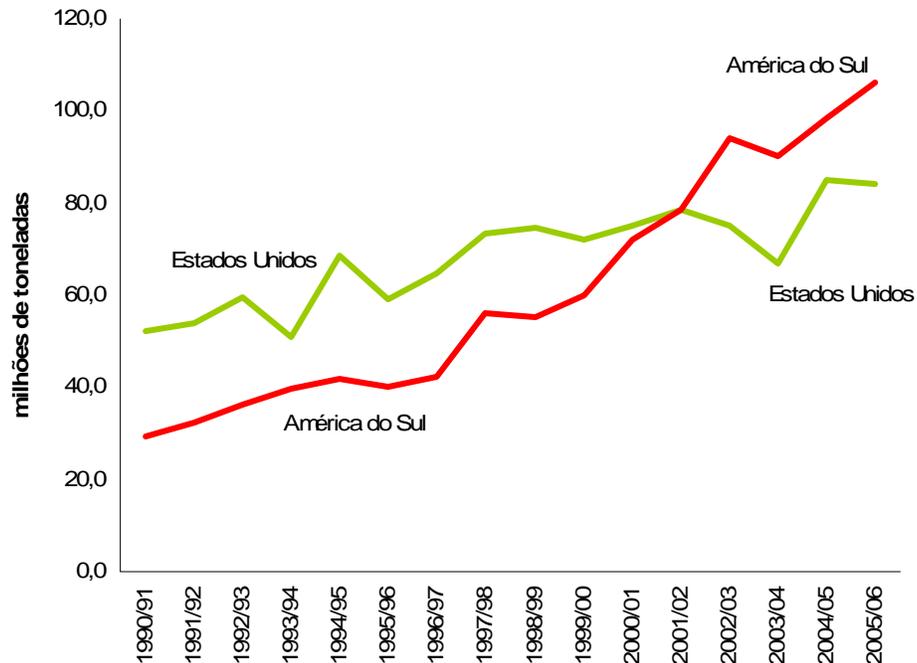


FIGURA 2: Evolução da produção de soja dos Estados Unidos e da América do Sul.

Fonte: *Foreign Agricultural Service*, estimativas oficiais do USDA (2006).

De acordo com dados da *Foreign Agricultural Service* (FAS) (2006), os Estados Unidos, que chegaram a ser responsáveis por 82,5% de toda a produção mundial de soja na safra de 1979/80, hoje responde apenas por 37,5% dessa produção, apesar de ainda ser o maior país produtor.

Segundo os dados relativos à produção de soja do Brasil e da Argentina, também disponíveis no FAS (2006), os dois maiores produtores da América do Sul vêm aumentando a produção de soja a uma taxa superior à do maior produtor mundial. Na safra de 1990/91, a Argentina e o Brasil respondiam por 11% e 15% da produção mundial, respectivamente e, atualmente, participam com 18% e 25%, denotando, assim, uma evolução considerável.

Estas estatísticas comprovam a evolução da América do Sul e sua crescente influência na formação do preço internacional da soja, tendo em vista que os Estados Unidos foram superados, em produção, ainda na safra de 2001/02, como demonstrado na Figura 2.

Tendo em vista a produção crescente na América do Sul e as diferenças sazonais com a soja cultivada nos Estados Unidos, a própria CBOT, que serve de referência global para preços desse produto, lançou, no segundo trimestre de 2005, um contrato CBOT baseado na soja sul-americana, criando oportunidades de negociação adicionais para os usuários do mercado de Bolsa.

O novo contrato da *commodity* foi projetado para atender à necessidade, no mercado global, de um instrumento de administração de risco com liquidez baseado na soja produzida no Brasil e na Argentina, que fornece mais da metade do total mundial (CBOT, 2006b).

Porém, em vez de ganhar liquidez com o tempo, este contrato vem apresentando uma trajetória descendente. Segundo Mercado... (2005), a explicação para a falta de movimentação está na ausência de agentes de mercados chamados de *markets makers*. Transacionando no contrato de alta liquidez da Bolsa de Chicago, as grandes *tradings* do setor (ADM, Cargill, Bunge e Dreyfuss) preferem não se arriscar no mercado sul-americano de soja, pois eles temem que a aquisição desses contratos possa reduzir a liquidez do tradicional contrato da CBOT.

Então, o mercado de soja tinha a *Chicago Board of Trade* como formadora do preço da *commodity*, dado que o contrato negociado naquela bolsa refletia o mercado norte-americano, até então o maior produtor e exportador do mundo. À medida que o mundo passou a ter um outro fornecedor (a América do Sul), aquele contrato passou a ter dificuldades em refletir com exatidão os acontecimentos de Brasil e Argentina (Perobelli, 2005).

Os mercados futuros no Brasil, representados pela BM&F, segundo Andrade (2003), são um instrumento de proteção de preços relativamente novo e ainda pouco difundido. Porém, é uma alternativa valiosa para os agentes do mercado agropecuário que têm poucas alternativas de proteção contra riscos, pois a agropecuária é uma atividade com alto grau de incertezas.

Assim, o contrato futuro de soja da BM&F viabiliza a cobertura de riscos de oscilação de preços, especialmente nos casos em que há descolamentos entre os preços nacionais e os internacionais, o que torna o *hedge* na CBOT ineficiente. Além dessa vantagem, os *traders* têm oportunidades de arbitrar as distorções de preços entre as bolsas (BM&F, 2002).

A respeito da eficiência de *hedging*, Castro Júnior (1998) traz importantes contribuições sobre o assunto, focando nos contratos futuros das *commodities* soja e boi gordo negociadas na BM&F.

Neste contexto, os trabalhos de Lazzarini (1997) e Silva et al. (2003) têm sugerido que os contratos futuros da CBOT proporcionam pouca proteção contra risco de preços para os *hedgers* brasileiros. Assim, para se utilizar o mercado futuro, precisa-se definir em qual bolsa negociar. Com isso, Lazzarini (1997) cita a competição entre bolsas com alta liquidez e as bolsas locais que buscam ganhar mercados. Os agentes estariam optando por efetividade de *hedging* proporcionada pelas bolsas locais, em vez dos menores custos de transação possibilitados pelas bolsas de maior liquidez.

No mesmo sentido, Silva et al. (2003), em seu trabalho de comparação de *hedge* em contratos futuros de soja da BM&F e da CBOT, constataram que o contrato futuro da BM&F pode ser muito útil para produtores, cooperativas, agroindústrias, exportadores e outros agentes, visto que a realização de *hedger* de soja na BM&F tem se mostrado mais eficiente que a CBOT, pois oferece uma melhor proteção do risco no preço.

Silva et al. (2003) também expõem que os resultados obtidos de *hedger* na BM&F poderiam ser melhores, se esta proporcionasse uma maior liquidez. Aumento no volume não só aumenta a correlação entre preços físicos e preços futuros, como também pode reduzir os custos de transação e facilitar o fechamento das posições dos agentes que não pretendem entregar a mercadoria.

Um estudo sobre o volume de contratos futuros de soja se faz, então, necessário, pois, visto que a BM&F apresenta uma efetividade de *hedger* melhor que a CBOT para os agentes nacionais, necessita-se de uma liquidez maior, que é proporcionada pelo aumento do volume de contratos negociados.

3.6 Volume de contratos negociados

Uma medida de liquidez comumente utilizada pelo mercado, pela sua simplicidade e facilidade de cálculo, é o volume, ou a quantidade, de contratos negociados em determinado período (Martits, 1998).

Embora muitos agentes saibam utilizar o volume em análises técnicas de estoque (do mercado físico), interpretar o volume no contexto do mercado de futuros pode requerer um maior conhecimento: foi conduzida uma quantidade consideravelmente menor de pesquisas sobre volume em mercados futuros que no físico. O volume negociado é relatado no dia de negociação seguinte ao dia em questão. A utilização mais comum de volumes em mercados futuros é analisá-lo em relação com a liquidez. Os *traders* terão uma melhor eficiência na execução do negócio onde o contrato apresentar maior liquidez.

A análise do sucesso de contratos futuros está essencialmente vinculada a sua liquidez. Assim, a análise do custo de liquidez pode ser vista como uma forma de análise do sucesso ou fracasso dos contratos, sendo, assim, inversamente proporcional ao sucesso dos contratos (Martits, 1998).

O volume negociado de um determinado contrato futuro representa a quantidade de contratos negociados em determinado período, com a abertura de novas posições ou liquidação de posições contratadas.

As expectativas do mercado refletem nas mudanças de volume de negociação. O comportamento desse volume fornece, então, indícios das condições reais de oferta e procura de um contrato futuro. O volume, juntamente com as posições em aberto, que representa o número de contratos em aberto em determinado mercado, pode ser considerado a temperatura e a pressão sanguínea desse mercado, enquanto os preços seriam a pulsação (Futures and Option Institute, 1998).

Segundo o Futures and Option Institute (1998), a análise do significado dos dados de volume deve estar relacionada aos movimentos concomitantes de preços. Podem, assim, ocorrer as seguintes possíveis situações:

- quando o volume de negociação cresce e os preços sobem, as compras se tornam mais agressivas, com o mercado considerado tecnicamente forte;
- quando o volume aumenta e os preços caem, o mercado é considerado tecnicamente fraco. Estas vendas poderão representar o encerramento de posições compradas ou novas vendas;
- se o volume cai significativamente, enquanto os preços avançam, o mercado é considerado tecnicamente fraco, por não ser evidente o aumento de demanda;
- se o volume e os preços caem, a implicação é a de que está havendo melhora nas condições técnicas.

Com base nessas informações, podem-se formular algumas regras práticas para a análise das mudanças de volume em relação às mudanças de preço:

- quando o volume cresce (supondo-se que não o faça em proporções extremas), pode-se esperar a manutenção da tendência corrente de preços;
- quando o volume diminui, pode-se esperar mudança da tendência corrente de preços.

Existem alguns trabalhos que tratam do volume de contratos negociados em bolsas e são apresentados na seqüência.

Easley et al. (1994) investigaram o papel informacional do volume e sua aplicabilidade na análise técnica. Mostraram como volume, informação precisa e movimentos nos preços se relacionam e demonstraram como seqüências de volume e preços podem ser informativas.

Easley et al. (1994) citado por Bajo (2005), desenvolveram um modelo no qual investidores podem obter conhecimentos importantes observando informações passadas, tanto de preços como de volume. Volume negociado pode adicionar importantes informações na qualidade e na precisão dos movimentos passados dos preços. Como consequência, os autores predizem a relação entre os volumes precedentes e o retorno atual, mesmo que não sugiram um sinal da relação.

Volume negociado é uma função decrescente do preço de equilíbrio quando informação comum é negativa e uma função crescente do preço de equilíbrio quando informação comum é positiva. Em outras palavras, volume negociado é positivamente correlacionado para absolutas alterações dos preços de ativos, o que é consistente com inúmeras pesquisas (Cheng, 2005).

Em estudo sobre a relação entre o volume diário de negociações e a volatilidade de preço em contratos futuros, Cornell (1981) considerou a volatilidade de preço como determinante do volume, visto que verificou uma correlação positiva significativa entre ambos, ou seja, um maior volume negociado esteve relacionado a uma maior volatilidade dos preços.

Cornell (1981) sugere, então, que a implicação mais importante desta relação volta-se para o desenvolvimento de novos contratos futuros. Em um meio no qual todos os mercados estabelecidos têm certo grau de poder de monopólio, porque eles podem garantir liquidez, existem duas possibilidades para que o lançamento de um contrato futuro possa ser bem sucedido. Primeiro, pelo fato de não haver nenhum outro contrato semelhante existente (que implica na existência de contratos com alta correlação de preços), o mercado deve apresentar incerteza suficiente para que o preço da *commodity* subjacente possa sustentar os negócios do contrato futuro. E, caso contratos semelhantes já existam, então, o contrato novo ou pode ter sucesso atraindo volume longe do mercado estabelecido, talvez porque a entrega seja mais fácil ou o instrumento é melhor conhecido, ou atraindo volume novo. Para o novo mercado se estabelecer, o *spread* entre os preços futuros do contrato de *commodity* estabelecido e do novo contrato deve conter incerteza suficiente. Se não for, não há razões para os agentes entrarem neste mercado.

Para ser bem sucedido, deve ter grande variabilidade nos seus preços, de forma a atrair especuladores e, assim, a liquidez necessária às negociações do mercado futuro.

Segundo Cornell (1981), o aumento da incerteza e as diferentes opiniões sobre as informações presentes no mercado provocam um aumento no volume de negócios futuros.

Najand & Yung (1991) examinaram as propriedades distributivas de movimentos de preços futuros, utilizando os modelos GARCH, e verificaram que a volatilidade dos preços futuros pode ser explicada pelos movimentos passados da volatilidade que persistiram no tempo. Ao inserir o volume na análise, evidenciou-se uma correlação positiva entre a variabilidade do preço e do volume, o que vai ao encontro do estudo de Cornell (1981), sugerindo, assim,

que o volume ajuda a explicar a volatilidade do contrato futuro, haja vista a persistência das volatilidades passadas.

Dada a importância do volume em meio aos mercados futuros, tem-se a utilização de gráficos e de outros dispositivos para analisar formas de alterações nos preços e mudanças no volume e posição em aberto, para predizer a tendência do mercado futuro. Então, o referencial metodológico trata de todos os dispositivos utilizados neste trabalho, no intuito de analisar os únicos fatos observáveis do mercado, que são os contratos em aberto, os preços e com ênfase no volume de negócios. Isso porque a volatilidade de retornos dos ativos é oculta, sendo uma variável não observável.

4 REFERENCIAL METODOLÓGICO

4.1 Séries temporais

Uma série temporal é definida por Box et al. (1994) como um conjunto de observações geradas seqüencialmente no tempo.

Essencialmente, existem dois enfoques usados na análise de séries temporais e ambos possuem o objetivo de construir modelos para as séries, com propósitos determinados. No primeiro, a análise é realizada no domínio da frequência e os modelos propostos são não-paramétricos, como, por exemplo, a análise espectral. No segundo, a análise é conduzida no domínio temporal e os modelos propostos são paramétricos, para os quais o número de parâmetros envolvidos na análise é finito, como, por exemplo, os modelos ARIMA (Morettin & Toloí, 2004). Nos dois enfoques, os modelos devem ser simples e parcimoniosos, ou seja, deve-se envolver o menor número de parâmetros possível.

Particularmente neste trabalho, as séries são tratadas e analisadas unicamente no domínio do tempo. As séries utilizadas são séries temporais discretas, ou seja, séries que têm suas observações anotadas em intervalos de tempos iguais.

Esses modelos utilizados para descrever estas séries temporais são processos estocásticos, isto é, processos controlados por leis probabilísticas (Morettin & Toloí, 2004).

Um fator a ser identificado previamente é a estacionariedade da série. Segundo Morettin & Toloí (2004), os procedimentos de análise estatística de séries temporais supõem que as séries sejam estacionárias, ou seja, a série se desenvolve no tempo aleatoriamente, ao redor de uma média constante, refletindo alguma forma de equilíbrio estável. Se uma série é não estacionária,

uma transformação dos dados originais, que consiste em tomar diferenças sucessivas da série, é necessária.

A ordem de integração $I(d)$ é o número de diferenças necessárias para tornar a série estacionária.

A análise de séries temporais pode ser focada, conforme Morettin & Tolo (2004), nos seguintes propósitos:

- na investigação do mecanismo gerador da série temporal;
- na previsão de valores futuros da série;
- apenas na descrição do comportamento da série e;
- na procura de periodicidades relevantes nos dados.

Segundo Alexander (2005), o objetivo da análise de séries de tempo é encontrar o modelo estatístico que melhor possa se adequar aos dados, bem como utilizar esse modelo para a previsão. Desse modo, pode-se permitir que as variáveis falem por si mesmas, ou seja, sem as restrições da teoria econômica e da teoria das finanças.

Portanto, a construção de um modelo que descreva os movimentos passados de uma variável de determinada série temporal, proveniente de análises sistemática do comportamento dessa série, é capaz de prever movimentos futuros dessa variável.

Assim, a análise de série temporal pressupõe que exista um processo estocástico gerador da série, ou seja, que, a cada possível realização aleatória da variável, esteja associada uma probabilidade de ocorrência da observação. Assim, o que se busca é descrever os mecanismos do processo e as características de sua aleatoriedade, pois isso irá fornecer os meios para que se chegue a conclusões sobre as probabilidades associadas aos valores futuros alternativos da série (Fischer, 1982).

Ao se realizar previsões, deve-se levar em conta que quanto mais próximo o último valor da série ou o valor presente estiverem dos horizontes de

projeção, maiores as probabilidades de se obter bons resultados. Ou seja, se o modelo busca fazer previsões para períodos muito longos, há chances de erros maiores.

Então, fazer uma previsão é inferir a probabilidade de distribuição de uma observação futura de uma população, dadas amostras de valores passados. Mas, de acordo com Morettin & Toloí (2004), é importante ressaltar que a previsão não constitui um fim em si, mas apenas em meios de fornecer informações para conseqüentes tomadas de decisões, vislumbrando atingir os objetivos determinados.

Portanto, os modelos de séries temporais têm sido constantemente aplicados para dados em negócios, economia e finanças, além de outras inúmeras áreas, no intuito de fazer modelagens para predizer o comportamento da variável em questão e, a partir dessa predição, são obtidas conclusões sobre o objetivo proposto.

4.2 Testes de raízes unitárias

Testes de raízes unitárias, ou teste de estacionariedade, são testes estatísticos relativos à hipótese nula de que a série de tempo não é estacionária contra a hipótese alternativa que a série é estacionária. Segundo Alexander (2005), o nome destes testes deriva do fato de que um processo ARMA não é estacionário se o polinômio característico tem uma raiz que não se localiza dentro do círculo unitário.

Assim, os testes mais rígidos e mais comumente empregados foram propostos por Dickey & Fuller (1979 e 1981) e por Phillips & Perron (1988). Ambos os testes têm como hipótese nula a existência de apenas uma raiz unitária em relação às variáveis e são empregados no intuito de checar se existe estacionariedade na série. E, caso não haja, o procedimento mais comum a ser adotado é empregar diferenças ou realizar defasagens na série.

O teste de Dickey-Fuller parte, inicialmente, do seguinte processo estocástico auto-regressivo para a série de tempo Y_t :

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

em que ρ é um parâmetro e os resíduos ε_t são um ruído branco, média zero, variância constante e não auto-correlacionados.

Para implementar-se o teste de Dickey-Fuller, subtrai-se Y_{t-1} dos dois lados da equação (1), chegando-se, assim, ao seguinte processo estocástico:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Sendo Δ o operador da diferença $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ e $\delta = \rho - 1$, têm-se as hipóteses seguintes:

H_0 : $\delta = 0$ ou $\rho = 1$ em valor absoluto, a série tem raiz unitária (é integrada de ordem 1) e é, portanto, não estacionária. A série segue, então, um passeio aleatório e um choque ocorrido no período “ t ” se perpetuará indefinidamente, a partir de $t + 1$.

H_1 : $\delta < 0$ ou $\rho < 1$, em termos absolutos, sendo a série estacionária. Nesse caso, um choque aleatório no período “ t ” será dissipado ao longo do tempo.

O teste é feito comparando-se a estatística Dickey-Fuller, representada por $|\tau|_{calculado}$, com os valores críticos $|\tau|_{crítico}$ estimados por MacKinnon (1991). Se a estatística Dickey-Fuller for maior que o valor crítico tabelado, a hipótese nula ($|\tau|_{calculado} > |\tau|_{crítico}$) é rejeitada e a série é considerada

estacionária. Mas, se $|\tau|_{\text{calculado}} < |\tau|_{\text{crítico}}$, aceita-se H_0 e a série é, então, não estacionária.

Pode-se elaborar o teste partindo-se de um processo estocástico com constante e também com uma tendência linear determinística, visto que o teste tem o mesmo procedimento anterior, alterando-se apenas os valores tabelados para cada equação:

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

em que α é a constante e $\alpha + \beta t$ a tendência linear.

O teste de Dickey-Fuller parte da pressuposição de que o processo gerador dos dados é um processo auto-regressivo de ordem 1, ou seja AR(1). Contudo, é bastante provável que, em séries econômicas, as variáveis apresentem processos auto-regressivos de ordem superior a 1. Assim, o uso da representação AR(1), nestes casos, pode apresentar resíduos autocorrelacionados. Desta forma, caso Y_t siga um processo auto-regressivo de ordem p , ou seja, AR(p), com $p > 1$, é necessário o emprego do teste denominado *augmented* Dickey-Fuller (ADF), ou Dickey-Fuller aumentado, que é, assim, equacionado em sua versão com constante e tendência determinística:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

em que i indica o número de defasagens ou diferenças utilizado. A tabela de valores críticos do teste ADF é a mesma do teste que não considera a ordem superior a 1.

O teste de Phillip-Perron (PP), que utiliza uma abordagem não paramétrica para controlar a correlação serial de ordem AR(p), é similar ao teste ADF e, inclusive, utiliza a mesma tabela de valores críticos, considera os problemas de heteroscedasticidade e dependência serial e emprega hipóteses mais gerais para os resíduos. Mesmo que o modelo utilize termos de médias móveis (MA), o teste de PP pode ser empregado.

4.3 Causalidade de Granger

A exploração das séries de tempo desta pesquisa, seguindo um processo de causalidade das variáveis, é realizada por meio do teste proposto por Granger.

O teste de causalidade difundido por Granger (1969, 1988) assume que valores futuros não podem causar o passado nem o presente e que a informação relevante para a predição das variáveis está contida apenas nas séries de tempo sobre essas duas variáveis.

Causalidade de Granger, conforme Alexander (2005), significa que é evidente, entre variáveis de séries de tempo multivariadas, a relação antecedência-defasagem. Em um sistema bivariado das séries de tempo conjuntamente estacionárias $\{x_t\}$ e $\{y_t\}$, diz-se que a variável x causa y no sentido de Granger, se a variável x defasada melhora a previsão de y , mesmo após a variável y defasada ter sido incluída entre as variáveis explicativas.

Segundo Pindyck & Rubinfeld (2004), a idéia básica é simples: se X causa Y , então, variações em X deveriam preceder variações em Y . Em particular, para dizer que “ X causa Y ”, é preciso que sejam cumpridas duas condições. Primeiro, X deveria ajudar a prever Y ; isto é, em uma regressão de

Y em relação a valores passados de Y e o acréscimo de valores passados de X como variáveis explanatórias deveriam contribuir significativamente para aumentar o poder explanatório da regressão. Segundo, Y não deveria ajudar a prever X . A razão é que se X ajuda a prever Y e também Y ajuda a prever X , o mais provável é que uma ou mais outras variáveis estejam, de fato, causando as mudanças observadas tanto em X como em Y .

O teste de causalidade consiste em testar a hipótese nula de que “ X não causa Y ”, por meio de um teste F de significância. Para tanto, estima-se a regressão de Y para valores defasados, tanto de Y como de X , em um modelo bivariado de vetor auto-regressivo (VAR) de ordem m .

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{l=1}^m \beta_l X_{t-l} + \varepsilon_t \quad (6)$$

O teste F de significância, exposto na equação (7), utiliza a soma dos quadrados dos resíduos da regressão, tanto da regressão irrestrita (SQR_{IR}), como também da regressão restrita (SQR_R) estimada com as restrições da hipótese nula, ou seja, sem considerar a variável X . Na estatística F ,

$$F = \frac{(SQR_R - SQR_{IR})/q}{SQR_{IR}/(N-k)} \sim F_{q, N-k} \quad (7)$$

tem-se que N é o número de observações, k é o número de parâmetros estimados na regressão irrestrita e q é o número de restrições. Se $F_{calculado} > F_{crítico}$, a $\alpha\%$ de significância, rejeita-se a hipótese nula; caso contrário, aceita-se a hipótese.

No teste de causalidade, a definição do número de defasagens (m) é arbitrária, mas Pindyck & Rubinfeld (2004) assumem que esta definição é uma questão de bom senso, sendo aconselhável testar várias defasagens de forma que o resultado não seja sensível à escolha de m .

4.4 Co-integração

Modelos econométricos pressupõem a existência de uma estacionariedade da série de dados, para não incorrer em erros em análises de séries não estacionárias com resultados de regressões sem significado, também chamados de regressões espúrias.

Contudo, Engle & Granger (1987) assumem que uma combinação linear de duas ou mais séries não estacionárias pode ser estacionária. Se uma combinação linear existe, as séries temporais não estacionárias são consideradas então, co-integradas. A combinação linear estacionária é chamada de equação de co-integração e deve ser interpretada como uma relação de equilíbrio a longo prazo entre as variáveis.

Essa relação de equilíbrio de longo prazo é de variáveis integradas de mesma ordem e que precisam de um mesmo número de diferenças para se tornarem estacionárias.

O propósito do teste de co-integração é determinar quando um grupo de séries não estacionárias é co-integrado ou não.

A análise de co-integração tem, como primeiro passo, o uso de testes estatísticos para identificar as combinações lineares estacionárias de séries integradas que melhor definam as relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis do sistema e se tais relações existem. Isso porque, caso não existam estas relações, as séries não são co-integradas, não justificando, portanto, as análises (Alexander, 2005).

Assim, o teste de co-integração de Johansen somente é válido quando utilizam-se séries sabidamente não estacionárias, o que pode ser comprovado por meio dos testes de raiz unitária ADF e PP. Este, então, é o primeiro procedimento para que se efetue o teste de co-integração, que é seguido pela verificação de estacionariedade em primeira diferença.

O segundo passo é determinar o número de defasagens ou *lags* para o modelo, o que é definido a partir dos critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC), explicados no item 4.6. Os *lags* são definidos quando os valores dos critérios apresentam o menor valor.

Uma outra decisão diz respeito à definição de qual caso de tendência determinística deve ser empregado no teste de co-integração. Dentre eles: 1) dados sem tendência determinística, equação de co-integração ou teste VAR sem intercepto e sem tendência; 2) dados sem tendência determinística, equação de co-integração com intercepto e sem tendência e VAR sem intercepto; 3) dados com tendência determinística linear, equação de co-integração e teste VAR com intercepto e sem tendência; 4) dados com tendência determinística linear, equação de co-integração com intercepto e com tendência e VAR sem tendência e 5) dados com tendência determinística quadrática, equação de co-integração com intercepto e com tendência e VAR com tendência linear.

A presença da relação de co-integração forma a base da especificação de um modelo vetorial de correção de erro (VEC). A implementação do teste de co-integração se baseia em um modelo de VAR de ordem p :

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que y_t é o vetor ($k \times 1$) de uma variável endógena I(1) não estacionária; x_t é um vetor ($d \times 1$) da variável exógena determinística (constante, tendência,

etc.); $A (k \times k)$ e $B (k \times d)$ são matrizes de parâmetros a serem estimados; a ordem p é o número de defasagens e ε_t é um vetor de inovação ou de erros aleatórios. Então, o VAR pode ser reescrito como:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

em que $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$ e $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$; Γ_i são matrizes correspondentes às defasagens do vetor y_t . I é a matriz identidade.

O procedimento de Johansen baseado na equação (9) testa se os coeficientes da matriz Π contêm informações sobre as relações de longo prazo entre as variáveis envolvidas. Se o posto r , que é número de vetores de co-integração da matriz Π , está entre zero e k ($0 < r < k$), há co-integração e a matriz Π pode ser representada pelo produto de duas matrizes ($k \times r$), α e β , de modo que $\Pi = \alpha\beta'$, em que β' é a matriz transposta de β . Os vetores de co-integração de β têm a característica de tornar $\beta' y_t$ estacionário, quando y_t é não estacionário. Para tanto, k é considerado o número de variáveis endógenas, β contém os vetores de co-integração, que são as r colunas e os elementos de α são os parâmetros de ajustamento no modelo VEC.

O posto também pode se apresentar completo com $r = k$, o que implica em dizer que as séries originais devem ser estacionárias, não sendo necessária análise de co-integração. Então, y_t é um processo estacionário e um modelo VAR em nível é apropriado. Por fim, se Π tem posto igual a zero ($r = 0$), então Π é uma matriz nula e y_t é um processo integrado, em que um modelo

VAR nas diferenças é adequado. Portanto, não existe co-integração, pois não há combinação linear estacionária entre as variáveis.

A estatística traço $\lambda_{traço}$ e a estatística de máximo autovalor λ_{max} são os testes utilizados para determinar o número de vetores de co-integração e seus valores críticos. Na $\lambda_{traço}$, a hipótese nula é a de que existem, no máximo, r vetores de co-integração; se rejeitada esta hipótese, repete-se o teste para $r + 1$ e determina-se existem $r + 1$ vetores de co-integração. E na λ_{max} , a hipótese nula testa a existência de exatamente r vetores de co-integração, contra a hipótese alternativa de existir $r + 1$. Os resíduos gerados pela equação co-integrante são usados para definir o termo de correção de erros.

$$\lambda_{traço}(r | k) = -N \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_i) \quad (10)$$

$$\lambda_{max}(r | r + 1) = -N \log(1 - \lambda_{r+1}) \quad (11)$$

em que N é o número de observações e λ_i é o i -ésimo autovalor ordenado da matriz.

Para maiores informações a respeito deste teste, consultar Johansen (1988, 1991) e Johansen & Juselius (1990)

Com a presença de co-integração, apesar de existir uma relação de longo prazo entre as variáveis, alguns desequilíbrios de curto prazo podem ocorrer. Nesse caso, deve-se estimar um modelo com vetores de correção de erros.

4.5 Modelo vetorial de correção de erro (VEC)

Um VEC é um VAR restrito, designado para uso em séries não estacionárias conhecidamente co-integradas.

Um modelo se torna bem mais especificado quando são incluídos os termos defasados de desequilíbrio como variáveis explicativas. Esse é o modelo de correção de erros que possui um mecanismo de auto-regulação, segundo o qual os desvios de longo prazo são automaticamente corrigidos.

A principal relevância do método de correção de erro é modelar as séries co-integradas. De acordo com Engle & Granger (1987), quando variáveis são co-integradas, existe um modelo válido de correção de erro descrevendo sua relação, com a implicação de que a co-integração entre variáveis envolvidas é pré-requisito para o modelo de correção de erro.

Segundo Alexander (2005), a razão do nome “correção de erros” deve-se ao fato de que o modelo é estruturado de forma que os desvios de curto prazo do equilíbrio de longo prazo sejam corrigidos gradualmente, com uma série de ajustes parciais.

O VEC tem as relações de co-integração incorporadas em suas especificações, de modo que possa restringir o comportamento de longo-prazo das variáveis endógenas para convergir a seus relacionamentos de co-integração, enquanto permite um ajuste dinâmico de curto-prazo.

O VEC pode ser equacionado da seguinte forma:

$$\Delta x_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{m_1} \beta_{1i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{m_2} \beta_{2i} \Delta y_{t-i} + \alpha z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (12)$$

em que, Δ é o operador da primeira diferença; x_t e y_t são as variáveis; β é a matriz das variáveis explicativas; $z_{t-1} = x_{t-1} - \beta y_{t-1}$ é a relação de co-integração

e α é o vetor do coeficiente de correção z_{t-1} , ou o parâmetro de ajuste do modelo VEC.

De acordo com Alexander (2005), quando as séries são co-integradas deve haver algum fluxo causal do tipo Granger no sistema. A causalidade é o mecanismo que vincula as séries co-integradas, não no sentido de se fazer uma mudança estrutural na série, alterando também a outra, mas no sentido de que pontos de reversão em uma das séries precedem pontos de reversão na outra.

Se o parâmetro α da equação (12), relativo ao termo do erro da equação de co-integração, for estatisticamente diferente de zero, ou seja, se os valores críticos encontrados forem maiores que os valores da estatística-t, a certo nível de significância, existe uma relação causal no sentido de Granger, em que a variável x_t causa a variável y_t , no curto prazo.

Para analisar os resultados de um modelo de correção de erro é comum fazê-lo por meio da função de elasticidades de impulso resposta e da decomposição da variância dos erros de previsão.

4.5.1 Impulso e resposta

Um impulso (choque) para a i -ésima variável afeta não somente a própria i -ésima variável como também é transmitido para todas as outras variáveis endógenas pela estrutura dinâmica do VAR ou do VEC. Uma função de impulso-resposta traça o efeito de um impulso (choque) no tempo para uma inovação nos valores atuais e futuros das variáveis endógenas (Quantitative Micro Software, 2002).

A função de impulso resposta é utilizada para fazer uma análise da sensibilidade de determinadas variáveis a certos choques, sendo útil, principalmente, para conhecer o tempo, a direção, a duração das respostas, o padrão de reação das respostas aos impulsos de um desvio padrão sobre os

valores contemporâneos e futuros das variáveis endógenas do sistema e a intensidade das respostas aos impulsos.

A obtenção de elasticidades de impulso-resposta para K períodos à frente permite a avaliação do comportamento das variáveis em resposta a choques (inovações) individuais em quaisquer dos componentes do sistema, podendo-se, assim, analisar, por meio de simulação, efeitos de eventos que tenham alguma possibilidade de ocorrer.

A simulação baseada na função impulso-resposta do VAR provê um mecanismo para estimar respostas a choques, sem manter a pressuposição de condições *ceteris paribus* para as outras variáveis do modelo.

4.5.2 Decomposição da variância

A decomposição da variância do erro de previsão de p períodos à frente é outro ponto que caracteriza o inter-relacionamento entre as variáveis do modelo.

A decomposição da variância separa a variação de uma variável endógena nos choques componentes do VAR. Então, a decomposição da variância promove informações sobre a importância relativa de cada uma das variáveis aleatórias, impactando as variáveis do modelo (Quantitative Micro Software, 2002).

4.6 Critérios de informação

Um modelo pode ser julgado adequado, em termos do comportamento dos resíduos. Uma forma de fazer uma seleção do modelo dentre os demais é utilizando-se critérios de informações que levam em conta não apenas a qualidade do ajuste como também penalizam a inclusão de parâmetros extras. Assim, um modelo com mais parâmetros pode ter um ajuste melhor, mas, não necessariamente, será preferível em termos de critério de informação. A regra

básica consiste em selecionar o modelo cujo critério de informação calculado seja mínimo.

Segundo Morettin & Toloi (2004), a escolha do modelo deve ser feita de forma que suas ordens k e l minimizem o critério, ou seja, o Akaike *information criterion* (AIC), ou critério de informação de Akaike deve ter seu valor minimizado, apresentado assim, o menor valor.

$$AIC(k, l) = \ln \hat{\sigma}_{k,l}^2 + \frac{2(k+l)}{N} \quad (13)$$

em que, $\hat{\sigma}_{k,l}^2$ é o estimador de máxima verossimilhança ou estimador da variância residual, N é o número de observações e as ordens k e l são os números de parâmetros do modelo.

O critério deve ser minimizado pela escolha do número de parâmetros justo que determine uma adequação ótima entre o modelo ajustado (que reduza a soma dos quadrados dos resíduos) e a complexidade do modelo.

Outro critério existente e que ajuda na definição do melhor modelo de ajuste da série é o Schwarz *information criterion* (SIC), ou critério de informação de Schwarz, que também é conhecido como *Bayesian information criterion* (BIC), ou critério de informação Bayesiano.

$$SIC(k, l) = BIC(k, l) = \ln \hat{\sigma}_{k,l}^2 + (k+l) \frac{\ln N}{N} \quad (14)$$

Este critério possui as mesmas variáveis do AIC, porém, equacionadas de forma diferente. A única diferença é que o valor “2” da equação (13) é substituído por “ $\ln N$ ” na equação (14).

5 METODOLOGIA

Visando alcançar o objetivo com sucesso, a metodologia de análise segue as especificações dos testes e modelos apresentados no referencial metodológico. São, então, descritos nesse item, todos os dados, inclusive suas fontes, o período de análise, os procedimentos, além dos instrumentos necessários à obtenção dos resultados.

5.1 Dados

Para se conseguir informações para responder o primeiro objetivo específico, referente às ações da BM&F tomadas no intuito de aumentar a liquidez de contratos futuros agropecuários, foram realizadas análise documental e pesquisa na internet, explorando-se e analisando-se todas as informações passíveis de serem inseridas nos resultados.

No que diz respeito ao conjunto de dados para a análise quantitativa, estes são provenientes das próprias bolsas de mercadorias, ou seja, foram obtidos diretamente na fonte geradora dos dados, o que proporciona total credibilidade aos dados.

As séries de dados originárias da BM&F foram conseguidas por meio do Sistema de Recuperação de Informações da própria bolsa. Já as séries históricas do mercado futuro da soja da bolsa americana foram adquiridas junto ao CBOT *Data Exchange*, que é o setor responsável pelo armazenamento dos dados históricos. Os *links* são encontrados em BM&F (2006e) e CBOT (2006a).

Os dados compreendem variáveis com informações a respeito do contrato futuro de soja da BM&F e da CBOT, como o volume de contratos negociados, o número de contratos em aberto e o preço futuro da soja. Estes valores que compõem cada variável compreendem um período de transações

diárias, em ambas as bolsas, de quase quatro anos, iniciando-se com dados de 2 de janeiro de 2003 e finalizando em 27 de outubro de 2006.

Este período foi definido, principalmente, em função da liquidez do contrato futuro de soja da bolsa brasileira, pois o saldo de negociação anterior a este período de análise era mínimo. Mas, este intervalo de tempo compreende um período de pouco mais de um ano e meio antes da alteração contratual que reduziu o tamanho do contrato futuro de soja da BM&F e pouco menos de dois anos e meio após esta mudança.

As séries temporais, com todas as variáveis, foram trabalhadas e construídas para que o procedimento de análise dos dados ocorresse sem qualquer viés. Sobretudo a série temporal de preços incorreu em minuciosos detalhes de construção.

As séries temporais de preços futuros foram construídas baseando-se na elaboração das séries do trabalho de Oliveira (2000). Como as cotações diárias dos contratos futuros são obtidas para vários vencimentos simultaneamente, buscou-se o encadeamento da série, de forma que ela ficasse adequada com a realidade de preços. Assim, os valores das séries foram estabelecidos sempre utilizando as cotações do vencimento mais próximo da data em questão, até que fosse alcançado o último dia de pregão do mês anterior ao mês do vencimento empregado. O prolongamento da construção da série segue com a cotação do dia de negociação seguinte, passando a ser preenchida com as cotações do mês de vencimento subsequente.

Esse procedimento evita que os preços do mês de vencimento, compreendidos justamente no período mais próximo de encerramento do contrato, sejam utilizados. Assim, os processos de estimação se concentram em períodos cuja relação entre os preços é menos conhecida. Isso porque é esperado que os preços do mercado à vista e futuro convirjam para o mesmo nível, quando se está próximo do encerramento do contrato, devido à arbitragem, o que

torna as operações de *hedge* sempre mais efetivas quando encerradas neste intervalo de tempo. Este procedimento de seqüenciamento, ou encadeamento, de vencimentos implica em uma possível consonância com o interesse de um *hedger* que planeja liquidar sua posição até o mesmo período, visto que se torna mais difícil a saída de posição muito próximo do encerramento do contrato.

A partir das séries temporais diárias transacionadas de volume, contratos em aberto e preço, buscou-se um melhor encadeamento desses valores, que viriam a melhorar a estrutura da série. Devido ao fato de que, no início do período de análise, existem dias em que não ocorreu nenhuma transação sequer do contrato de soja da BM&F, a série foi reconstruída, para evitar uma grande quantidade de valores nulos na sua estrutura.

Assim, para a reconstrução das séries foram utilizadas médias simples a cada semana. Dessa forma, todas as séries, que são objetos de análise deste trabalho e estão empregadas em todos os testes e modelos descritos no referencial metodológico, sofreram transformações logarítmicas e possuem 199 observações semanais.

5.2 Procedimentos

O procedimento metodológico para a análise de séries temporais neste trabalho segue uma seqüência de análise que está voltada para uma relação de causalidade, de sincronia no longo e no curto prazo entre as séries estudadas aos pares com o volume de contratos futuros de soja da BM&F, que é o foco principal do trabalho.

Com as séries devidamente construídas, realiza-se o teste de causalidade de Granger, que trata de uma relação causal de antecedência-defasagem entre as variáveis.

Posteriormente, as séries são testadas, no sentido da identificação de estacionariedade. Para que as séries estejam aptas à aplicação do teste de co-

integração, elas devem se apresentar não estacionárias e, ao se analisar estas séries em primeira diferença, necessariamente, deve haver a ausência de raízes unitárias, ou seja, a série passa a ser estacionária.

Sendo passíveis de análise, são realizados os testes de co-integração que demonstram uma sincronia a longo prazo, gerando uma equação. Co-integradas, agora estas séries são modeladas por um modelo VEC, que corrige os erros no curto prazo, ficando as relações totalmente ajustadas.

Durante todo o processo, são utilizados os critérios de informação de Akaike e Schwarz, para a determinação de procedimentos, como a escolha do melhor modelo e as definições do “caso” de tendência determinística e do intervalo de defasagem do teste co-integração.

Por fim, são utilizadas funções de elasticidade de impulso e resposta e decomposição da variância dos erros de previsão, para analisar os resultados do modelo vetorial de correção de erros.

5.3 Instrumentos

O *software* estatístico utilizado para o processamento dos dados e de modelos de análises é específico para os testes e a modelagem de séries.

O programa possui todas as ferramentas para análise econométrica de séries temporais num ambiente Windows, como previsão, análise estatística, gráficos, simulações, estimativas e gestão de dados. O *software* é adequado para a realização de testes de co-integração, testes de causalidade de Granger, elaboração de modelos de vetor de correção de erro, além de outras funções importantes.

6 RESULTADOS E DISCUSSÃO

6.1 Atuação da BM&F para o desenvolvimento do mercado futuro

Em uma das ações visando impulsionar uma maior liquidez aos mercados agropecuários, atraindo mais agentes e evitando uma transferência de operações para outras bolsas no exterior, a Bolsa de Mercadorias & Futuros instituiu, segundo o ofício circular n. 107/2006, o Fundo de Operações do Mercado Agropecuário (FOMA) (BM&F, 2006b).

O objetivo do fundo é reduzir as margens de garantia exigidas dos participantes nos mercados derivativos agropecuários, ou seja, uma parcela do risco em se obter um posicionamento no mercado passa a ser coberta pelos recursos do fundo, em vez de ser coberta pelas margens depositadas pelos agentes.

A criação do FOMA surgiu de uma pesquisa comparativa da BM&F com bolsas internacionais que possuem contratos futuros semelhantes aos contratos de *commodities* da bolsa brasileira e com liquidez expressiva, em que foi constatado que as margens de garantias da BM&F eram maiores que as estabelecidas pelas demais bolsas.

Assim, uma redução significativa do custo das transações com esses produtos deve ser alcançada, com uma redução de até 50% no custo da margem de garantia. Dessa forma, diminuem-se os custos das operações no mercado de *commodities* agrícolas e a BM&F deve gerar uma maior atratividade dos agentes para os contratos de derivativos brasileiros. Nas operações de *hedger*, os produtores rurais passam a proteger o seu preço contra oscilações futuras com custos mais enxutos.

Outra recente e importantíssima ação realizada pela BM&F, para dar seqüência ao desenvolvimento e à expansão dos mercados derivativos

agropecuários, foi a assinatura de um protocolo de intenções, juntamente com o Banco do Brasil, em outubro de 2006, permitindo que agentes da cadeia dos agronegócios operem contratos futuros com financiamento bancário (BM&F, 2006c).

O Banco do Brasil seria, então, responsável pela parte de fornecimento de crédito do acordo, financiando, assim, por meio de suas agências bancárias, as operações de *hedger* dos produtores rurais. Um dos motivos pelos quais os produtores, muitas vezes, não utilizavam o mercado futuro como uma estratégia de comercialização, é a escassez de crédito e por não conseguirem manter um fluxo de caixa constante para o pagamento de margens de garantia e ajustes diários.

A iniciativa foi possível a partir da publicação da Resolução nº. 3.403 do Banco Central, de 15 de setembro de 2006, que trata da concessão de crédito de comercialização destinado a financiar proteção de preços e ou prêmios de risco e de equalização de preços.

Segundo expectativas do presidente da BM&F, a partir dessa iniciativa conjunta com o Banco do Brasil, os volumes negociados nos mercados derivativos agropecuários da BM&F podem triplicar no período de um ano, beneficiando toda a cadeia do agronegócio.

Pelas regras, cada agricultor terá limite de R\$ 100 mil para financiar as operações, com juros de 8,75% ao ano. Produtores vinculados a cooperativas terão limite de R\$ 40 mil, com os mesmos juros. O financiamento vale para todos os contratos agropecuários operados pela BM&F: açúcar, álcool, algodão, boi, bezerro, café, milho e soja.

Esta ação, na busca de trazer os produtores rurais para o mundo dos mercados de derivativos agropecuários, é interessante tanto para os próprios produtores, que estariam se eximindo de riscos nas oscilações de preço e garantindo seu lucro, quanto para a BM&F e para o Banco do Brasil. A BM&F

passa a ser beneficiada no sentido de que estaria desenvolvendo seus mercados agropecuários e se inserindo no cenário internacional, como referência não somente nos mercados financeiros, mas também nos agropecuários, de forma que a obter melhor efetividade de *hedge* para o produtor. O Banco do Brasil se beneficia pelo fato de também não correr risco em suas concessões de créditos aos produtores, visto que a atividade agropecuária é muito incerta quanto ao colhimento de lucros e os produtores são considerados clientes pouco atrativos para o sistema bancário. Este fato se altera a partir da adoção de mecanismos para *hedge*, ao estimular a proteção contra flutuações de preços para reduzir riscos na carteira de crédito rural.

Embora, inicialmente, o uso de derivativos para proteção seja optativo, no futuro, o banco deve exigir que o *hedge* seja obrigatório para uma possível liberação do custeio da safra, ou seja, o processo torna-se condição básica para a obtenção de empréstimos.

A criação do FOMA e o acordo com o Banco do Brasil são duas ações que, possivelmente, irão alterar o conteúdo das Tabelas 3 e 4. Os produtores que, geralmente, se enquadram no quadro das pessoas físicas, como participantes do mercado futuro, devem aumentar a fatia de participação no mercado da soja. Os produtores rurais que, normalmente, encontram-se em posição “comprada”, vendem contratos futuros como sendo uma posição contrária à que ele possui no físico. Assim, a fatia da porcentagem de contratos em aberto em posição vendida dos participantes “pessoa física”, em que se encaixam os produtores e que tende a aumentar, variou entre, aproximadamente, 3% e 20% da porcentagem total dos participantes do mercado, no ano de 2006.

TABELA 3 Porcentagem de contratos futuros de soja em aberto e comprado, por tipo de participante do mercado.

Tipos de participantes	Compra - 2006 - %									
	jan	Fev	mar	abr	mai	jun	jul	ago	set	out
Pessoa jurídica financeira										
Investidor institucional	1,25	1,66	1,15	1,38	2,02	1,19	1,35			0,12
Invest. institucional nacional	1,25	1,66	1,15	1,38	2,02	1,19	1,35			0,12
Invest. institucional estrangeiro										
Investidores não residentes - agropecuários					21	18,93	4,12	4,19	3,85	2,86
Pessoa jurídica não financeira	94,12	96,94	98,03	96,56	74,4	77,22	90,88	93,52	90,76	94,77
Pessoa física	4,63	1,4	0,83	2,06	2,58	2,67	3,66	2,29	5,39	2,25
Total geral	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da BM&F.

TABELA 4 Porcentagem de contratos futuros de soja em aberto e vendido, por tipo de participante do mercado.

Tipos de participantes	Venda - 2006 - %									
	jan	Fev	mar	abr	mai	jun	jul	ago	set	out
Pessoa jurídica financeira				0,02	21,01	18,94	4,13	4,2	3,85	2,86
Investidor institucional		3,84								1,72
Invest. institucional nacional		3,84								
Invest. institucional estrangeiro										1,72
Investidores não residentes - agropecuários										
Pessoa jurídica não financeira	86,39	80,49	86,48	89,6	75,96	72,2	86,3	89,56	87,91	73,58
Pessoa física	13,61	15,68	13,52	10,38	3,02	8,85	9,57	6,2	8,25	21,83
Total geral	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da BM&F.

A completa identificação dos participantes do mercado, em relação ao número de contratos em aberto do último dia de negócio do mês, entre janeiro e outubro de 2006, encontra-se nas Tabelas 3 e 4.

Tanto na porcentagem de contratos em aberto comprados ou vendidos, os participantes denominados como pessoa jurídica não financeira são sempre responsáveis pela maior fatia do mercado da soja. Esses participantes, geralmente, são empresas a jusante e a montante da agricultura, que não deixam de se proteger contra oscilações futuras de preços.

6.2 Testes de causalidade de Granger

O teste de causalidade de Granger foi aplicado nas seguintes séries logaritmizadas relacionadas com o mercado futuro da *commodity* soja: preço de ajuste da BM&F (LBMFP), volume de contratos negociados na BM&F (LBMFV), contratos abertos de soja da BM&F (LBMFC), preço de ajuste da CBOT (LCBOTP), volume de contratos negociados na CBOT (LCBOTV) e contratos abertos de soja da COBT (LCBOTC).

Essas séries, que compreendem o período de janeiro de 2003 até outubro de 2006, foram construídas a partir de dados diários de preços, volume e contratos em aberto, nos quais foi empregada uma média simples a cada semana. Assim, as séries ficaram constituídas de 199 observações semanais, que sofreram uma transformação logarítmica.

Os gráficos da Figura 3 ilustram os comportamentos das séries logaritmizadas. Essas séries são a base de todas as análises subseqüentes.

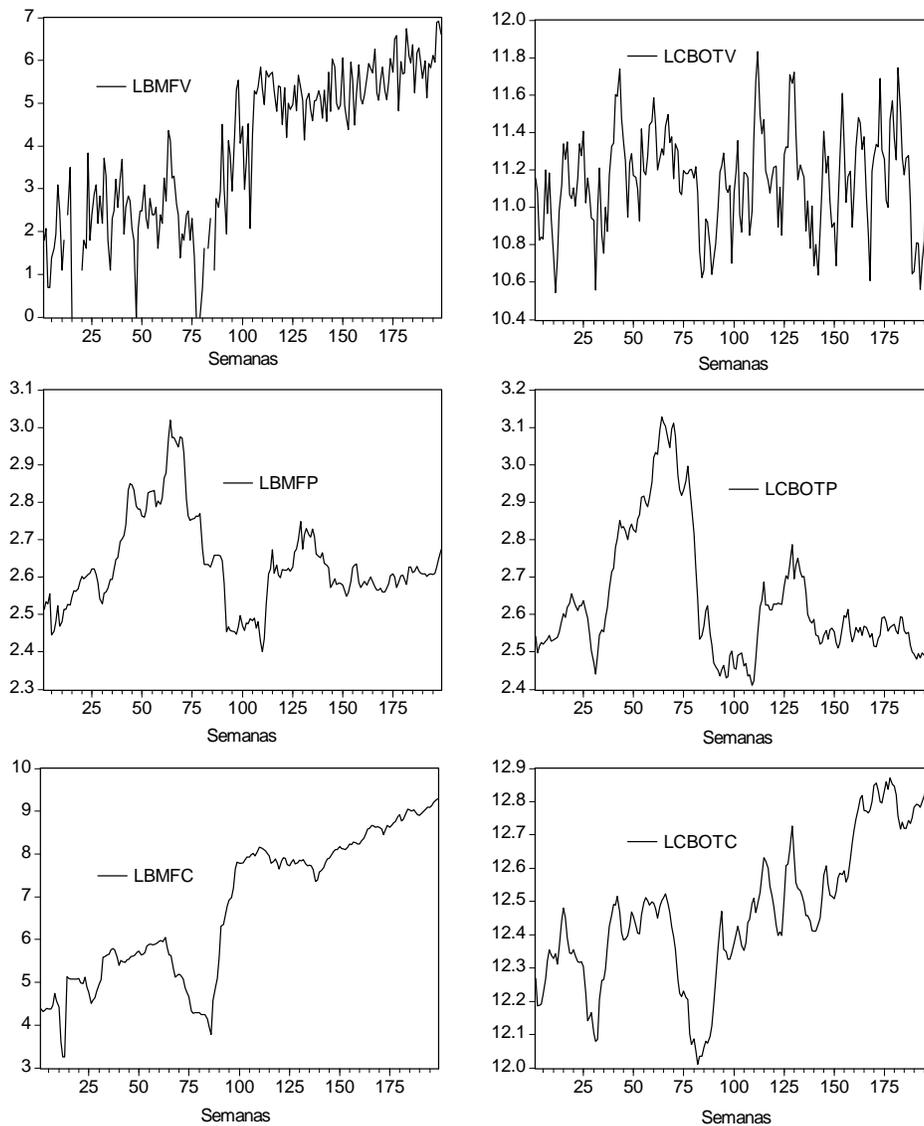


FIGURA 3 Séries logaritmizadas de volume, contratos em aberto e preços da BM&F e da CBOT.

Fonte: Dados da pesquisa.

Pelo fato de os dados serem semanais, optou-se pela definição de uma e duas defasagens da variável independente, ou *lags* 1 e 2. Esta opção se baseia na característica do mercado futuro agropecuário de se alterar muito constantemente, com vários negócios concretizados, abertura e fechamento de posições a todo instante e altas oscilações nos preços. Essas alterações são motivadas por aspectos técnicos e fatores fundamentalistas que também renovam-se com frequência.

Na Tabela 5 encontram-se os resultados dos testes de causalidade de Granger entre as séries apresentadas.

Quando analisadas as séries de contratos em aberto, volume e preço da BM&F em teste de casualidade entre si, comparadas às séries da CBOT, têm-se alguns resultados semelhantes.

Podem-se analisar os testes de causalidade de Granger buscando-se as relações entre preço e contratos em aberto, contratos em aberto e volume e volume e preço, analisando-os dentro da própria bolsa ou entre as bolsas. A análise também é feita entre volume e volume, contratos em aberto e contratos em aberto e preço e preço entre as bolsas BM&F e CBOT.

Para a relação preço e contrato em aberto, analisando-os dentro de cada bolsa de futuros, considerando defasagem de uma e duas semanas, detectou-se causalidade no sentido preço→contrato em aberto das séries da BM&F (LBMFP → LBMFC), a 5% e 10% de significância, respectivamente. Relação semelhante acontece no sentido preço→contrato em aberto das séries da CBOT (LCBOTP → LCBOTC), mas, neste caso, a causalidade é encontrada a 1% de significância, nos dois *lags* analisados.

Já o sentido contrário contrato em aberto→preço da BM&F (LBMFC → LBMFP) teve a hipótese nula de não causalidade aceita. Contudo, no âmbito da Bolsa de Chicago, rejeita-se a hipótese nula de não causalidade para o mesmo

sentido na primeira defasagem, então, existe causalidade no sentido contratos em aberto→preço (LCBOTC → LCBOTP), a 5% de significância.

TABELA 5 Teste de causalidade de Granger das séries logaritmizadas de contratos em aberto, volume e preço da BM&F e da CBOT.

Hipótese nula	defasagem 1		defasagem 2	
	$F_{calc.}$	Prob.	$F_{calc.}$	Prob.
LBMFP → LBMFC	6,6680	0,011**	2,6562	0,073***
LBMFC → LBMFP	0,1670	0,683	1,3661	0,258
LCBOTP → LCBOTC	13,899	0,000*	5,3817	0,005*
LCBOTC → LCBOTP	5,1064	0,025**	0,6743	0,511
LCBOTP → LBMFC	1,3967	0,000*	5,5991	0,004*
LBMFC → LCBOTP	0,9196	0,339	1,4729	0,232
LBMFP → LCBOTC	7,0083	0,009*	1,9898	0,140
LCBOTC → LBMFP	2,5577	0,111	1,3243	0,268
LBMFV → LBMFC	7,5745	0,007*	1,2001	0,304
LBMFC → LBMFV	58,297	0,000*	30,140	0,000*
LCBOTV → LCBOTC	17,706	0,000*	11,333	0,000*
LCBOTC → LCBOTV	6,9585	0,009*	5,5286	0,005*
LCBOTC → LBMFV	9,3658	0,003*	2,0654	0,130
LBMFV → LCBOTC	5,1485	0,024**	3,6773	0,027**
LCBOTV → LBMFC	2,2986	0,131	2,5825	0,078***
LBMFC → LCBOTV	1,1966	0,275	0,9528	0,387
LBMFV → LBMFP	0,5926	0,442	0,1989	0,820
LBMFP → LBMFV	3,0493	0,082***	1,8313	0,163
LCBOTV → LCBOTP	7,2311	0,008*	1,5130	0,223
LCBOTP → LCBOTV	1,3227	0,252	2,2867	0,104
LCBOTV → LBMFP	18,552	0,000*	7,1138	0,001*
LBMFP → LCBOTV	0,3725	0,542	0,3946	0,674
LCBOTP → LBMFV	5,0383	0,026**	1,8968	0,153
LBMFV → LCBOTP	0,4681	0,495	0,0162	0,984
LCBOTC → LBMFC	1,2107	0,273	0,8414	0,433
LBMFC → LCBOTC	9,7112	0,002*	6,5912	0,002*
LCBOTP → LBMFP	9,1310	0,003*	9,1877	0,000*
LBMFP → LCBOTP	0,7082	0,401	0,3180	0,728
LCBOTV → LBMFV	0,4604	0,498	0,4247	0,655
LBMFV → LCBOTV	0,0481	0,827	0,9740	0,380

$F_{calc.}$: nível de significância: *1% de probabilidade, **5% e ***10%

Fonte: Dados da pesquisa.

Analisando-se estas mesmas séries entre as bolsas, verifica-se que existe causalidade no sentido de Granger na relação preço→contrato em aberto, para a primeira defasagem, a 1% de significância, seja o preço da soja proveniente da BM&F e os contratos em abertos oriundos da CBOT (LBMFP → LCBOTC), ou com preço da soja proveniente da CBOT e os contratos em abertos oriundos da BM&F (LCBOTP → LBMFC), este com causalidade existente também para a segunda defasagem. Não existe causalidade na relação contrato em aberto→preço entre as bolsas.

Isso implica em dizer que o preço da soja negociado, tanto na BM&F quanto na CBOT, defasado em uma e duas semanas, causa, no sentido de Granger, o número de contratos futuros de soja em aberto dessas mesmas bolsas individualmente. O mesmo acontece com o preço de uma bolsa causando o número de contratos em aberto da outra. Esses resultados demonstram a importância do preço da *commodity* soja como um fator precursor do número de contratos em aberto, em ambas as bolsas e, inclusive, entre elas.

Uma segunda relação em análise é o volume de contratos negociados e o número de contratos em aberto. Os resultados do teste de causalidade dos volumes de contratos e contratos em aberto de cada bolsa são praticamente iguais. Os testes indicaram causalidades bidirecionais entre as séries de volume e contratos em aberto, tanto na bolsa brasileira quanto na Bolsa de Chicago. Ou seja, rejeita-se a hipótese nula de não causalidade, a 1% de significância, para as defasagens um e dois, tanto no sentido da série volume→contratos em aberto (LBMFV → LBMFC) e (LCBOTV → LCBOTC), como no sentido contratos em aberto→volume (LBMFC → LBMFV) e (LCBOTC → LCBOTV). A exceção ocorre somente para a relação (LBMFV → LBMFC), que apresenta causalidade somente no primeiro *lag*.

Já essa relação entre as bolsas brasileira e americana apresentou os seguintes resultados. Os contratos em aberto da CBOT causam, no sentido de

Granger, o volume de contratos negociados da BM&F (LCBOTC \rightarrow LBMFV), a 1% de significância defasados, em uma semana, mas, os contratos em aberto da BM&F não causam o volume de contratos da CBOT (LBMFC \rightarrow LCBOTV). Tomando o sentido volume \rightarrow contratos, verifica-se a existência de causalidade para as duas defasagens, a 5%, quando o volume é pertencente a BM&F e os contratos em abertos a CBOT (LBMFV \rightarrow LCBOTC); invertendo-se as séries nas bolsas, somente a 10% de significância e na defasagem 2 é que o volume da Bolsa de Chicago causa o número de contratos em aberto da bolsa brasileira (LCBOTV \rightarrow LBMFC).

Esses resultados evidenciam uma cumplicidade entre os volumes e os contratos em aberto, pois os contratos em aberto a uma e duas semanas causam, no sentido de Granger, o novo número de negócios a serem concretizados na semana seguinte, ou seja, determinado número de posições em aberto pode estimular um volume posterior na mesma bolsa. Da mesma forma, mas em sentido contrário, um volume se expressa na semana seguinte em número de posições abertas, causando, no sentido de Granger, os contratos em aberto. Sobre o fato de uma série de uma bolsa causar a de outra bolsa, deve-se ter cuidado com esta análise, mas isso poderia ser explicado como influências recíprocas das duas bolsas.

Em uma terceira relação entre volume de contratos e o preço negociado, verificam-se resultados diversos. Os resultados indicam que, na relação preço \rightarrow volume com uma semana de defasagem, o volume de contratos negociados na BM&F é causado tanto pelos preços negociados na própria bolsa brasileira (LBMFP \rightarrow LBMFV), como também pela Bolsa de Chicago (LCBOTP \rightarrow LBMFV), a 10% e 5% de significância, respectivamente, haja vista a rejeição da hipótese nula de não causalidade. Já o volume de contratos da Bolsa de Chicago não é causado, no sentido de Granger, pelos preços de nenhuma das duas bolsas (LCBOTP \rightarrow LCBOTV) (LBMFP \rightarrow LCBOTV).

Na relação volume→preço, os resultados são divergentes entre as Bolsas. Enquanto se aceita a hipótese nula de não causalidade para a interação do volume de contratos da BM&F e preços da própria bolsa (LBMFV→LBMFP) e da CBOT (LBMFV → LCBOTP), existe uma rejeição da hipótese quando a série causadora é o volume da CBOT em relação ao preço de ambas as bolsas. Este volume causa, no sentido de Granger, a 1% de significância, os preços da própria Bolsa de Chicago, e causa também os preços da BM&F, mas, este último, com uma e duas semanas de defasagem.

Por fim, testou-se a causalidade entre contratos das duas bolsas, volumes e preços. Os únicos dois resultados significativos a 1% de significância, com uma e duas semanas de defasagem, foram o número de contratos em aberto da BM&F causando os contratos em abertos da CBOT (LBMFC → LCBOTC) e os preços da BM&F sendo causados pelos preços de Chicago (LCBOTP → LBMFP).

Os demais testes não apresentaram causalidade. Mas, merece destaque o fato de os volumes de negócios das duas bolsas não apresentarem uma relação causal entre si, visto que, em ambos os casos (LCBOTV → LBMFV) e (LBMFV → LCBOTV), aceitou-se a hipótese nula de não causalidade. Se estas duas séries tivessem sido analisadas isoladamente, essa falta de cumplicidade das duas séries poderia sugerir que a concorrência pela negociação entre as duas bolsas não seria tão forte. Contudo, não seria pertinente fazer esta afirmação, visto que o volume da Bolsa de Chicago não causa o volume da BM&F, mas exerce uma relação de causalidade com os preços (LCBOTV → LBMFP) e os contratos em abertos (LCBOTV → LBMFC) da bolsa brasileira.

6.3 Testes de estacionariedade das séries

O teste de co-integração de Johansen foi empregado para as mesmas séries ou variáveis utilizadas no teste de causalidade de Granger: preço de ajuste

da BM&F (LBMFP), volume de contratos negociados na BM&F (LBMFV), contratos abertos de soja da BM&F (LBMFC), preço de ajuste da CBOT (LCBOTP), volume de contratos negociados na CBOT (LCBOTV) e contratos abertos de soja da COBT (LCBOTC).

Para que as séries de preço, volume e contratos em aberto da BM&F e da CBOT sejam passíveis da utilização do teste de co-integração, é necessária uma análise prévia dessas séries, no intuito de checar a condição de não estacionariedade da série e a condição de estacionariedade em primeira diferença.

O conceito de co-integração trata da existência de um equilíbrio, para onde o sistema analisado converge ao longo do tempo.

Como um primeiro procedimento precedente ao teste de co-integração de Johansen, para a verificação da existência de raiz unitária, ou seja, a não estacionariedade, utilizaram-se os testes de Phillip-Perron (PP) e de Dickey-Fuller aumentado (ADF). Os resultados são apresentados na Tabela 6.

TABELA 6 Teste de estacionariedade das séries logaritmizadas de contratos em aberto, volume e preço da BM&F e da CBOT.

SÉRIE	TESTE					
	Dickey-Fuller aumentado			Phillips-Perron		
	$ \tau _{calculado}$	$ \tau _{crítico}$	Prob.*	$ \tau _{calculado}$	$ \tau _{crítico}$	Prob.*
LBMFC	1,0616	-2,5770	0,9245	1,2064	-2,5769	0,9416
LBMFP	0,0344	-2,5770	0,6926	0,1072	-2,5769	0,7155
LBMFV	-0,0139	-2,5786	0,6767	-0,2587	-2,5778	0,5918
LCBOTC	0,7818	-2,5770	0,8812	0,7372	-2,5769	0,8730
LCBOTP	-0,1022	-2,5770	0,6473	-0,1917	-2,5769	0,6160
LCBOTV	-0,2392	-2,5769	0,5990	-0,3313	-2,5769	0,5649

$|\tau|_{crítico}$: nível de significância: 1% de probabilidade.

*MacKinnon (1996) p-valor.

Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados evidenciam a presença de raiz unitária em todas as séries logaritmizadas analisadas. O fato de o valor $|\tau|_{calculado}$ ser inferior ao $|\tau|_{crítico}$, a 1% de significância, confirma a aceitação da hipótese nula de não estacionariedade, para todas as séries estudadas.

Com o primeiro pressuposto de não estacionariedade aceito, o segundo passo é realizar os mesmos testes de Phillip-Perron e de Dickey-Fuller aumentado, mas, desta vez, as séries logaritmizadas são utilizadas em primeira diferença ou ordem de integração I(1). Para que a série seja, então, passível da utilização da co-integração, ela deve se apresentar estacionária.

TABELA 7 Teste de estacionariedade da primeira diferença das séries logaritmizadas de contratos em aberto, volume e preço da BM&F e da CBOT.

SÉRIE	TESTE					
	Dickey-Fuller aumentado			Phillips-Perron		
	$ \tau _{calculado}$	$ \tau _{crítico}$	Prob.*	$ \tau _{calculado}$	$ \tau _{crítico}$	Prob.*
DLBMFC	-11,1550	-2,5770	0,0000	-11,1580	-2,5770	0,0000
DLBMFP	-11,4850	-2,5770	0,0000	-11,4625	-2,5770	0,0000
DLBMFV	-14,3410	-2,5786	0,0000	-26,6676	-2,5782	0,0000
DLCBOTC	-8,6148	-2,5770	0,0000	-8,4732	-2,5770	0,0000
DLCBOTP	-9,7471	-2,5770	0,0000	-9,7610	-2,5770	0,0000
DLCBOTV	-15,5336	-2,5770	0,0000	-21,9480	-2,5770	0,0000

$|\tau|_{crítico}$: nível de significância: 1% de probabilidade.

*MacKinnon (1996) p-valor.

Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados apresentados na Tabela 7 mostram a rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária, pelo fato de o valor $|\tau|_{calculado}$ superar o $|\tau|_{crítico}$ a 1% de significância, em todas as séries, ou seja, as séries, agora, são estacionárias.

Após verificar que as variáveis são integradas de mesma ordem, estas séries são confirmadamente aptas ao teste de co-integração, para analisar as relações de longo prazo.

6.4 Testes de co-integração

O teste de co-integração utilizado é o proposto por Johansen. Inicialmente, determina-se o número de defasagens a ser utilizado, como também os termos determinísticos com a escolha de um dos cinco casos de especificação da tendência determinística explicitados no referencial metodológico. Essas escolhas são tomadas levando-se em consideração o critério de informação de Schwarz (SIC) e o critério de informação de Akaike (AIC), em que a escolha é definida atendendo-se aos menores valores do SIC e do AIC.

As séries são investigadas, inicialmente, aos pares, com o volume de contratos negociados na BM&F, que é a variável principal e faz parte do objetivo a verificação das variáveis condicionantes deste volume. As relações que também serão as mesmas a serem discutidas no modelo de correção de erro, na decomposição da variância e na análise de impulso-resposta, são as seguintes:

- volume BM&F x contratos em aberto BM&F;
- volume BM&F x contratos em aberto CBOT;
- volume BM&F x preço BM&F;
- volume BM&F x preço CBOT;
- volume BM&F x volume CBOT.

Em todas as análises, para definir o número do intervalo de defasagem, utilizaram-se o SIC e o AIC, pelos quais os resultados apresentaram-se menor SIC e AIC no intervalo de defasagem de ordem 1 para todas as relações, ou seja, todas as análises de co-integração seguintes foram realizadas no intervalo de uma semana de defasagem.

A primeira relação a ser estudada trata do volume BM&F x contratos em aberto BM&F. Assim, com o intervalo de defasagem definido de ordem 1, a determinação do termo de tendência determinística para esta relação é definido na Tabela 8.

TABELA 8 Casos de tendência determinística oriunda da relação LBMFV x LBMFC.

Tendência determinística	AIC	SIC
Caso 1	1,1332	1,2756
Caso 2	0,9924*	1,1527*
Caso 3	0,9985	1,1765
Caso 4	1,0000	1,1958
Caso 5	0,9999	1,2136

* menor valor de SIC e AIC.

Fonte: Dados da pesquisa.

Também seguindo-se os critérios de informação de Schwarz e Akaike, definiu-se, pelo caso 2 de tendência determinística, visto que, neste caso, se verificou os menores valores de AIC e SIC. Então, o caso de tendência determinística a ser empregado no teste de co-integração possui dados sem tendência determinística, equação de co-integração com intercepto e sem tendência e VAR sem intercepto.

Com os parâmetros anteriores definidos, parte-se, então, para o teste de co-integração em si, apresentado na Tabela 9.

Com a rejeição da hipótese nula pela estatística traço, define-se que existe mais de um vetor de co-integração, o que é confirmado pela aprovação da hipótese alternativa da estatística de máximo autovalor de apenas um vetor de co-integração ($r = 1$). Então, os dados indicam que as séries de volume e contratos em abertos da BM&F são co-integradas, possuindo um vetor de co-

integração, ou seja, existe uma sincronia dos dados no longo prazo, que pode ser representada pela equação:

$$LBMFV = -0,9758LBMFC + 2,7028 \quad (15)$$

TABELA 9 Teste de co-integração de Johansen das séries logaritmizadas de volume e contratos em aberto da BM&F, com intervalo de defasagem de ordem 1 e caso de tendência determinística 2.

Nº de vetores de co-integração		Autovalor	$\lambda_{traço}$	$\lambda_{crítico}$	
H_0	H_1			5%	1%
$r = 0^*$	$r > 0$	0,2450	52,0	20,0	24,6
$r \leq 1$	$r > 1$	0,0093	1,7	9,2	13,0

Nº de vetores de co-integração		Autovalor	λ_{max}	$\lambda_{crítico}$	
H_0	H_1			5%	1%
$r = 0^*$	$r = 1$	0,2450	50,3	15,7	20,2
$r = 1$	$r = 2$	0,0093	1,7	9,2	13,0

*(**) denota a rejeição da hipótese nula, a 1% (5%).

$\lambda_{traço}$ indica uma equação de co-integração, a 1%.

λ_{max} indica uma equação de co-integração, a 1%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Volume BM&F x contratos em aberto CBOT é o segundo par a ser analisado que, semelhantemente à relação anterior, também apresenta os contratos em aberto da BM&F como uma variável, possui o caso de tendência determinística 2, com o AIC igual a (-1,4824) e o SIC com o menor valor igual a (-1,4112), apresentados na Tabela 10, considerando também o intervalo de defasagem de ordem 1.

Assim, o caso de tendência determinística empregado no teste de co-integração possui dados sem tendência determinística, equação de co-integração com intercepto e sem tendência e VAR sem intercepto.

TABELA 10 Casos de tendência determinística oriunda da relação LBMFV x LCBOTC.

Tendência determinística	AIC	SIC
Caso 1	-1,4824	-1,4112
Caso 2	-1,4824*	-1,4112*
Caso 3	-1,4654	-1,3585
Caso 4	-1,4654	-1,3585
Caso 5	-1,4459	-1,3035

* menor valor de SIC e AIC.

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 11 Teste de co-integração de Jonhasen das séries logaritmizadas de volume BM&F e contratos em aberto da CBOT, com intervalo de defasagem de ordem 1 e caso de tendência determinística 2.

Nº de vetores de co-integração			$\lambda_{traço}$	$\lambda_{crítico}$	
H_0	H_1	Autovalor		5%	1%
$r = 0^{**}$	$r > 0$	0,1058	22,8	20,0	24,6
$r \leq 1$	$r > 1$	0,0152	2,7	9,2	13,0

Nº de vetores de co-integração			λ_{max}	$\lambda_{crítico}$	
H_0	H_1	Autovalor		5%	1%
$r = 0^{**}$	$r = 1$	0,1058	20,0	15,7	20,2
$r = 1$	$r = 2$	0,0152	2,7	9,2	13,0

*(**) denota a rejeição da hipótese nula, a 1% (5%).

$\lambda_{traço}$ indica uma equação de co-integração, a 5%.

λ_{max} indica uma equação de co-integração, a 5%.

Fonte: Dados da pesquisa.

O teste de co-integração de Jonhasen, da Tabela 11, evidencia a aceitação da hipótese de mais de um vetor e, posteriormente, de apenas um vetor de co-integração, a 5% de significância, demonstrando que as séries de contratos em aberto da bolsa americana e volume da bolsa brasileira são co-integrados com relações ajustadas no longo prazo.

A equação correspondente a este teste é a seguinte:

$$LBMFV = -8,4289LCBOTC + 101,4334 \quad (16)$$

A terceira relação entre volume BM&F x preço BM&F também passou pelo mesmo processo de análise da primeira. A determinação do termo de tendência determinística é definida na Tabela 12, visto que é analisada com intervalo de defasagem de ordem 1.

TABELA 12 Casos de tendência determinística oriunda da relação LBMFV x LBMFP.

Tendência determinística	AIC	SIC
Caso 1	-1,6903	-1,5479
Caso 2	-1,6992	-1,5390
Caso 3	-1,6884	-1,5104
Caso 4	-1,9245*	-1,7286*
Caso 5	-1,9133	-1,6996

* menor valor de SIC e AIC

Fonte: Dados da pesquisa.

Os menores valores de AIC e do SIC foram obtidos no caso 4 de tendência determinística. Este caso de tendência determinística a ser empregado no teste de co-integração possui dados com tendência determinística linear, equação de co-integração com intercepto e com tendência e VAR sem tendência.

No teste de co-integração apresentado na Tabela 13, após a determinação dos parâmetros, semelhante ao teste da relação anterior, também rejeitou as hipóteses nulas, tanto do $\lambda_{traço}$ como λ_{max} , o que vem a confirmar a presença de um vetor de co-integração, concluindo que as séries de volume e preço da BM&F possuem movimentos co-integrados ao longo prazo, demonstrados com a equação (17). A equação também apresenta o termo de tendência determinística, representado por (Tend):

$$LBMFV = 2,2036LBMFP - 0,0253Tend \quad (17)$$

TABELA 13 Teste de co-integração de Johansen das séries logaritmizadas de volume e preço da BM&F, com intervalo de defasagem de ordem 1 e caso de tendência determinística 4.

Nº de vetores de co-integração			$\lambda_{traço}$	$\lambda_{crítico}$	
H_0	H_1	Autovalor		5%	1%
$r = 0^*$	$r > 0$	0,2502	55,9	25,3	30,5
$r \leq 1$	$r > 1$	0,0242	4,4	12,3	16,3

Nº de vetores de co-integração			λ_{max}	$\lambda_{crítico}$	
H_0	H_1	Autovalor		5%	1%
$r = 0^*$	$r = 1$	0,2502	51,5	19,0	23,7
$r = 1$	$r = 2$	0,0242	4,4	12,3	16,3

*(**) denota a rejeição da hipótese nula, a 1% (5%).

$\lambda_{traço}$ indica uma equação de co-integração, a 1%.

λ_{max} indica uma equação de co-integração, a 1%.

Fonte: Dados da pesquisa.

A quarta relação apresentada é entre o volume de contratos futuros de soja da BM&F e os preços provenientes das cotações da CBOT, demonstrados nas Tabelas 14 e 15.

TABELA 14 Casos de tendência determinística oriunda da relação LBMFV x LCBOTP.

Tendência determinística	AIC	SIC
Caso 1	-1,7299	-1,5874
Caso 2	-1,7476	-1,5874
Caso 3	-1,7384	-1,5604
Caso 4	-1,9375*	-1,7416*
Caso 5	-1,9271	-1,7135

* menor valor de SIC e AIC.

Fonte: Dados da pesquisa.

Na Tabela 14, assim como na relação entre volume e preço da BM&F, com o intervalo de defasagem de ordem 1, o caso de tendência determinística escolhido pelo AIC e pelo SIC é o quarto, que possui dados com tendência determinística linear, equação de co-integração com intercepto e com tendência e VAR sem tendência.

TABELA 15 Teste de co-integração de Johansen das séries logaritmizadas de volume BM&F e preço da CBOT, com intervalo de defasagem de ordem 1 e caso de tendência determinística 4.

Nº de vetores de co-integração			$\lambda_{traço}$	$\lambda_{crítico}$	
H_0	H_1	Autovalor		5%	1%
$r = 0^*$	$r > 0$	0,2235	47,9	25,3	30,4
$r \leq 1$	$r > 1$	0,0142	2,6	12,2	16,2
Nº de vetores de co-integração			λ_{max}	$\lambda_{crítico}$	
H_0	H_1	Autovalor		5%	1%
$r = 0^*$	$r = 1$	0,2236	45,3	18,9	23,6
$r = 1$	$r = 2$	0,0142	2,6	12,2	16,2

*(**) denota a rejeição da hipótese nula, a 1% (5%).

$\lambda_{traço}$ indica uma equação de co-integração, a 1%.

λ_{max} indica uma equação de co-integração, a 1%.

Fonte: Dados da pesquisa.

A 1% de significância, $\lambda_{traço}$ e λ_{max} aceitam o hipótese de um vetor de co-integração para as séries de volume BM&F e preço CBOT que apresentam, assim, uma relação de integração ao longo prazo, já que os valores 47,9 e 45,3 são maiores que o $\lambda_{crítico}$ apresentado na Tabela 15.

A representação da equação oriunda deste teste é a seguinte:

$$LBMFV = 1,6382LCBOTP - 0,0249Tend \quad (18)$$

Por fim, a última relação para se testar a presença de co-integração é a relação volume BM&F x volume CBOT. No processo de escolha do caso de tendência determinística, na Tabela 16, houve uma divergência entre os valores de AIC e de SIC, mas, optou-se por seguir o critério de Schwarz, que pressupõe o caso 2, com o intervalo de defasagem definido de ordem 1.

TABELA 16 Casos de tendência determinística oriunda da relação LBMFV x LCBOTV.

Tendência determinística	AIC	SIC
Caso 1	2,1954	2,3379
Caso 2	2,0744	2,2346*
Caso 3	2,0854	2,2635
Caso 4	2,0632*	2,2591
Caso 5	2,0743	2,2880

* menor valor de SIC e AIC

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 17 Teste de co-integração de *Johansen* das séries logaritmizadas de volume BM&F e da CBOT com intervalo de defasagem de ordem 1 e caso de tendência determinística 2.

Nº de vetores de co-integração			$\lambda_{\text{traço}}$	$\lambda_{\text{crítico}}$	
H_0	H_1	Autovalor		5%	1%
$r = 0$ *	$r > 0$	0,1404	30,5	19,9	24,6
$r \leq 1$	$r > 1$	0,0188	3,4	9,2	12,9

Nº de vetores de co-integração			λ_{max}	$\lambda_{\text{crítico}}$	
H_0	H_1	Autovalor		5%	1%
$r = 0$ *	$r = 1$	0,1404	27,1	15,7	20,2
$r = 1$	$r = 2$	0,0188	3,4	9,2	12,9

*(**) denota a rejeição da hipótese nula, a 1% (5%).

$\lambda_{\text{traço}}$ indica uma equação de co-integração, a 1%.

λ_{max} indica uma equação de co-integração, a 1%.

Fonte: Dados da pesquisa.

O número do vetor de co-integração obtido por meio da estatística traço e de máximo autovalor na relação entre os volumes das duas bolsas é definido em um, visto que aceita-se a hipótese alternativa de ($r = 1$) e rejeita-se a presença de dois vetores, como demonstrado na Tabela 17. Assim, as séries, da mesma forma que as quatro relações anteriores, possuem uma relação a longo prazo, ou seja, os movimentos são co-integrados e representados pela equação (19):

$$LBMFV = -150,1969LCBOTV + 1673,247 \quad (19)$$

Mesmo que todas as relações tenham sido provadamente co-integradas e indiquem sincronia ao longo-prazo, não significa que, no curto prazo, esta sincronia também ocorra. Para corrigir a série e deixá-la totalmente corrigida ao longo do tempo, inserem-se na análise os vetores de correção de erros que têm seus resultados apresentados no item seguinte.

6.5 Modelos vetoriais de correção de erro

O próximo passo, segundo a metodologia, é empregar os modelos vetoriais de correção de erro (VEC), que só podem ser utilizados em séries co-integradas, para corrigir o erro no curto prazo.

A modelagem do VEC é realizada considerando-se a mesma seqüência de relações dos testes de co-integração. Assim, na Tabela 18 é demonstrada a correção dos erros para a relação do volume de contratos futuros de soja com o preço destes contratos da BM&F.

Com o resultado do ajuste do modelo vetorial de correção de erro, as séries possuem, agora, uma sincronia, tanto no longo prazo, motivada pela co-integração, quanto no curto prazo, proporcionada pelo vetor de correção de erro.

O fato da estatística-t mostrar que o ajuste das variáveis é significativo, proporciona também a exploração do resultado no sentido da causalidade. O valor -7,3537 da estatística-t mostra que a equação de co-integração é significativa e que existe uma relação de causalidade no sentido contrato→volume, que vai ao encontro dos resultados do teste de causalidade de Granger, apresentados no item 6.2.

TABELA 18 Estimativa do modelo vetorial de correção de erro para as séries co-integradas LBMFV e LBMFC

Equação de co-integração			
	Valor	Desvio padrão	t-estatística
LBMFV _{t-1}	1,0000		
LBMFC _{t-1}	-0,9758	0,0497	-19,6451*
C	2,7028	0,3566	7,5797*
Correção de erro: DLBMFV			
	Valor	Desvio padrão	t-estatística
Eq. co-integração	-0,6674	0,0908	-7,3537*
DLBMFV _{t-1}	-0,0075	0,0776	-0,0963
DLBMFC _{t-1}	-0,8022	0,2640	-3,0387*

Valor crítico da estatística-t, a 5%** |1,96| e a 1%* |2,57| de significância.

Fonte: Dados da pesquisa.

A equação (20), proveniente do modelo vetorial de correção de erro da Tabela 18, fica assim definida:

$$DLBMFV_t = -0,6674(LBMFV_{t-1} - 0,9758LBMFC_{t-1} + 2,7028) - 0,0075DLBMFV_{t-1} - 0,8022DLBMFC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (20)$$

Os mesmos resultados são encontrados na relação do volume BM&F com os contratos em abertos, desta vez da Bolsa de Chicago; o modelo também está ajustado, tanto para o curto, quanto para o longo prazo.

O valor da t-estatística (-2,3546), apresentado na Tabela 19, torna o parâmetro da equação de co-integração significativo a 5%, confirmando os resultados encontrados no teste de causalidade de Granger. Portanto, o valor defasado do número de contratos em aberto da CBOT ocasiona alterações no volume da BM&F, seguindo a seguinte equação, ou seja, existe uma relação causal no sentido contrato→volume:

$$DLBMFV_t = -0,1242(LBMFV_{t-1} - 8,4289LCBOTC_{t-1} + 101,4334) - 0,3054DLBMFV_{t-1} - 0,4401LCBOTC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (21)$$

TABELA 19 Estimativa do modelo vetorial de correção de erro para as séries co-integradas LBMFV e LCBOTC

Equação de co-integração			
	Valor	Desvio padrão	t-estatística
LBMFV _{t-1}	1,0000		
LCBOTC _{t-1}	-8,4289	-1,2399	-6,7979*
C	101,4334	-15,4952	6,5461*
Correção de erro: DLBMFV			
	Valor	Desvio padrão	t-estatística
Eq. co-integração	-0,1242	-0,0528	-2,3546**
DLBMFV _{t-1}	-0,3054	0,0778	-3,9255*
DLCBOTC _{t-1}	-0,4401	-154,458	-0,2849

Valor crítico da estatística-t, a 5%** |1,96| e a 1%* |2,57| de significância.

Fonte: Dados da pesquisa.

Passando para o terceiro modelo de correção de erro ajustado, que compreende a relação volume e preços da BM&F, existe uma complementação da equação da co-integração que confirma uma relação no longo prazo, com vetores que corrigem o erro no curto prazo, deixando a equação melhor ajustada para a previsão, o que pode ser verificado na Tabela 20.

Como o parâmetro α da equação (22), relativo ao termo do erro da equação de co-integração, é estatisticamente diferente de zero, ou seja, o valor (-

7,4502) é maior que o módulo do valor da estatística-t, a 1%, então, confirma-se o resultado obtido no item 6.2, de que existe uma relação causal, no sentido de Granger, que ruma da variável preço à variável volume no curto prazo. A equação proveniente do modelo de correção de erro fica assim definida:

$$DLBMFV_t = -0,6135(LBMFV_{t-1} + 2,2036LBMFP_{t-1} - 0,0253Tend - 7,2480) - 0,1050DLBMFV_{t-1} + 5,7489DLBMFP_{t-1} - 0,0008 + \varepsilon_t \quad (22)$$

TABELA 20 Estimativa do modelo vetorial de correção de erro para as séries co-integradas LBMFV e LBMFP

Equação de co-integração			
	Valor	Desvio padrão	t-estatística
LBMFV _{t-1}	1,0000		
LBMFP _{t-1}	2,2036	0,6942	3,1744*
Tend	-0,0253	0,0015	-16,4462*
c	-7,2480		
Correção de erro: DLBMFV			
	Valor	Desvio padrão	t-estatística
Eq. co-integração	-0,6135	0,0824	-7,4502*
DLBMFV _{t-1}	-0,1050	0,0741	-1,4181
DLBMFP _{t-1}	5,7489	1,8057	3,1838*
c	-0,0008	0,0533	-0,0153

Valor crítico da estatística-t, a 5%** |1,96| e a 1%* |2,57| de significância.

Fonte: Dados da pesquisa.

Esses resultados são semelhantes aos apresentados por Kocagil & Shachmurove (1998) que, em análise sobre o mercado futuro de soja, encontraram resultados que confirmam a existência de uma causalidade unidirecional no sentido da variação dos preços para o volume de contratos.

Os resultados de Kocagil & Shachmurove (1998) também podem ser considerados semelhantes ao resultado da quarta relação entre volume BM&F e preço da CBOT, mesmo sendo variáveis pertencentes a duas diferentes bolsas de

futuros. O valor significativo (-6,9693), a 1 % de significância, confirma a relação de causalidade do preço para o volume.

A equação (23), proveniente dos coeficientes da Tabela 21, corrige os erros a curto prazo.

$$DLBMFV_t = -0,5686(LBMFV_{t-1} + 1,638LCBOTP_{t-1} - 0,0249Tend - 5,7985) - 0,1027DLBMFV_{t-1} + 3,8943DLCBOTP_{t-1} - 0,0057 + \varepsilon_t \quad (23)$$

TABELA 21 Estimativa do modelo vetorial de correção de erro para as séries co-integradas LBMFV e LCBOTP

Equação de co-integração			
	Valor	Desvio padrão	t-estatística
LBMFV _{t-1}	1		
LCBOTP _{t-1}	1,6382	-0,5783	2,8327*
Tend	-0,0249	-0,0017	-14,0412*
C	-5,7985		
Correção de erro: DLBMFV			
	Valor	Desvio padrão	t-estatística
Eq. co-integração	-0,5686	-0,0816	-6,9693*
DLBMFV _{t-1}	-0,1027	-0,0758	-1,3546
DLCBOTP _{t-1}	3,8943	-1,8179	2,1421**
c	-0,0057	-0,0543	-0,1056

Valor crítico da estatística-t, a 5%** |1,96| e a 1%* |2,57| de significância
Fonte: Dados da pesquisa.

Finalmente, na quinta e última relação entre os volumes das duas bolsas, apresentada na Tabela 22. O parâmetro α do ajuste do modelo vetorial de correção de erro não é estatisticamente diferente de zero, demonstrando que não existe relação de causalidade entre os volumes, assim como os resultados do teste de causalidade de Granger, que aceitou a hipótese de não causalidade. A equação do modelo VEC para estas variáveis é a seguinte:

$$DLBMFV_t = 0,0011(LBMFV_{t-1} - 150,1969LCBOTV_{t-1} + 1673,247) - 0,3838DLBMFV_{t-1} + 0,2863DLCBOTV_{t-1} + \varepsilon_t \quad (24)$$

TABELA 22 Estimativa do modelo vetorial de correção de erro para as séries co-integradas LBMFV e LCBOTV

Equação de co-integração			
	Valor	Desvio padrão	t-estatística
LBMFV _{t-1}	1,0000		
LCBOTV _{t-1}	-150,1969	-27,9768	-5,3686*
C	1673,247	-312,202	5,3595*
Correção de erro: DLBMFV			
	Valor	Desvio padrão	t-estatística
Eq. co-integração	0,0011	-0,0017	0,6434
DLBMFV _{t-1}	-0,3838	-0,0744	-5,1564*
DLCBOTV _{t-1}	0,2863	-0,3187	0,8982

Valor crítico da estatística-t, a 5%** |1,96| e a 1%* |2,57| de significância

Fonte: Dados da pesquisa.

6.6 Decomposição da variância

Na Tabela 23 constam os resultados referentes à decomposição da variância dos erros de previsão para a série de volume de contratos negociados na BM&F (LBMFV), que é constituída com os choques na própria variável em pares com as demais séries envolvidas no estudo. Optou-se por verificar as decomposições até a vigésima semana, o que corresponde, praticamente, a 5 meses.

A decomposição da variância de LBMFV, em relação às variáveis, leva a uma nova confirmação dos testes de causalidade de Granger, excetuando-se somente a decomposição da variância do erro de previsão em relação ao volume da CBOT, a qual revela que mais de 99% das oscilações no LBMFV, durante as 20 semanas, estão associadas a choques na própria série, não sofrendo praticamente nenhuma influência da série com o volume de soja da Bolsa de Chicago, confirmando a não detecção de relação causal do teste de Granger.

TABELA 23 Decomposição da variância da série de volume de contratos da BM&F (LBMFV).

Período	LBMFV	LBMFC	LBMFV	LCBOTC	LBMFV	LBMFP	LBMFV	LCBOTP	LBMFV	LCBOTV
1	100,0	0,0	100,0	0,0	100,0	0,0	100,0	0,0	100,0	0,0
2	99,9	0,1	100,0	0,0	96,9	3,1	98,7	1,3	99,9	0,1
3	98,9	1,1	99,7	0,3	96,9	3,1	98,6	1,4	99,9	0,1
4	96,0	4,0	99,2	0,8	96,9	3,1	98,6	1,4	99,9	0,1
5	92,5	7,5	98,4	1,6	96,5	3,5	98,5	1,5	99,8	0,2
6	88,7	11,3	97,4	2,6	95,8	4,2	98,1	1,9	99,7	0,3
7	85,1	14,9	96,3	3,7	94,9	5,1	97,6	2,4	99,6	0,4
8	81,7	18,3	95,2	4,8	93,9	6,1	96,9	3,1	99,5	0,5
9	78,5	21,5	94,0	6,0	92,9	7,1	96,2	3,8	99,4	0,6
10	75,5	24,5	92,9	7,1	91,9	8,1	95,5	4,5	99,3	0,7
11	72,8	27,2	91,8	8,2	90,8	9,2	94,8	5,2	99,3	0,7
12	70,3	29,7	90,8	9,2	89,8	10,2	94,0	6,0	99,2	0,8
13	67,9	32,1	89,9	10,1	88,8	11,2	93,3	6,7	99,2	0,8
14	65,7	34,3	89,0	11,0	87,8	12,2	92,6	7,4	99,1	0,9
15	63,7	36,3	88,3	11,7	86,9	13,1	91,9	8,1	99,1	0,9
16	61,8	38,2	87,5	12,5	85,9	14,1	91,1	8,9	99,1	0,9
17	60,0	40,0	86,9	13,1	85,0	15,0	90,4	9,6	99,0	1,0
18	58,3	41,7	86,3	13,7	84,1	15,9	89,8	10,2	99,0	1,0
19	56,7	43,3	85,7	14,3	83,2	16,8	89,1	10,9	99,0	1,0
20	55,3	44,7	85,2	14,8	82,4	17,6	88,4	11,6	99,0	1,0

Fonte: Dados da pesquisa.

Para as demais variáveis, as relações se fortalecem à medida que evoluem no tempo, visto que são verificados valores crescentes da decomposição da variância das variáveis observadas.

Com a decomposição da variância das séries em pares, com o volume de contratos negociados da BM&F, as séries de preço e contratos em aberto da bolsa brasileira e da Bolsa de Chicago evidenciaram uma participação significativa na percentagem da decomposição da variância de LBMFV, apresentando resultados superiores a 11,6% na vigésima semana. Esses resultados vêm, mais uma vez, ao encontro dos resultados encontrados no teste de causalidade de Granger, demonstrando que qualquer alteração nessas variáveis interfere no movimento futuro do volume de contratos futuros da soja brasileira.

Merece destaque o fato de o número de contratos em aberto da própria BM&F responder por quase metade da decomposição da variância da série LBMFV, sendo possível explicar que um possível aumento no número de contratos em aberto, que é uma das medidas de liquidez, induz às novas negociações neste mercado, o que reflete no volume de negócios desta bolsa.

6.7 Impulso-resposta

Na análise de impulso resposta, observa-se o impacto que um choque em cada variável causa sobre si mesma e nas demais variáveis do modelo, nos períodos seguintes àquele em que ocorreu o choque (impulso).

Na Figura 4 constam as respostas do volume de contratos da BM&F, quando se tem um choque no número de contratos em aberto da própria bolsa.

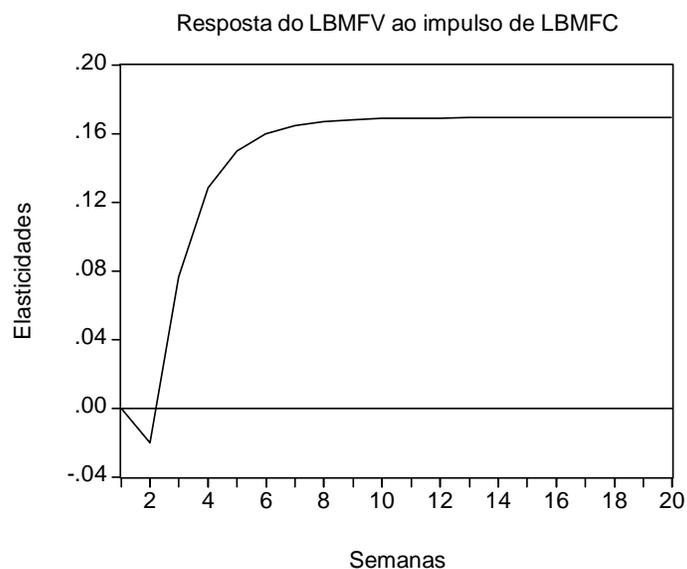


FIGURA 4 Resposta do LBMFV ao impulso (choque) de um contrato em aberto na BM&F.
 Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados indicam que uma inovação no LBMFC causa uma resposta negativa no LBMFV na segunda semana, mas, a partir de então, os choques geram impactos positivos que se estabilizam após o segundo mês. Isso comprova a relação entre volume e contrato, em que um impulso nos contratos abertos tende a gerar um aumento no volume, pois, em um mercado, os agentes tendem a observar a quantidade de contratos em aberto, visto que este também é uma medida de liquidez. Então, um maior número de contratos em aberto atrai os agentes que, ao negociarem, promovem um aumento no volume, assim como observado na análise.

A mesma linha de raciocínio pode ser utilizada para explicar o resultado da Figura 5. Apesar de o choque ser causado pelo número de contratos em aberto de outra bolsa, o volume da bolsa brasileira responde positivamente até se

estabilizar por volta da 14ª semana. Isso quer dizer que como a *commodity* soja tem seu mercado globalizado; significa que um impulso positivo nos contratos em aberto da Bolsa de Chicago pode induzir e incentivar um aumento de negócios na BM&F pelos agentes que acompanham os movimentos e os fundamentos desse mercado.

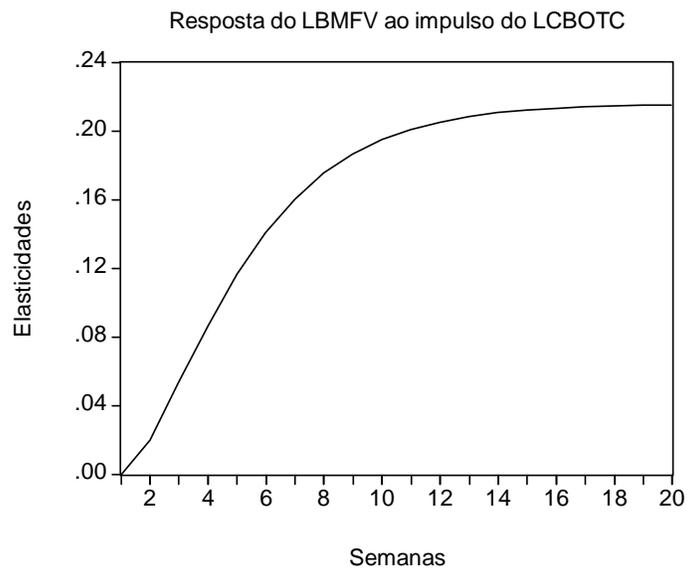


FIGURA 5 Resposta do LBMFV ao impulso (choque) de um contrato em aberto na CBOT.

Fonte: Dados da pesquisa.

Quando o preço se insere na análise, existe um movimento praticamente idêntico na formação da curva de impulso resposta (desprezando os valores), comparando-se as respostas do volume de negócios da BM&F ao choque promovido tanto pelo preço da BM&F (Figura 6) quanto pelo preço da CBOT (Figura 7).

As duas figuras evidenciam uma resposta positiva do volume à elasticidade de impulso do preço durante as três primeiras semanas, o que pode

ser explicado por mais agentes operando neste mercado ou com um maior volume de negócios, atraídos por preços interessantes, o que demonstra um mercado tecnicamente forte.

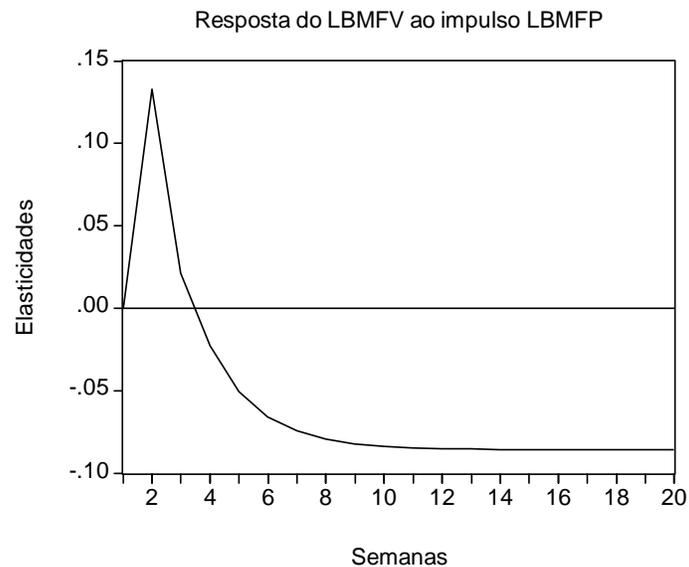


FIGURA 6 Resposta do LBMFV ao impulso (choque) do preço na BM&F.
Fonte: Dados da pesquisa.

Mas, a partir da quarta semana, até uma estabilização da elasticidade do impulso do preço, por volta da décima semana, os impactos no volume são negativos. A explicação para este evento pode ser vinculada ao que Raposo (2000) levantou em seu trabalho, comparando-se a variação absoluta no preço com o volume. Esse autor explica o mesmo impacto negativo como sendo causado pelo próprio mercado que, ainda, não apresenta liquidez suficiente, não conseguindo proporcionar uma proteção ideal aos agentes com um aumento da incerteza no preço futuro, o que provocaria uma saída desses agentes do mercado.

Um outro ponto que poderia explicar esta elasticidade negativa para o volume pode ser o fato de que a média de permanência nos mercados futuros dos agentes não é superior a essas três semanas, o que significaria o encerramento da posição ou, até mesmo, uma arbitragem com a Bolsa de Chicago, o que reduziria os negócios da BM&F.

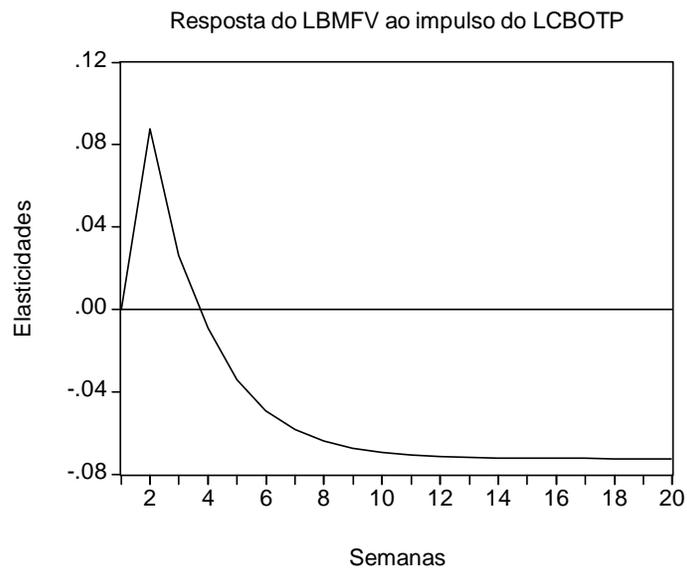


FIGURA 7 Resposta do LBMFV ao impulso (choque) do preço na CBOT.
Fonte: Dados da pesquisa.

Na relação de impulso resposta entre os volumes das duas bolsas, demonstrado na Figura 8, apesar de o volume de negócios de Chicago não apresentar uma relação causal com o volume da BM&F, ele pode ser explicado da seguinte forma: um choque do LCBOTV causa uma resposta inicial positiva, até a segunda semana, no volume de soja da bolsa brasileira, promovido pela força da Bolsa de Chicago que, apesar das alterações quanto à nova formação de preço da soja, ainda é a maior referência para ditar os preços para o mercado mundial. Dessa forma, o volume da BM&F aumenta, alinhando-se ao

movimento de Chicago, com os agentes do mercado interno concretizando negócios, impulsionados pelo aumento do movimento no mercado externo.

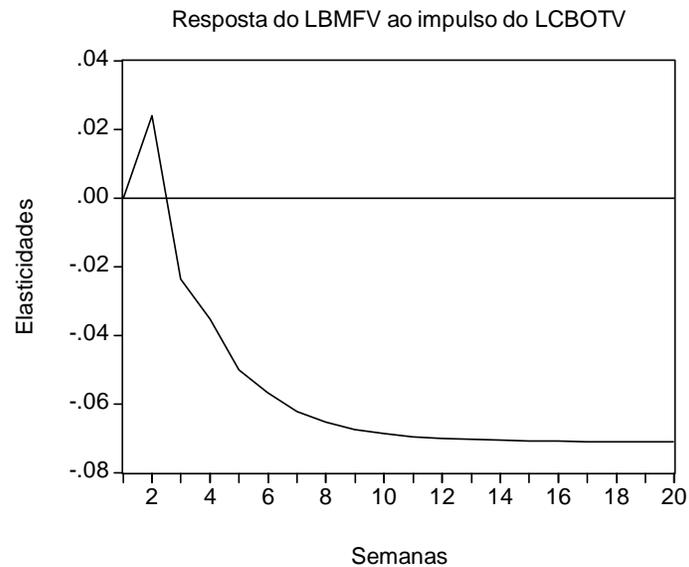


FIGURA 8 Resposta do LBMFV ao impulso (choque) do volume de contratos na CBOT.

Fonte: Dados da pesquisa.

Mas, a partir da terceira semana até uma estabilização por volta da décima semana, os impulsos da LCBOTV impactam de forma negativa no volume de soja da BM&F. Isso pode ser explicado pelo fato de a CBOT ainda promover uma liquidez altamente superior no mercado futuro da soja, o que pode atrair os agentes que negociam no mercado brasileiro, a ponto de diminuir o volume de negócios internos.

7 CONCLUSÕES

O contrato futuro de soja da BM&F, em meio a tentativas foi relançado algumas vezes, mas sem a obtenção de liquidez necessária para o bom desenvolvimento do mercado. Contudo, ainda visando um crescimento do contrato de soja, a BM&F vem realizando gestões e concretizando ações para o desenvolvimento dessa *commodity* na bolsa.

A principal ação da BM&F foi a redução do tamanho do contrato de soja em 2004, o que gerou um novo impulso nesse setor. Em meio a um cenário global que imprime grande importância à soja, a BM&F segue com atitudes promissoras de melhoria no contrato de soja, como a criação do fundo que reduz as margens de garantias e o acordo com o Banco do Brasil, gerando, então, fontes para o financiamento das operações de *hedger* de soja e promovendo a possibilidade do acesso de mais agentes no mercado, o que gera um maior volume de negócios e, conseqüentemente, mais liquidez. O objetivo é criar um ciclo no qual o aumento da liquidez, devido ao volume de negócios maior, atrai os agentes e estes, por sua vez, contribuem para o incremento da liquidez.

No que tange aos testes e modelagens estatísticas, conclui-se que as séries de preço e contratos em aberto, tanto da BM&F quanto da CBOT, são consideradas importantes condicionantes do volume de negócios da BM&F.

Essas quatro séries apresentaram-se em sincronia com o volume no curto e no longo prazo, e são fatores que, defasados, exercem uma relação causal com volume de contratos da BM&F. Ou seja, essas séries melhoram a previsão do volume, o que pode ser comprovado pelos testes de causalidade de Granger, pela modelagem do vetor de correção de erros e pela decomposição da variância.

Já o volume da CBOT não provocou, estatisticamente, influência no volume da bolsa brasileira. Não foi detectada, por nenhum dos procedimentos

utilizados neste trabalho, qualquer relação causal que possa sugerir um vínculo maior entre essas duas séries.

A análise de impulso-resposta traz importantes observações, como o fato de uma resposta em geral positiva do volume da BM&F a qualquer impulso dos contratos em aberto de ambas as bolsas. Já um impulso dos preços gera, em um primeiro instante, uma alta no volume BM&F e, posteriormente, uma resposta negativa até sua estabilização.

Assim, estas séries ou fatores que causam, com suas devidas intensidades, qualquer alteração no volume de negócios dos contratos futuros de soja da BM&F, devem ser observados com uma defasagem no tempo e contabilizados no sentido de prever as alterações futuras da variável foco do trabalho.

8 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALEXANDER, C. **Modelos de mercados**: um guia para análise de informações financeiras. Tradução de José Carlos de Souza Santos. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 2005. 522 p. Título original: Markets models: a guide to financial data analysis.

ANDRADE, E. A. P. de. **Calculo da base para diferentes regiões produtoras de soja no Brasil**: relatório FAPESP. São Paulo, 2003.

ARBEX, M. A.; CARVALHO, V. D. Eficiência do mercado futuro de café brasileiro, no período de 1992 a 1998. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 37, n 1, p. 97-113, jan./mar. 1999.

ARBEX, M. A.; SILVA, A. B. M. Eficiência dos mercados futuros e co-integração: uma aplicação para os contratos de café e soja. **Resenha BM&F**, São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 1998. n. 127, p. 1-15.

BAJO, E. The Information Content of Abnormal Trading Volume. In: **2005 FMA European Conference**, June, 2005, Siena: University of Siena. Disponível em: <<http://www.fma.org/Siena/Papers/340397.pdf>> Acesso: 25 mar. 2006.

BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, Lausanne, v. 31, n. 3, p. 307-327, Apr. 1986.

BURGHARDT, G. Contracts traded. **Futures Industry Magazine**. Washington, Mar./Apr. 2006.

BM&F. Mercados futuros agropecuários: modificações recentes. **Resenha BM&F**, São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 2002. n. 151, p. 58-62.

BOLSA DE MERCADORIAS & FUTUROS. **Ofício circular n. 093/2004-DG**, 13 de agosto de 2004. Alterações no contrato futuro de soja em grão a granel. São Paulo: BM&F, 2004.

BOLSA DE MERCADORIAS & FUTUROS. **Informações e coleta de dados**. São Paulo: BM&F, 2006. Disponível em: <<http://www.bmf.com.br>>. Acesso em: 01 abril 2006a.

BOLSA DE MERCADORIAS & FUTUROS. **Ofício circular n. 107/2006-DG**, 6 de setembro de 2006. Margem de garantia dos contratos derivativos agropecuários –Criação do Fundo de Operações do Mercado Agropecuário(FOMA). São Paulo: BM&F, 2006b.

BOLSA DE MERCADORIAS & FUTUROS. **Press Release**. São Paulo: BM&F, 2006. Disponível em: <<http://www.bmf.com.br>>. Acesso em: 25 outubro de 2006c.

BOLSA DE MERCADORIAS & FUTUROS. **Síntese de dados**. São Paulo: BM&F, 2006. Disponível em: <<http://shopping.bmfcead.com.br/pages/instituto/publicacoes/SinteseDados/2006/marco.asp>>. Acesso em: 01 abril 2006d.

BOLSA DE MERCADORIAS & FUTUROS. **Sistema de recuperação de informações**. São Paulo: BM&F, 2006. Disponível em: <<http://www3.bmf.com.br/Datastore1/Indexseries1.asp>>. Acesso em: 01 abr. 2006e.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M.; REINSEL, G. C. **Time series analysis, forecasting and control**. 3. ed. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 1994. 598 p.

CAFFAGNI, L. C. **Soja**: síntese agropecuária BM&F. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 2004. n. 234, p. 3.

CASTRO JUNIOR, L. G. **Impactos da liquidação financeira sobre a eficiência de hedging nos contratos futuros de commodities boi gordo e soja**. 1998. 105p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

CHENG, H. Trading volume, asset price and flexible transaction cost. In: 2005 FMA European Conference, June, 2005, Siena: University of Siena. **2005 FMA European Doctoral Student Seminar**. Disponível em: <<http://www.fma.org/Siena/DSS/HuaCheng1.pdf>> Acesso em: 25 mar. 2006.

CHICAGO BOARD OF TRADE – CBOT. **CBOT data Exchange**. Chicago, 2006. Disponível em: <<http://cbotdataexchange.if5.com/default.aspx>>. Acesso em: 25 mar. 2006a.

CHICAGO BOARD OF TRADE – CBOT. **Historical reports**. Chicago, 2006. Disponível em: <<http://www.cbot.com/cbot/pub/page/0,3181,370,00.html#hist>>. Acesso em: 25 mar. 2006b.

CHICAGO BOARD OF TRADE – CBOT. **Informações diversas**. Chicago, 2006. Disponível em: <<http://www.cbot.com>>. Acesso em: 25 mar. 2006c.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO - CONAB. **Informações e dados coletados**. Disponível em: <www.conab.gov.br>. Acesso em: 28 mar. 2006.

CORNELL, B. The relationship between volume and price variability in futures markets. **The Journal of Futures Markets**, Hoboken, v. 1, n. 3, p. 303-316, 1981.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimator for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 74, n. 366, p. 427-431, June 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Chicago, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981.

EASLEY, D.; BLUME, L.; O'HARA, M. Market statistics and technical analysis: the role of volume. **Journal of Finance**, New York, v. 49, n. 1, p. 153-181, Mar. 1994.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Chicago, v. 55, p. 251-276, 1987.

FERREIRA, A.; HORITA, N. **BM&F: a história do mercado futuro no Brasil**. 5. ed. São Paulo: Cultura Editores Associados, 2000. 474 p.

FISCHER, S. **Séries univariantes de tempo: metodologia de Box & Jenkins**. 1982. 186 p. Dissertação (Mestrado) - Fundação de Economia e Estatística, Porto Alegre.

FOOD AND AGRICULTURAL POLICY RESEARCH INSTITUTE - FAPRI. **U.S. and world agricultural outlook**. Ames: Iowa State University and the University of Missouri-Columbia, Jan. 2006. Disponível em:

<<http://www.fapri.iastate.edu/Outlook2006/text/OutlookPub2006.pdf>> Acesso em: 09 set. 2006.

FOREIGN AGRICULTURAL SERVICE - FAS. **Dados coletados**. Disponível em: <<http://www.fas.usda.gov/>>. Acesso em: 20 mar. 2006.

FUTURES AND OPTION INSTITUTE. **Curso de futuros e opções**. Tradução de Bolsa de Mercadorias & Futuros. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 1998. 258 p. Título original: Futures and options course.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. **Econometrica**, Chicago, v. 34, n. 3, p. 541-551, 1969.
GRANGER, C. W. J. Some recent developments on a concept of causality. **Journal of Econometrics**, Lausanne, v. 35, n. 1/2, p. 199-211, Sept./Oct. 1988.

HULL, J. **Introdução aos mercados futuros e de opções**. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros/cultura, 1996. 448 p.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, Chicago, v. 59, n. 6, p. 1551-1581, Nov. 1991.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Amsterdam, v. 12, n. 2/3, p. 231-254, July/Sept. 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 52, n. 2, p. 169-210, May 1990.

KOCAGIL, A. E.; SHACHMUROVE, Y. Return-volume dynamics in futures markets. **The Journal of Futures Markets**, Hoboken, v. 18, n. 4, p. 399-426, June 1998.

LAZZARINI, S. G. Gerenciamento de riscos de preços no sistema agroindustrial brasileiro da soja. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 35, n. 4, p. 41-64, out./dez. 1997.

MACKINNON, J. G. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. (Ed.). **Long-run economic relationships: readings in cointegration**. Oxford: Oxford University Press, 1991. 267 p.

MARTITS, L. A. **Avaliação do uso de derivativos agrícolas no Brasil: os fatores que determinam o sucesso ou fracasso dos contratos negociados na BM&F.** 1998. 114 p. Dissertação (Mestrado em Administração de Empresas) – Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 2003.

MERCADO FUTURO – Ainda não foi desta vez. **Agrinova**, Porto Alegre, n. 53, p. 42-43, nov. 2005.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR - MDIC. **Secretaria de Comércio Exterior - Secex.** Disponível em:
<<http://www.desenvolvimento.gov.br/arquivo/secex/balanca/balcombrasileira/mensal/brasileiro/2005/Dezembro/BCE010.doc>>. Acesso: 28 mar. 2006.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais.** São Paulo: Edgard Blücher, 2004. 535 p.

MORAES, M. de. **Prêmio de exportação da soja brasileira.** 2002. 90p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

NAJAND, M.; YUNG, K. A GARCH Examination of the Relationship Between Volume and Price Variability in Futures Markets. **The Journal of Futures Markets**, Hoboken, v. 11, n. 5, p. 613-621, Oct. 1991.

OLIVEIRA, A. F. de. **Modelos para estimar razão de hedge de variância mínima: aplicação para contratos futuros agropecuários.** 2000. 85 p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

PEROBELLI, F. S. Simulação de operações. **Síntese Agropecuária BM&F**, São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 2005. n. 246, p. 5, 15 abr. 2005.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, London, v. 75, n. 2, p. 335-346, June 1988.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometria: modelos & previsões.** 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004. 726 p. Título original: Econometric models and economic forecasts.

PINTO, E. **Futuros de milho e soja**. jun. 2005. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, jun. 2005. Disponível em: <http://www.bmf.com.br/2004/pages/instituto/publicacoes/seriemercados/arquivos/soja_milho.pdf> Acesso em: 28 mar. 2006.

QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE. **EViews 4 user's guide**. Irvine: QMS, 2002. p. 712, 2002.

SCHOUCHANA, F. **Introdução aos mercados futuros e de opções agropecuários no Brasil**. 2. ed. rev. e atual. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 2000. 81 p.

SILVA, A. R. O. da; AGUIAR, D. R. D.; LIMA, J. E. Hedging with futures contracts in the Brazilian soybean complex: BM&F vs. CBOT. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília: SOBER, v. 41, n. 2, p.383-405, abr./jun. 2003.

SOUSA, E. L. L. de; MARQUES, P. V. Estrutura de comercialização de grãos nos Estados unidos e o papel dos mercados futuros. **Resenha BM&F**, São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, n. 121, p. 1-13, 1997.

RAPOSO, L. R. **Análise da relação volatilidade de preço-volume nos mercados brasileiros de futuros agropecuários**. 2000. 126 p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

TEIXEIRA, M. A. **Mercados futuros**: fundamentos e características operacionais. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 1992. 53 p.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE - USDA. **Dados coletados**. Disponível em: <<http://www.usda.gov/>>. Acesso em: 20 mar. 2006.

ANEXOS

ANEXO 1 Especificações do contrato futuro de soja em grão a granel

1 Objeto de negociação

Soja brasileira, tipo exportação, com conteúdo de óleo base 18,5%, com desconto não-recíproco de 1% para cada 1%, frações em proporção, em favor do cliente-comprador no caso de alguma deficiência; com até 14% de umidade; base de 1%, não ultrapassando o máximo de 2% de impurezas e desconto não recíproco de 1% para cada 1%, frações em proporção, em favor do cliente-comprador no caso de alguma deficiência; máximo de 8% de avariados, estes com até 5% de ardidados; e ainda máximo de 10% de grãos verdes e de 30% de grãos quebrados; livre de sementes/cascas venenosas, mas com tolerância máxima de 0,005% para grãos e cascas de mamona.

A metodologia para classificação e análise dos grãos atenderá às estipulações do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, observando ainda a Instrução Normativa 15, de 9 de junho de 2004 (Anexo I).

Com respeito aos percentuais admitidos de deficiências de teor de óleo e de impurezas, aplica-se o disposto no item 13.5(d).

2 Cotação

Dólares dos Estados Unidos da América por saca de 60 quilos, com duas casas decimais. A cotação é livre de quaisquer encargos, tributários ou não-tributários.

3 Variação mínima de apregoação

US\$0,01 (um centavo de dólar dos Estados Unidos) por saca de 60 quilos.

4 Oscilação máxima diária

O limite de oscilação será fixado pela BM&F, via Ofício Circular. A BM&F poderá, a qualquer momento, alterar os limites de oscilação, bem como sua aplicação aos diversos vencimentos.

5 Unidade de negociação

27 toneladas métricas ou 450 sacas de 60 quilos de soja em grão a granel.

6 Meses de vencimento

Março, abril, maio, junho, julho, agosto, setembro e novembro.

7 Número de vencimentos em aberto

No mínimo sete, conforme autorização da Bolsa.

8 Data de vencimento e último dia de negociação

Nono dia útil anterior ao primeiro dia do mês de vencimento. Nesse dia, não se admitirão abertura de novas posições vendidas nem operações *day trade*.

9 Dia útil

Considera-se dia útil, para efeito deste contrato, o dia em que há pregão na BM&F. Entretanto, para efeito de liquidação financeira, a que se referem os itens 10, 11, 13.4 e 18.1, considerar-se-á dia útil o dia que, além de haver pregão na BM&F, não for feriado bancário na praça de Nova Iorque, EUA.

10 Day trade

São admitidas operações *day trade* (compra e venda, no mesmo dia de pregão, da mesma quantidade de contratos para o mesmo vencimento), que se

liquidarão automaticamente, desde que realizadas em nome do mesmo cliente, por intermédio da mesma Corretora associada e sob a responsabilidade do mesmo Membro de Compensação, ou realizadas pelo mesmo Operador Especial, sob a responsabilidade do mesmo Membro de Compensação. A liquidação financeira dessas operações será realizada no dia útil subsequente, sendo os valores apurados de acordo com o item 11(a), observado, no que couber, o disposto no item 19.

11 Ajuste diário

As posições em aberto ao final de cada pregão serão ajustadas com base no preço de ajuste do dia, determinado segunda regras da Bolsa, com liquidação financeira no dia útil subsequente, observado, no que couber, o disposto no item 19.

O ajuste diário será calculado de acordo com as seguintes fórmulas:

a) ajuste das operações realizadas no dia

$$AD = (PA_t - PO) \times 100 \times n \quad (1)$$

b) ajuste das posições em aberto no dia anterior

$$AD = (PA_t - PA_{t-1}) \times 100 \times n \quad (2)$$

onde:

AD = valor do ajuste diário; PA_t = preço de ajuste do dia; PO = preço da operação; n = número de contratos; PA_{t-1} = preço de ajuste do dia anterior.

O valor do ajuste diário, calculado conforme demonstrado acima, se positivo, será creditado ao comprador e debitado ao vendedor. Caso o cálculo

acima presente valor negativo, será debitado ao comprador e creditado ao vendedor.

O ajuste diário das posições em aberto será realizado até o dia anterior ao dia de alocação do Aviso de Entrega, descrito no item 13.2.

12 Ponto de entrega e de referência de preço

O preço na BM&F refere-se à soja na condição transferida no armazém/silo portuário e depositada em unidade que efetue carregamento de navios via corredor de exportação no Porto de Paranaguá, Estado do Paraná.

13 Condições de liquidação no vencimento

O processo de entrega do produto-objeto deste contrato tem início com o registro eletrônico na BM&F do Aviso de Entrega pelo cliente-vendedor ou seu substituto e término com a transferência de titularidade da mercadoria no armazém/silo credenciado em que estiver depositada, mediante a emissão de nota fiscal.

13.1 Período e procedimentos para registro eletrônico do Aviso de Entrega

a) Os clientes-vendedores que não optarem pelo encerramento em pregão de suas posições em aberto até o último dia de negociação e que, por conseguinte, decidirem-se pela liquidação dessas posições mediante entrega de mercadoria deverão registrar eletronicamente na BM&F, via Sistema de Liquidação Física, o documento Aviso de Entrega, no período que tem início no décimo quarto dia útil anterior ao primeiro dia do mês de vencimento e termina no décimo dia útil anterior ao primeiro dia do mês de vencimento.

b) Até a data de registro eletrônico do Aviso de Entrega, o cliente-vendedor ou seu substituto deverá obrigatoriamente enviar à Corretora que o representa, para encaminhamento à BM&F, os documentos detalhados nos Anexos IV e V, além

do Certificado de Inspeção de Peso e Qualidade referido no item 13.5(c). A não-efetivação dessa medida previamente ao registro eletrônico do Aviso de Entrega implicará o cancelamento deste.

13.2 Procedimentos de entrega

Os Avisos de Entrega serão alocados pela BM&F no dia útil seguinte à data do respectivo registro eletrônico via Sistema de Liquidação Física, sendo adotados os procedimentos que seguem.

a) Os Avisos de Entrega serão colocados à disposição na sala de negociações, para escolha pelos clientes com posição compradora. A Bolsa oferecerá os lotes constantes desses Avisos aos clientescompradores, seguindo a ordem de antigüidade das posições – tendo prioridade os clientes cujas posições tenham sido abertas há mais tempo. Inexistindo interessados pelo recebimento da mercadoria, no todo ou em parte, a Bolsa determinará que o(s) cliente(s)-comprador(es) com a(s) posição(ões) mais antiga(s) receba(m) a mercadoria.

b) Os clientes-vendedores residentes no Brasil poderão indicar terceiros para entregar a soja, desde que o façam na data de registro eletrônico do Aviso de Entrega. Os clientes-compradores residentes no Brasil poderão indicar terceiros para receber a soja, devendo a indicação ser efetuada até as 09:00 do terceiro dia útil da data de alocação do Aviso de Entrega, inclusive.

c) As nomeações de terceiros referidas no item anterior somente poderão ser efetivadas mediante a observação dos procedimentos estabelecidos pela BM&F, implicando a apresentação obrigatória dos documentos detalhados nos Anexos VII e VIII.

d) Os clientes-compradores ou seus substitutos que optarem por receber a soja ou que forem indicados para recebê-la deverão enviar à BM&F, por intermédio de suas Corretoras, as informações solicitadas para faturamento, até as 09:00 do terceiro dia útil da data de alocação do Aviso de Entrega, inclusive.

- e)** O cliente-comprador não-residente deverá, obrigatoriamente, nomear um terceiro, residente no Brasil, a quem serão atribuídos os direitos e obrigações pertinentes à entrega, constituindo-se como representante legal para providenciar o transporte e o embarque da mercadoria para exportação, bem como atender às demais exigências definidas pela Secretaria de Comércio Exterior (Secex), do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC).
- f)** Os terceiros nomeados por qualquer das partes contratuais assumirão todas as obrigações e exigências deste contrato, até sua liquidação final. Em qualquer hipótese, o cliente-comprador e o cliente-vendedor original permanecerão solidariamente responsáveis por todas as obrigações, de qualquer natureza, dos terceiros por eles nomeados, até a liquidação final do contrato.
- g)** No quarto dia útil da data de alocação do Aviso de Entrega, inclusive, de posse das informações relativas ao cliente-comprador ou a seu substituto, doravante denominado comprador, o cliente vendedor ou seu substituto, doravante denominado vendedor, deverá proceder ao faturamento da mercadoria, com a emissão da nota fiscal correspondente, nela fazendo constar todas as indicações que a legislação vigente exigir, além daquelas pertinentes à identificação do destinatário como exportador e às circunstâncias da exoneração tributária, com a menção do dispositivo legal aplicável. Nessa mesma data, a Corretora do vendedor deverá informar a Corretora do comprador da numeração da nota fiscal de venda, comunicando-a também à Bolsa.
- h)** Até as 16:00 do quinto dia útil da data de alocação do Aviso de Entrega, inclusive, o comprador, ou seu substituto, deverá fazer chegar à BM&F a via original e uma cópia da Carta de Faturamento para Exportação, a que se refere o Anexo VI, devidamente assinadas, por meio de sua Corretora.
- i)** O atraso no envio dos dados para faturamento pelo comprador, na emissão da nota fiscal pelo vendedor, na emissão da Carta de Faturamento para Exportação referida no Anexo VI ou, ainda, na efetivação do pagamento pelo comprador

implicará a aplicação, a critério da BM&F e em seu favor, de multa não inferior a 1% sobre o valor da liquidação, a ser paga pela parte que deixar de cumprir sua obrigação no prazo previsto, sem prejuízo de ser declarada inadimplente pela Bolsa, se for o caso.

13.3 Formação de lotes

A soja-objeto de entrega deverá ter sido depositada em armazéns/silos credenciados pela BM&F anteriormente à data de registro eletrônico do Aviso de Entrega. Desmembramentos de lotes por mais de um estabelecimento não serão permitidos, ainda que sejam credenciados pela BM&F. Cada lote representará uma unidade de negociação.

13.4 Liquidação financeira no vencimento e transferência de titularidade da mercadoria

- i.** O pagamento da mercadoria adquirida pelo comprador deverá ser realizado por intermédio de sua Corretora, para crédito ao vendedor até as 12:00 do terceiro dia útil da data de alocação do Aviso de Entrega, inclusive.
- ii.** Até as 10:00 do sétimo dia útil da data de alocação do Aviso de Entrega, inclusive, a Corretora do vendedor apresentará à Bolsa o original da nota fiscal de venda de mercadoria, de emissão do vendedor, destinada à exportação.
- iii.** Imediatamente após ser-lhe apresentada a nota fiscal de venda, a Bolsa encaminhará a via original desta ao comprador e remeterá a via original da Carta de Faturamento para Exportação (Anexo VI) ao vendedor, assim como informará o armazém/silo da efetivação da transferência, enviando-lhe, via fax, cópia da nota fiscal e da Carta de Faturamento para Exportação.

iv. Uma vez cumpridas todas as etapas acima, o repasse do valor do pagamento devido ao vendedor será efetivado pela Bolsa no oitavo dia útil da data de alocação do Aviso de Entrega, inclusive.

v. Tanto o pagamento pelo comprador quanto o recebimento pelo vendedor observarão, no que couber, o disposto no item 19.

vi. O valor de liquidação por contrato será calculado de acordo com a seguinte fórmula:

$$VL = C \times \frac{(100 - D)}{100} \times \frac{P}{60} \quad (3)$$

onde:

VL = valor de liquidação financeira por contrato; C = preço de ajuste do pregão anterior à data de alocação do Aviso de Entrega ao comprador, expresso em dólares dos Estados Unidos por saca de 60 quilos; D = desconto percentual, conforme previsto no item 1, se houver; P = peso da soja-objeto de entrega, expresso em quilogramas.

vii. Será admitida tolerância de até 67,5 quilogramas (0,25% de uma unidade de negociação), para mais ou para menos, para a diferença entre a quantidade prevista no item 5 e a quantidade efetivamente transferida, sendo o respectivo montante financeiro, a ser objeto de acerto entre as partes, calculado pela seguinte fórmula:

$$VL = C \times \frac{(100 - D)}{100} \times \frac{E}{60} \quad (4)$$

onde:

M = montante a ser acrescido ou deduzido; C = preço de ajuste do pregão anterior; D = desconto percentual, conforme previsto no item 1, se houver; E = variação quantitativa tolerada (para mais ou para menos), expressa em quilogramas.

13.5 Outras condições

a) A soja-objeto deste contrato será destinada exclusivamente à exportação, aplicando-se as obrigações principal e acessória do regime tributário vigente nas legislações federal e estaduais no momento de sua liquidação financeira.

b) Do valor da liquidação não constam os tributos relativos à operação, em razão de a mercadoria ser adquirida com o fim específico de exportação, assumindo o vendedor e o comprador, cada qual nos termos definidos na legislação fiscal em vigor, a responsabilidade pelo cumprimento das obrigações principal e acessória.

c) O peso e a qualidade da soja-objeto de entrega serão finais no momento de transferência da titularidade da mercadoria, consoante com o resultado da análise e da classificação de amostras dela representativas, conforme Certificado de Inspeção de Peso e Qualidade emitido por Supervisora de Qualidade de livre escolha do vendedor, dentre aquelas credenciadas pela BM&F. Essas amostras serão colhidas tão-somente após a soja ter sido depositada no armazém/silo credenciado.

A Declaração de Propriedade e Certificação de Peso e Qualidade da Mercadoria (Anexo IV) indicará as especificações finais da mercadoria, inclusive para efeito de eventual desconto por deficiência de qualidade, conforme os itens 1 e 13.4(vii).

d) Estará sujeito à anuência do armazém/silo credenciado o recebimento por este de soja com deficiências de qualidade, ainda que observadas estritamente as tolerâncias estipuladas no item 1 destas especificações.

e) A BM&F emitirá certificado, em que constarão o tipo de produto transferido, a quantidade e o valor da liquidação financeira (acompanhado de cópia da Declaração de Propriedade e Certificação de Peso e Qualidade da Mercadoria – Anexo IV), que será utilizado, quando for o caso, pelo representante legal do comprador não-residente na obtenção dos registros de venda e de exportação, conforme exigência de órgão competente.

14 Operações *ex-pit*

Serão permitidas operações *ex-pit*, até o dia útil anterior ao período de apresentação do Aviso de Entrega, desde que atendidas as condições estabelecidas pela BM&F. Essas operações serão divulgadas pela Bolsa, mas não serão submetidas à interferência do mercado.

15 *Hedgers*

Produtores, cooperativas, cerealistas, indústrias processadoras, importadores e exportadores de soja, bem como fornecedores de insumos e de equipamentos agrícolas vinculados ao mercado dessa oleaginosa.

16 Margem de garantia

Conforme metodologia definida pela BM&F. A margem será devida no dia útil subsequente ao de abertura da posição. No caso de clientes não-residentes, se o dia útil subsequente for feriado bancário em Nova Iorque, a margem será devida no primeiro dia, após o de abertura da posição, em que não for feriado bancário naquela praça. Quando o atendimento da exigência de margem for feito em dinheiro, deverá ser observado, no que couber, o disposto no item 19.

17 Ativos aceitos como margem

Para residentes, dinheiro, ouro, cotas do Fundo dos Intermediários Financeiros (FIF) e, mediante autorização prévia da Bolsa, títulos públicos federais, títulos privados, cartas de fiança, ações e cotas de fundos fechados de investimento em ações. Para não-residentes, dólares dos Estados Unidos e, mediante autorização prévia da BM&F, títulos do governo dos Estados Unidos (*T-Bonds, T-Notes e T-Bills*).

18 Custos operacionais

- Taxa operacional básica

Operação normal: 0,30%; *day trade*: 0,07%.

A taxa operacional básica, sujeita a valor mínimo estabelecido pela Bolsa, será calculada sobre o preço de ajuste do dia anterior do segundo vencimento em aberto.

- Taxas de emolumentos, de liquidação, de permanência e de registro

Serão estabelecidas conforme determinação da BM&F. Os Sócios Efetivos pagarão no máximo 75% dos custos operacionais.

18.1 Data de pagamento

a) As taxas de emolumentos e de registro serão devidas no dia útil seguinte à data de sua apuração, observado, no que couber, o disposto no item 19.

b) A taxa de liquidação será devida na data de liquidação financeira no vencimento, observado, no que couber, o disposto no item 19.

c) A taxa de permanência será devida no último dia útil de cada mês, no dia seguinte ao encerramento de posições e quando da transferência de posições do cliente para outra Corretora, observado, no que couber, o disposto no item 19.

19 Forma de pagamento e recebimento dos valores relativos à liquidação financeira

A liquidação financeira das operações *day trade*, de ajustes diários, da liquidação financeira no vencimento, de depósitos de margem em dinheiro e dos custos operacionais não expressos em reais será realizada observando-se o seguinte:

- i.** para os clientes não-residentes: em dólares dos Estados Unidos da América, na praça de Nova Iorque, EUA, por intermédio do Banco Liquidante das operações da BM&F no Exterior, por ela indicado;
- ii.** para os clientes residentes: em reais, de acordo com os procedimentos normais dos demais contratos da BM&F não autorizados à negociação pelos investidores estrangeiros. A conversão dos valores respectivos de liquidação financeira, quando for o caso, será feita pela Taxa de Câmbio Referencial BM&F, descrita no Anexo II e relativa a uma data específica, conforme a natureza do valor a ser liquidado, a saber:
 - a)** na liquidação de operações *day trade*: a Taxa de Câmbio Referencial BM&F do dia da operação;
 - b)** na liquidação de ajuste diário: a Taxa de Câmbio Referencial BM&F do dia a que o ajuste se refere;
 - c)** na liquidação financeira no vencimento: a Taxa de Câmbio Referencial BM&F do dia útil anterior ao dia da liquidação financeira;
 - d)** na liquidação dos custos operacionais não expressos em reais: a Taxa de Câmbio Referencial BM&F do dia da operação.

20 Normas complementares

Fazem parte integrante deste contrato os Anexos I a VIII e, no que couber, a legislação em vigor, as normas e os procedimentos da BM&F, definidos em seus Estatutos Sociais, Regulamento de Operações e Ofícios

Circulares, bem como as normas específicas das autoridades governamentais que possam afetar os termos nele contidos.

OFÍCIO CIRCULAR 096/2004-DG, de 17 de agosto de 2004

O Contrato Futuro de Soja em Grão a Granel alterado pelo Ofício Circular 093/2004-DG, de 13/08/2004, terá o código de negociação SOJ, com entrada em vigor no dia 27/08/2004.

Por conseguinte, informamos que, no pregão de 27/08/2004, com atendimento no dia 30/08/2004, os valores de margem de garantia desse contrato passarão a ser os seguintes:

Vencimento	Normal		Posições Opostas	
	Comum	Hedger	Comum	Hedger
Março/2005 em diante	US\$500,00	US\$400,00	US\$250,00	US\$200,00

Aproveitamos para informar que, no item 11 (“ajuste diário”) das especificações do Contrato Futuro de Soja em Grão a Granel anexadas ao Ofício 093/2004-DG, deve ser considerado o multiplicador “450” nas fórmulas “a” e “b”, e não “100”, conforme divulgado.

Por fim, no item 19(d) (“forma de pagamento e recebimento dos valores relativos à liquidação financeira”), a taxa de câmbio a ser considerada será a PTAX800 de venda, referente ao último dia do mês anterior ao de negociação.