

LUCIANE REIS RAPOSO

**ANÁLISE DA RELAÇÃO VOLATILIDADE DE PREÇO-VOLUME NOS
MERCADOS BRASILEIROS DE FUTUROS AGROPECUÁRIOS**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, para obtenção do título de “Magister Scientiae”.

VIÇOSA
MINAS GERAIS - BRASIL
NOVEMBRO - 2000

A Deus, pelo dom da vida,
pela saúde e por todas as manifestações da sua presença no meu dia-a-dia.
A meus pais José e Lêda, pelo amor, pela dedicação e pela confiança.
A Caio, pelo companheirismo, pelo carinho e pelo incentivo.

AGRADECIMENTO

Na elaboração deste trabalho, foi necessária a colaboração pronta e atenciosa de várias pessoas, às quais manifesto o meu mais profundo agradecimento.

A meu pai e minha mãe, pelo apoio e pelo incentivo para vencer todos os obstáculos; a Caio, pelo carinho, pela paciência e pelo estímulo em todas as etapas deste trabalho; a meus irmãos José Rubens, Mônica, Sandra, Maria do Carmo e Cláudia, pelo incentivo e pelo carinho; e a todos os demais familiares e amigos, por compreenderem minha ausência em vários momentos importantes da vida.

Ao professor Wilson da Cruz Vieira, pela orientação, pelo estímulo, pela disponibilidade em atender-me e pela confiança na execução deste trabalho.

Aos professores João Eustáquio de Lima, Antônio Carvalho Campos, Marcelo Braga, José Euclides Cavalcanti e Danilo Rolim Dias de Aguiar, pelas críticas e pelas sugestões apresentadas.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pela concessão da bolsa de estudos.

À Universidade Federal de Viçosa e ao Departamento de Economia Rural, pela oportunidade de realização do curso.

À Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), em especial ao Sr. Félix Schouchana e ao Centro de Informações ao Mercado, na pessoa de Paula Moro, bem como aos demais funcionários, pela disponibilidade, pela atenção dispensada às solicitações e pelo fornecimento de material bibliográfico.

Aos professores do Departamento de Economia Rural, principalmente Maurinho, José Maria, Antônio Campos, Fátima, João Eustáquio e Danilo, com quem tive maior contato, pelos ensinamentos e pelo exemplo de profissionalismo demonstrado.

Aos funcionários do Departamento de Economia Rural, em especial a Graça, Brilhante, Helena, Rosângela, Rita, Carminha e Ruço, pela atenção, pela amizade e pela assistência prestada.

Aos colegas Josana, Lucyanna, Emanuel, Fernando, Raquel, Gilca, Ângelo, Rosana, Merly, Henrique, Luís Batista, Adriano, Ynaiá e Aluísio, pela amizade e pela convivência.

Aos novos amigos da Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais, pelo incentivo, sobretudo na conclusão deste trabalho.

A todas as pessoas que, de algum modo, tornaram possível a realização deste trabalho.

BIOGRAFIA

LUCIANE REIS RAPOSO, filha de José Bernardes Raposo e Lêda Reis Raposo, nasceu em Viçosa (MG), em 20 de junho de 1973.

Em dezembro de 1995, graduou-se no curso de Ciências Econômicas na Universidade Federal de Viçosa.

Em março de 1997, iniciou o curso de Mestrado em Economia Rural na Universidade Federal de Viçosa, em Viçosa (MG), defendendo tese em 18 de janeiro de 2000.

CONTEÚDO

	Página
EXTRATO	ix
ABSTRACT	xi
1. INTRODUÇÃO	1
1.1. Considerações iniciais	1
1.2. O problema e sua importância	8
1.3. Objetivos	14
1.3.1. Objetivo geral	14
1.3.2. Objetivos específicos	14
2. ALGUMAS CONSIDERAÇÕES SOBRE OS MERCADOS FUTURO E À VISTA DAS <i>COMMODITIES</i> AGROPECUÁRIAS	15
2.1. Café.....	16
2.2. Boi gordo.....	18
2.3. Algodão.....	20

	Página
2.4. Açúcar.....	22
2.5. Soja.....	24
2.6. Milho.....	27
3. METODOLOGIA	30
3.1. Modelo teórico	30
3.1.1. Atitudes para com o risco	30
3.1.2. O modelo de Grossman	33
3.1.3. Outras considerações teóricas relevantes	36
3.2. Modelo empírico	39
3.2.1. Estacionariedade de séries temporais	39
3.2.2. Correlação contemporânea entre variáveis	44
3.2.3. Teste Granger de causalidade	45
3.2.4. Modelos de auto-regressão vetorial (VAR)	48
3.3. Fonte dos dados	53
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	55
4.1. Análise da estacionariedade das séries	55
4.2. Análise de correlação contemporânea	58
4.3. Teste Granger de causalidade	60
4.4. Modelos de auto-regressão vetorial (VAR)	64
4.4.1. Análise da decomposição da variância	65
4.4.2. Elasticidades de impulso	73
5. RESUMO E CONCLUSÕES	90

	Página
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	96
APÊNDICES	101
APÊNDICE A	102
APÊNDICE B	121

EXTRATO

RAPOSO, Luciane Reis, M.S., Universidade Federal de Viçosa, novembro de 2000. **Análise da relação volatilidade de preço-volume nos mercados brasileiros de futuros agropecuários**. Orientador: Wilson da Cruz Vieira. Conselheiros: Danilo Rolim Dias de Aguiar e João Eustáquio de Lima.

Analisou-se, neste trabalho, a relação entre variação de preços e volume nos mercados brasileiros de futuros agropecuários. O objetivo principal consistiu em examinar a relação entre volatilidade dos preços, em termos absolutos e não-absolutos, e volume de contratos futuros das *commodities* agropecuárias café, boi gordo, algodão, açúcar, soja e milho, negociados na BM&F. As análises basearam-se no modelo de Grossman e nas hipóteses da chegada simultânea de informações (CSI) e da chegada de informações em seqüência (CIS). Nas análises econométricas dos testes de estacionariedade, correlação contemporânea, decomposição das variâncias dos erros de previsão e elasticidades de impulso, utilizaram-se logaritmos neperianos das médias semanais referentes às séries de volatilidade de preço, volatilidade absoluta dos preços e volume de contratos futuros negociados. As séries de dados de volatilidade dos preços e volume, referentes às *commodities* consideradas, mostraram-se estacionárias em seus próprios níveis. Verificou-se que, de modo geral, a volatilidade absoluta dos

preços futuros tendeu a influenciar o volume de contratos negociados nos mercados futuros agropecuários brasileiros de café e soja, durante o período analisado. As análises da causalidade de Granger, decomposição da variância dos erros de previsão e elasticidades de impulso indicaram que os mercados de café, de boi gordo e de algodão são eficientes em processar novas informações, ao contrário dos mercados de soja, de açúcar e de milho. As observações das elasticidades de impulso revelaram que os mercados das *commodities*, cuja produção é mais direcionada ao mercado externo, como café e açúcar, tendem, em geral, a ajustar-se mais lentamente aos choques nas volatilidades dos preços (absolutas ou não), bem como aos choques no volume de contratos negociados, quando comparados ao tempo de ajuste requerido pelos mercados das *commodities* destinadas ao mercado interno. Com exceção do mercado da soja, a simetria nos custos de comercialização, no curto e no longo prazo, foi verificada nos mercados das demais *commodities*. Constatou-se que os mercados de café, açúcar, soja e milho, no que se refere ao processo de difusão de novas informações, comportam-se de acordo com a hipótese da CIS. As análises retrataram, ainda, relação direta entre eficiência e participação relativa no mercado, durante o período analisado.

ABSTRACT

RAPOSO, Luciane Reis, M.S., Universidade Federal de Viçosa, November 2000.
Analysis of the relation between the volatility of price and volume in the Brazilian markets of agricultural futures. Adviser: Wilson da Cruz Vieira.
Committee Members: Danilo Rolim Dias de Aguiar and João Eustáquio de Lima.

This study analyzed the relation between price variations and volume in Brazilian markets of agricultural futures. The main objective was to examine the relation between price volatility in absolute and non-absolute terms and the future contract volumes of the agricultural commodities coffee, fat bull, cotton, sugar, soybean and maize, traded in BM&F. The analyses were based on the Grossmann model and the hypotheses of the simultaneous information arrival (CSI) and the sequential information arrival (CIS). In the econometric analyses of the stationarity tests, contemporaneous correlation, decomposition of the prediction error variances and impulse elasticities, the following were used: neperian logarithms of the weekly averages referring to the price volatility series, price absolute volatility and the future traded contracts were used. The series of the volatility data in the prices and volume referring to the considered commodities showed to be stationary in their proper levels. In general, it was verified that the absolute volatility of the future prices tended to influence the

contract volumes traded in Brazilian agricultural future markets for coffee and soybean during the analyzed period. The analyses related to Granger casualty, decomposition of the prediction error variances and impulse elasticities indicated that the markets of coffee, fat bull and cotton are efficient in processing new information unlike the markets of soybean, sugar and maize. The observations of the impulse elasticities revealed that in general the commodities markets from which the production is more directed to the external market such as coffee and sugar, tend to adjust more slowly to the impacts in the price volatilities (absolute or not), as well as to the impacts in the volume of traded contracts, when compared to the adjustment time required by the markets of commodities returned to the internal market. Except for soybean market, the symmetry in the commercialization costs in short and long time was verified in the markets of the other commodities. It was observed that the coffee, sugar, soybean and maize markets behave according to CIS hypothesis, relatively to the diffusion process of new information. Yet the analyses show a direct relation between efficiency and the relative participation in the market during the analyzed period.

1. INTRODUÇÃO

1.1. Considerações iniciais

As atividades econômicas estão, em geral, sujeitas a risco¹, que pode ser dividido em dois componentes, quais sejam, intrínseco ao negócio em si e relacionado com os fatores externos. No caso dos agricultores, há o risco de não se ter uma colheita bem sucedida, em decorrência de fatores como adversidades climáticas, pragas, doenças, má preparação da terra, mão-de-obra não qualificada, más condições de armazenagem, dentre outros, que constituem o risco próprio da atividade econômica que desempenham.

Há também outros fatores sobre os quais não se tem controle (fatores externos), que contribuem, decisivamente, para tornar a atividade agrícola mais arriscada, como, por exemplo, a incerteza a respeito do preço dos produtos à época da colheita. Nesse caso, se os preços estiverem acima dos níveis esperados pelos agricultores na época do plantio, trarão benefícios; caso contrário, se estiverem num patamar inferior ao esperado, poderão acarretar prejuízos. Situação inversa verifica-se para os agentes econômicos que pretendem adquirir o produto numa data futura, como os exportadores, os processadores e os

¹ Segundo CRUZ (1984), uma conceituação de risco apropriada ao setor agrícola refere-se a uma situação em que o agricultor tem uma idéia subjetiva da probabilidade de ocorrência de determinado evento. Esta conceituação de risco é detalhada mais a frente, na metodologia.

comerciantes. Caso o preço esteja acima do previsto, poderá acarretar perdas na rentabilidade desejada; caso contrário, ou seja, se o preço estiver abaixo do desejado, trará ganhos na rentabilidade esperada.

O alto grau de competição na maioria dos mercados agrícolas, aliado à forte dependência dos fatores climáticos, fez com que se tornasse necessária a busca de mecanismos de comercialização alternativos que permitissem a redução do risco de variação dos preços os produtores e dos agentes de comercialização agrícola. Dessa forma, os mercados futuros foram criados², visando, sobretudo, ao estabelecimento de mecanismos que amenizassem a incerteza a respeito do preço futuro de determinadas *commodities* (AGUIAR, 1996).

Nos mercados futuros, segundo HULL (1996) e TEIXEIRA (1992), negociam-se contratos de entrega ou recebimento futuro de produtos por um preço previamente estabelecido. Esse acerto de um preço comum para entrega/recebimento pode remover a incerteza a respeito do preço futuro de uma *commodity*, tanto do ponto de vista do produtor agrícola, que busca se proteger de quedas bruscas nos preços de seus produtos, quanto do ponto de vista do processador agrícola, que busca se proteger de possíveis elevações dos preços no futuro.

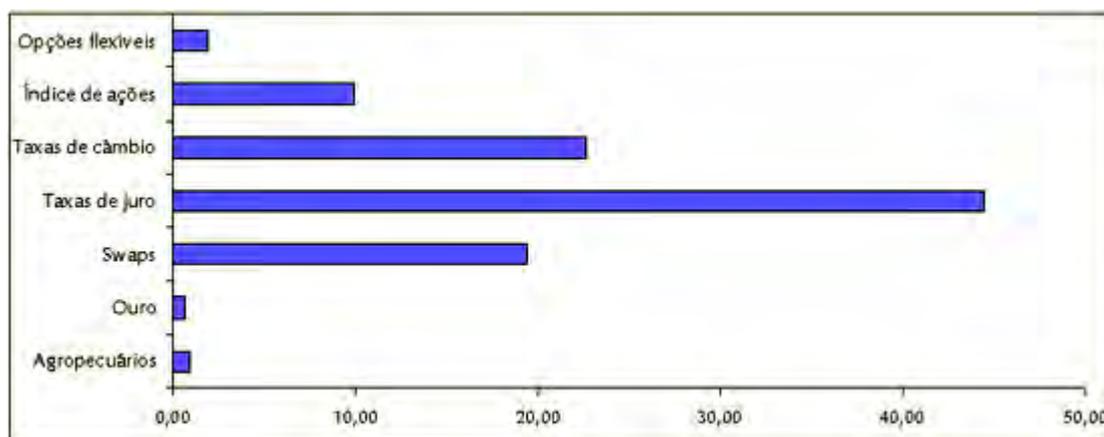
É importante salientar que os mercados futuros devem ser compreendidos como integrados aos mercados físicos, pois fazem parte do processo que engloba produção, processamento, comercialização, consumo e financiamento, de forma a expressar e sinalizar, por meio dos preços, as forças de mercado. Portanto, as bolsas não são um local onde os preços se formam, mas onde os preços se manifestam, constituindo apenas um ponto de referência onde os corretores se reúnem para fechar negócios, representando a vontade de compradores e vendedores que estabelecem, por meio de livre negociação, um preço futuro (SHOUCHANA, 1997a).

² Os Mercados Futuros surgiram, oficialmente, em 1848 nos Estados Unidos, com a criação da *Chicago Board of Trade* (CBOT). Contudo, existem registros anteriores de comércio futuro organizado de arroz, por volta de 1730, no Japão (FORBES, 1994).

Ao longo dos anos, os contratos futuros desenvolveram-se consideravelmente. Segundo AGUIAR (1998), uma análise da evolução dos contratos futuros americanos, nos últimos 30 ou 40 anos, retrata este processo. Até os anos 60, os contratos comercializados eram apenas de *commodities* agrícolas estocáveis; na década de 60, iniciaram-se as transações de contratos de *commodities* agrícolas não-estocáveis; e, nos anos 70, surgiram os contratos de *commodities* não-agrícolas (contratos financeiros), tais como ouro e taxa de juros.

Atualmente, esses contratos de *commodities* financeiras representam a principal fonte de negociação nas bolsas de futuros (Figura 1), o que faz com que a participação relativa das *commodities* agropecuárias tenda a diminuir ao longo dos anos. Segundo MARTITS (1998), os principais fatores que podem ser citados como responsáveis por essa diferença de liquidez entre esses dois tipos de contratos dizem respeito à relevância dos contratos financeiros, como, por exemplo, taxa de juros, que possibilita aos agentes se protegerem de uma variável econômica que afeta todos os agentes do mercado e não apenas um setor específico da economia, como no caso dos contratos agropecuários, e à interação existente entre os principais usuários dos contratos financeiros (bancos e fundos de investimento) e o mercado financeiro, podendo-se ressaltar ainda o maior domínio, por parte desses agentes, sobre o funcionamento desses mercados e o fato de os contratos financeiros serem mais suscetíveis à padronização do que os contratos agropecuários.

Segundo SHOUCHANA (1997a), para que uma mercadoria seja negociada em bolsas de futuros, requer-se que o produto seja homogêneo e passível de padronização, de modo a possibilitar a realização de um contrato padronizado e, dessa forma, permitir sua negociação futura. É necessário, também, que haja ampla oferta e demanda do produto, sem quaisquer constrangimentos por parte do governo ou de monopólios. Contudo, é fundamental que essas ofertas e demandas sejam incertas, de modo a permitirem oscilações nos preços do produto, acarretando risco, que, conforme enfatizado



Fonte: BOLSA DE MERCADORIAS & FUTUROS - BM&F (1999).

Figura 1 - Participação percentual dos mercados agropecuários no volume total de contratos negociados na BM&F, durante o ano de 1999.

anteriormente, é o grande propulsor dos negócios futuros. Quanto às características do produto, espera-se, ainda, que esse não seja muito perecível, visto que, nesses mercados, os negócios são efetivados com muitos meses de antecedência.

Nos anos 80, o governo brasileiro, mediante ampla utilização de mecanismos de seguro de preços, tais como fixação de preços mínimos oficiais, Aquisições do Governo Federal (AGF), Empréstimos do Governo Federal (EGF) e vários mecanismos de reestruturação dos débitos dos produtores junto ao sistema financeiro e subsídios, cobria o risco de preço dos produtos agropecuários, com o objetivo de aumentar a produção agrícola, diminuir o custo da mão-de-obra e atenuar o efeito da sazonalidade ao longo do ano. Os mercados futuros eram, portanto, restritos aos produtos que não dispunham desses instrumentos de defesa do governo.

No Brasil, a Bolsa de Mercadorias & Futuros de São Paulo (BM&F), criada em 1991 por meio da fusão da Bolsa de Mercadorias de São Paulo com a Bolsa Mercantil & de Futuros e com uma nova fusão com a Bolsa Brasileira de

Futuros (BBF), em 30 de junho de 1997, constitui a única bolsa para negociação de contratos futuros agropecuários no País e é, atualmente, uma das maiores bolsas do mundo, em termos de volume negociado.

Nos anos 90, o agravamento do déficit fiscal que se abateu sobre o governo brasileiro fez com que se aumentasse a busca de alternativas de comercialização que cumprissem este papel de redutor dos riscos do setor, até então desempenhado, principalmente, pelo governo.

A crise atual que levou o Estado brasileiro a reduzir, gradativamente, os financiamentos ao setor agrícola é notada, sobretudo, pela diminuição das compras ao preço mínimo; pela redução dos seus níveis de estoques e aumento nas taxas de juros dos empréstimos; e pela eliminação dos subsídios por meio da adoção do preço mínimo único para o País, os quais fizeram com que a variação do preço dos produtos agrícolas aumentasse substancialmente, abrindo espaço para a busca dos mercados futuros como instrumento de proteção e transferência de risco de preço, de forma privada (SCHOUCHANA, 1997c).

Além do agravamento da crise fiscal do Estado, outros fatores podem também ser responsabilizados pela tendência atual de aumento na busca de comercialização a futuro no País, podendo-se citar a recente estabilização econômica do País, que contribuiu para reduzir a incerteza a respeito das aplicações realizadas; a reforma fiscal e tributária, iniciada pela recente desoneração do Imposto sobre a Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) na exportação de produtos primários e semi-elaborados e pelo conseqüente aumento de competitividade desses produtos numa economia globalizada; e o próprio incremento dos negócios com *commodities* na BM&F, visando atender aos interesses dos agentes (MARQUES et al., 1997).

Contudo, SCHOUCHANA (1997b) ressaltou que, mesmo com essa considerável expansão da utilização de contratos futuros, quando comparado com o tamanho e com a relevância das atividades agropecuárias para a economia do País, esse volume ainda representa um valor muito pequeno, se comparado ao volume potencial. Durante o ano de 1999, uma parcela de, aproximadamente, 1%

do volume total de negócios da BM&F deveu-se à participação dos mercados agropecuários.

Segundo a BM&F (1999), no mercado futuro da soja, apenas 1,7% do total produzido no País é “hedgeado”; no mercado de milho, 1%; no de açúcar, 1%; no de boi gordo, 5%; no de algodão, 11%; com exceção do café, que tem, aproximadamente, 58% de sua produção protegida por *hedge*.

Vários fatores são apontados como responsáveis pela pequena participação dessas *commodities* agropecuárias no mercado futuro da BM&F (SOUZA, 1996; ENGENHEIROS FINANCEIROS E CONSULTORES - EFC, 1996; MARTITS, 1998), dentre os quais se destacam:

- O pouco conhecimento que os agentes econômicos têm a respeito do funcionamento desses mercados. Quanto a esse aspecto, percebe-se que há resistência natural dos produtores a operarem nesses mercados, em razão, basicamente, da falta de informação sobre os mecanismos que os cercam, bem como do preconceito sobre a ação dos especuladores que são vistos como manipuladores do mercado. A esses fatores pode-se adicionar a barreira de comunicação existente entre o homem do campo e os agentes que operam nesses mercados, com hábitos e costumes diversificados;
- O pequeno número de corretoras especializadas em produtos agrícolas, uma vez que a tradição está ligada aos ativos financeiros;
- A desuniformidade das políticas fiscais, com diferenciações de pauta e alíquotas do Imposto sobre a Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) entre os Estados, bem como as elevadas alíquotas cobradas que geram distorções nos preços nos diferentes mercados físicos e no preço futuro. Dado que os valores dos contratos no mercado futuro devem refletir o preço a vista, excluído o ICMS, na medida em que não existe neutralidade deste imposto, o preço final será desconhecido do comprador. Assim, se o comprador não tiver certeza do volume de imposto a ser pago, a procura por operações no mercado futuro reduzir-se-á;

- As freqüentes intervenções do governo por meio do protecionismo ao setor agropecuário, o que causa incertezas nos agentes, dada a falta de regras claras e transparentes e dadas as conseqüentes distorções no mercado;
- A dúvida, no caso do café, sobre a qualidade do café negociado na BM&F. Argumenta-se que esse padrão é mais rigoroso que a média nacional, o que obriga efetivação de um rebeneficiamento do produto, acarretando maiores custos. Ao mesmo tempo, o padrão da BM&F é inferior àquele voltado para a exportação; no caso da indústria de café solúvel, esse padrão é superior ao utilizado por ela. Há também o problema da espécie do café negociado, uma vez que a indústria de solúvel utiliza o robusta, enquanto a BM&F negocia o arábica;
- As deficiências nas definições de alguns itens contratuais, como, por exemplo, nos cálculos dos indicadores dos preços a vista da BM&F para o algodão, que, segundo MARTITS (1998), possui baixa correlação com os preços praticados em algumas das principais regiões produtoras do País;
- A estrutura de alguns mercados a vista das *commodities*, dado que a concentração em algumas empresas reduz o número de possíveis usuários dos mercados futuros, aumentando o poder de alguns agentes na manipulação de preços e diminuindo, assim, o interesse dos agentes menores em atuarem nesses mercados; e
- A infra-estrutura deficiente de estradas e portos, que, além de aumentar o custo de comercialização nos mercados futuros, prejudica, consideravelmente, a realização de negócios futuros.

Nota-se, portanto, que a incrementação dos negócios futuros agropecuários na BM&F envolve a solução/amenização dos vários entraves apontados anteriormente.

Atualmente, com a regulamentação, em 1.º de outubro de 1999, da participação direta do investidor estrangeiro no mercado futuro de *commodities* agropecuárias, o qual, a partir de 8 de dezembro de 1999, passou a negociar na BM&F, espera-se que haja duplicação do volume negociado nesses mercados. A estimativa é de um volume adicional de US\$ 4 bilhões no ano 2000, o que

corresponde a um acréscimo de, aproximadamente, 100% em relação ao montante transacionado em 1999 (KOMATSU, 1999).

A este processo de internacionalização³ da BM&F soma-se a sua adesão à *Globex Alliance*, rede de bolsas internacionais, o que, a partir do ano 2000, possibilitou a negociação, pelos investidores da BM&F, de contratos na *Chicago Mercantile Exchange*, na *SBF – Paris Bourse*, na *Singapore Futures Exchange* (CIMEX) e na *Montreal Stock Exchange*. Os investidores da BM&F (nacionais e estrangeiros) terão acesso aos mercados das bolsas pertencentes à *Globex*, com a vantagem de poderem negociar, além de contratos futuros agropecuários, outros tipos de contratos, o que possibilita a conquista de clientes em quase todo o mundo, enquanto os investidores estrangeiros só poderão fechar contratos agropecuários (KOMATSU, 1999).

1.2. O problema e sua importância

A eficiência dos mercados futuros, assim como dos mercados físicos, está relacionada, entre outros fatores, com o número de agentes que neles atuam, visto que, quanto maior o número de compradores e vendedores de uma mercadoria, melhor o preço tende a refletir o equilíbrio entre a oferta e a demanda. O aumento do número de participantes no mercado futuro torna-o menos vulnerável às ações de certos agentes, reduzindo o poder de poucos influenciarem as cotações (TEIXEIRA, 1992). Nesse sentido, quanto menos as ações individuais dos agentes puderem afetar as cotações dos mercados nos quais atuam, maior será a eficiência do mercado e, conseqüentemente, maior será a sua liquidez.

De modo geral, os clientes ou usuários dos mercados futuros enquadram-se em duas categorias distintas: *hedgers* e especuladores. Os *hedgers* são os agentes que têm ou desejam ter o produto, utilizando-se dos mercados futuros como mecanismo de proteção contra flutuações de preços. Esses agentes atuam

³ Com vistas em viabilizar a atuação dos investidores estrangeiros nos mercados agropecuários, a BM&F realizou várias alterações contratuais no que tange, principalmente, câmbio, liquidação física e financeira (ver Apêndice B).

nesses mercados tomando posições opostas de compra e venda nos mercados físicos e futuros, com base no princípio de que os preços, nesses mercados, tendem a mover-se no mesmo sentido, de forma que o prejuízo de uma posição tomada num mercado tende a ser compensado, pelo menos parcialmente, pelo lucro obtido no outro mercado (MARQUES e AGUIAR, 1993). Já os especuladores são os agentes que quase sempre não têm interesse no produto físico, buscando apenas o lucro resultante de compras e vendas sucessivas de contratos futuros dentro de determinado mercado ou em mercados diferenciados.

Ao contrário da conotação pejorativa do termo, os especuladores desempenham importante papel na eficiência dos mercados futuros, dada a representatividade de suas participações. Ao entrar e sair do mercado a cada momento, os especuladores garantem a liquidez dos demais agentes. Segundo AGUIAR (1996), a especulação gera grande oferta e demanda de contratos, de maneira que sempre que alguém desejar vender um contrato, encontrará quem o compre, e sempre que alguém desejar comprar, encontrará um vendedor em potencial.

AGUIAR (1996) enfatizou também que, nas operações de *hedge*, são os especuladores que correm o risco das oscilações de preço, ou seja, buscam lucros que podem advir dessas oscilações, assumindo o risco indesejado pelos *hedgers*. Caso não houvesse especuladores, o risco só poderia ser compartilhado por *hedgers* que assumissem posições distintas, implicando a necessidade de haver dupla coincidência de interesses.

Segundo COSTA (s.d.), a participação ativa dos especuladores contribui para maior estabilidade das cotações, visto que, ao vender quando o preço está elevado e comprar quando o preço está baixo, eles contribuem para que as cotações tendam a estabilizar-se.

O conhecimento do efeito do comportamento especulativo sobre estruturas diferenciadas de mercados futuros e sobre cotações dos contratos é de fundamental importância para aumentar a confiabilidade das negociações, bem como para a realização de ações que visem otimizar a sua utilização.

A relação entre variação dos preços e volume de contratos negociados nos mercados futuros de *commodities* agropecuárias, bem como de ativos financeiros, moedas e índices, tem chamado a atenção de diversos pesquisadores.

Segundo Tauchen e Pitts, citados por GARCIA et al. (1986), as variações no volume comercializado são uma medida da variação da especulação, visto que as operações de *hedging* compreendem pequena porção do volume comercializado nos mercados futuros, se comparados com a participação dos especuladores.

WILEY e DAIGLER (1998) afirmaram que o volume comercializado em mercados futuros reflete as expectativas do comportamento da oferta e demanda futura, razão por que é importante para tomada de decisão, pois constitui uma medida das informações existentes e da demanda especulativa, sendo, portanto, indicador fundamental para se conhecer a estrutura do mercado. Segundo esses autores, o volume comercializado é importante indicador de alterações na estrutura do mercado, visto que exerce influência no comportamento dos preços, ou seja, “o volume é o canal através do qual a informação é encerrada em alterações nos preços” (p. 91).

FOSTER (1995) e KOCAGIL e SHACHMUROVE (1998) enfatizaram que a análise da relação volatilidade de preço-volume de contratos negociados nos mercados futuros pode ser útil para prover informações sobre processamento e disseminação de informações, bem como sobre eficiência desses mercados. Segundo esses autores, o estudo da relação entre volatilidade dos preços e volume de contratos negociados pode prover informações sobre o período de tempo em que os agentes econômicos têm acesso às novas informações que chegam nos mercados, possibilitando, ainda, analisar se os mercados futuros são eficientes em processar novas informações ou se os valores passados do volume comercializado acentuam a previsibilidade dos preços.

Segundo esses autores, a relação entre volume e variação absoluta dos preços fornece subsídios para analisar e entender o processo de difusão e processamento de informações nos mercados futuros. Com base nessa argumentação, tem-se que as informações podem ser difundidas,

simultaneamente, a todos os agentes do mercado, bem como seqüencialmente, ou seja, os indivíduos não têm acesso às informações no mesmo período de tempo.

A volatilidade dos preços, entendida aqui como variação dos preços, é considerada um dos principais determinantes do volume. Contudo, segundo MARTELL e WOLF (1987), as taxas de juros dos títulos públicos, a taxa de câmbio, a inflação, os níveis de estoques de algumas *commodities*, dentre outros fatores, podem, também, afetar diretamente o volume de contratos futuros negociados.

Segundo GARCIA et al. (1986), a relação entre volume e volatilidade de preço tem sido do interesse de reguladores e participantes dos mercados futuros. Alguns críticos de mercados futuros argumentam que o aumento do volume comercializado, proporcionado por movimentos especulatórios, provoca elevação na volatilidade dos preços, aumentando a incerteza e reduzindo a eficiência do mercado, o que sugere a necessidade de limites regulatórios à especulação. Outros argumentam que o aumento da volatilidade dos preços, em razão das mudanças nas condições econômicas, atrai maior volume de negócios, aumentando a liquidez do mercado e contribuindo, eventualmente, para a estabilização das cotações, razão por que defendem a menor necessidade de regulamentação desses mercados.

CORNELL (1981), ao analisar a relação entre volume diário de negociações e volatilidade de preço para diversos contratos futuros, verificou que maior volume comercializado esteve relacionado com maior volatilidade dos preços e considerou a volatilidade de preço como sendo determinante do volume comercializado. Com base nessa relação encontrada, esse autor concluiu que todos os mercados estabilizados têm certo grau de poder de monopólio e enfatizou que o lançamento de um contrato futuro de determinada *commodity*, para ser bem sucedido, tem de ter grande variabilidade nos seus preços, de forma a atrair especuladores e, assim, a liquidez necessária às negociações no mercado futuro.

KOCAGIL e SHACHMUROVE (1998) analisaram a dinâmica da relação entre variação dos preços e volume de contratos negociados e entre

variação absoluta dos preços e volume de contratos para as *commodities* agrícolas milho, soja e açúcar e, também, para alguns ativos financeiros transacionados em dezesseis mercados futuros americanos, no período de 2 de janeiro de 1980 a 31 de outubro de 1995. No caso das *commodities* milho, soja e açúcar, verificaram que há causalidade bidirecional entre variação absoluta dos preços e volume para a maioria dos contratos analisados, bem como correlação positiva entre essas variáveis. As variáveis variação dos preços e volume de contratos negociados não apresentaram correlação significativa estatisticamente, apresentando causalidade unidirecional no sentido da variação dos preços para o volume.

A partir desses resultados, KOCAGIL e SHACHMUROVE (1998) concluíram que havia simetria do custo de comercialização, ao longo do tempo, nos mercados analisados, já que estes processavam, de maneira eficiente, novas informações. Esses autores verificaram também que os mercados com maior volume de contratos negociados não tenderam a exibir causalidade no sentido do volume para a variação dos preços. Detectaram ainda que, nos mercados analisados, o processo de difusão e de processamento das informações ocorreu de forma seqüencial, ou seja, a informação não se mostrou acessível a todos os agentes no mesmo período de tempo.

MALLIARIS e URRUTIA (1998), ao estudarem a relação preço-volume comercializado, para algumas *commodities* transacionadas nos mercados futuros americanos (milho, trigo, soja em grão, farelo de soja e óleo de soja), verificaram que, durante o período de 1981 a 1995, preço e volume estavam inter-relacionados no curto e no longo prazo. Observaram também que a volatilidade de preço foi determinante do volume e da volatilidade do volume de contratos comercializados no curto prazo e que houve causalidade bidirecional entre essas variáveis no longo prazo. Com base nos resultados encontrados sobre a relação entre preço e volume comercializado, esses autores argumentaram que o conhecimento dessa relação pode ser útil para *hedgers* e especuladores, visto que pode indicar a necessidade de dar atenção não apenas às mudanças de preço, mas

também às mudanças no volume negociado, visando prever o comportamento do mercado.

Em estudos em que se analisou a relação entre variação de preços e volume de contratos negociados em diversos mercados, verificou-se que o conhecimento dessa relação é importante para entender a dinâmica desses mercados, podendo, dessa forma, contribuir para sua maior utilização pelos agentes econômicos.

O estudo da relação preço-volume pode auxiliar, ainda, na análise do processamento e da difusão de informações entre os agentes que operam nos mercados futuros, no estabelecimento das características dos mercados com relação ao processamento e difusão de informações, e na inferência a respeito de sua eficiência.

No caso do Brasil, esses estudos se justificam, ainda, pela falta de pesquisas nessa área e pelo fato de alguns dos contratos não terem atraído, ainda, o volume de negócios previstos, como é o caso, por exemplo, dos contratos futuros de soja.

Neste trabalho, investigou-se a relação preço-volume para todas as *commodities* transacionadas na BM&F, ou seja, café, boi gordo, algodão, açúcar, soja e milho. Os mercados de boi gordo e de café são muito mais amplos quando comparados aos demais, razão pela qual podem fornecer suporte para análise dessa relação preço-volume sobre estruturas e características diferenciadas de mercado.

Esperou-se, com base nos resultados apresentados por outros autores, que a relação entre as variáveis variação dos preços e volume fosse mais evidente, no sentido da variação dos preços afetar o volume negociado; que houvesse relação direta entre eficiência de mercado e nível de liquidez dos mercados analisados; e que novas informações fossem difundidas e processadas seqüencialmente, durante o período analisado.

1.3. Objetivos

1.3.1. Objetivo geral

Este trabalho objetivou analisar a dinâmica da relação entre variação do preço futuro (em termos absolutos e não-absolutos) e volume negociado das *commodities* agropecuárias café, boi gordo, algodão, açúcar, soja e milho, transacionadas na Bolsa de Mercadorias & Futuros de São Paulo (BM&F).

1.3.2. Objetivos específicos

- a) Analisar o processo de difusão e processamento das informações nos mercados futuros das *commodities* boi gordo, café, algodão, açúcar, soja e milho;
- b) Verificar a eficiência dos mercados das *commodities* agropecuárias transacionadas na BM&F, ou seja, analisar se as ações individuais dos agentes afetam as cotações;
- c) Analisar o tempo requerido pelos mercados para ajustarem-se a choques na volatilidade dos preços e no volume de contratos negociados;
- d) Analisar o efeito da variação dos preços nos erros de previsão do volume de contratos transacionados e, também, o efeito do volume sobre os erros de previsão da variação dos preços das *commodities*; e
- e) Verificar o efeito de choques na variação dos preços e no volume, bem como a relação oposta, ou seja, o efeito de choques no volume e na variação dos preços.

2. ALGUMAS CONSIDERAÇÕES SOBRE OS MERCADOS FUTURO E À VISTA DAS *COMMODITIES* AGROPECUÁRIAS

Nos últimos anos, tem-se verificado tendência de expansão do número de contratos futuros agropecuários negociados na BM&F. O Quadro 1, referente à evolução do número de contratos negociados no período de 1996 a 1999, retrata este processo.

Quadro 1 - Evolução do número de contratos futuros agropecuários negociados na BM&F, no período de 1996 a 1999

<i>Commodity</i>	1996	1997	1998	1999
Café	116.071	114.521	198.547	293.640
Boi gordo	117.395	109.261	88.054	120.254
Algodão	2.339*	13.689	17.007	5.105
Açúcar	6.212	8.330	30.080	33.406
Soja	20.274	16.082	13.489	13.332
Milho	3.696*	18.907	15.949	10.429
Total	265.987	280.790	363.126	476.166

Fonte: BM&F (1999).

Notas: * Refere-se ao número de contratos negociados nos meses de novembro e dezembro de 1996.

Verifica-se também que os mercados das *commodities* café e boi gordo são os que têm atraído maior número de negociantes, apresentando maior liquidez em face aos demais mercados agropecuários da BM&F. No ano de 1999, cerca de 87% do número de contratos futuros agropecuários negociados na BM&F deveu-se a esses mercados.

É importante ressaltar que as *commodities* café e boi gordo estão consideravelmente sujeitas às variações climáticas e, conseqüentemente, às oscilações de preços.

A seguir, são realizadas algumas considerações sobre o funcionamento dos mercados físicos e futuros das *commodities* analisadas, com o objetivo de ressaltar suas principais características do comportamento dos preços, produção, potencial dos mercados, mercados futuros, dentre outros aspectos.

2.1. Café

O café é uma das mercadorias mais negociadas internacionalmente, o que pode ser parcialmente atribuído ao fato de a produção estar concentrada nos países tropicais e subtropicais do hemisfério sul, enquanto os maiores consumidores estão no hemisfério norte.

O Brasil é o principal produtor e exportador de café, seguido pela Colômbia. Atualmente, os Estados de Minas Gerais, Espírito Santo, São Paulo e Paraná são os principais produtores de café no País.

A produção brasileira de café é caracterizada por grandes flutuações de um ano a outro, devido ao ciclo bienal do café e às adversidades climáticas. O ciclo bienal do café decorre do esgotamento da planta, já que boa produção em um ano gera esgotamento da planta no ano seguinte.

O café apresenta um ciclo plurianual de preço e produção, com picos eventuais de preços nos períodos de pequena produção. Esses ciclos têm durações irregulares e são influenciados também pelas políticas internas de sustentação de preço, pelas adversidades climáticas e pelos efeitos do acordo internacional entre os principais produtores de café (MARTITS, 1998).

Assim como no caso das demais *commodities* agropecuárias, o preço do café, ao longo do ano, é afetado pelos períodos de safra e entressafra. A safra brasileira de café ocorre, normalmente, entre os meses de junho e agosto, enquanto o período final do ano e o início do ano seguinte caracterizam a entressafra no País. É importante ressaltar que a entressafra brasileira coincide com o inverno no hemisfério norte, período em que aumenta o consumo do produto, justificando, assim, aumento de preços no mercado internacional entre os meses de dezembro a maio. É importante ressaltar também que a política de formação de estoques dos exportadores e importadores tende a afetar, substancialmente, a sazonalidade do preço do café, provocando altas ou baixas, de acordo com as previsões do mercado sobre a produção nos períodos seguintes.

A antiga Bolsa de Mercadorias de São Paulo (BMSP) começou a negociar café, no mercado futuro, em 1978, e, nesse ano, foram negociados 7.286 contratos ou 728.600 sacas de café. No ano de 1996, foram negociados 116.071 contratos ou 11.607.100 sacas de café, o que correspondeu a cerca de 43% do volume total de contratos futuros agropecuários negociados naquele ano. Em 1997, foram negociados 114.521 contratos ou 11.452.100 sacas de café, correspondendo a 41% do volume total de contratos agropecuários negociados (Quadro 1).

No ano de 1998, foram negociados 198.547 contratos de café, que corresponderam a 19.854.700 sacas, enquanto em 1999, foram negociados 293.640 contratos, que corresponderam a 62% do total de contratos futuros agropecuários negociados no período, aproximadamente.

Os principais *hedgers* do mercado futuro de café são os cafeicultores, cooperativas de café, torrefadores, exportadores, comerciantes, maquinistas e processadores de café que negociam a futuro, visando preestabelecer um preço que lhes seja satisfatório.

O contrato futuro de café da BM&F permite que se negocie o produto para março, maio, julho, setembro e dezembro de cada ano. Esses meses de vencimento são os mesmos do contrato futuro de café de Nova Iorque, para permitir arbitragens, que são operações que envolvem a compra do café numa

bolsa de um país e a venda em outra, aproveitando as distorções de preços entre as bolsas envolvidas. Os vencimentos são definidos em função dos principais meses de safra e entressafra do produto e, normalmente, não são estabelecidos todos os meses do ano, para que haja concentração de liquidez e tempo para programar as entregas.

A principal bolsa internacional que negocia contratos futuros de café, principalmente o café arábica lavado, é a *Coffee, Sugar & Cocoa Exchange* (CSCE), situada em Nova York, sendo que na *London Futures and Options Exchange* (FOX) também se negocia grande volume de contratos de café robusta.

2.2. Boi gordo

O Brasil possui o segundo maior rebanho de gado bovino do mundo, com cerca de 151,2 milhões de cabeças, o que corresponde, aproximadamente, a 15% do rebanho mundial, atrás da Índia, com 274 milhões de cabeças. O Brasil produz cerca de 6 milhões de toneladas de carne bovina por ano. As exportações de carne bovina do País variaram de 6% a 15% da produção, nos últimos anos (ANUALPEC, 1999).

O Brasil representa, também, um dos maiores mercados consumidores de carne bovina do mundo, com cerca de 37,3 quilos por habitante ao ano, enquanto na Argentina o consumo é de 62,6 quilos; nos Estados Unidos, de 45,1 quilos; e no Japão, 11,8 quilos, embora os japoneses consumam muita carne de peixe. Atualmente, uma parcela superior a 90% da produção brasileira de carne bovina é destinada ao consumo interno.

O preço do boi gordo é muito volátil, visto que, no período de safra e entressafra, o preço oscila às vezes em até 100%, o mesmo ocorrendo de um ano para o outro.

Existem dois ciclos da produção pecuária no País; o primeiro é decorrente da safra e o segundo relacionado com estoques de fêmeas. O período de safra ocorre no primeiro semestre do ano, quando as pastagens são mais abundantes em razão das chuvas, provocando a ampliação da oferta a preços

mais baixos, enquanto o ciclo relacionado com estoques de fêmeas tem duração de, aproximadamente, quatro a cinco anos. Quando se aumenta o número de fêmeas, aumenta-se em seguida, o de bezerros, e os preços desses caem, reduzindo a rentabilidade da atividade de cria. Para amenizar essa situação, vendem-se mais fêmeas para o abate e o preço cai ainda mais. Contudo, com o abate de fêmeas, diminui a produção de bezerros, o que faz com que seu preço tenda a aumentar, acarretando uma inversão neste ciclo de preços baixos e, conseqüentemente, fazendo com que todo este ciclo tenda a se repetir (BM&F, s.d.).

Contudo, os ciclos de preços do boi gordo nunca são lineares, nem absolutamente previsíveis, uma vez que as políticas econômicas podem atenuá-los ou agravá-los.

A volatilidade dos preços do boi gordo, aliada ao fato de haver milhares de pecuaristas no País, de ser um segmento que não depende do governo para se financiar e de ser um produto altamente popular na dieta do brasileiro, com um dos maiores pesos no PIB, torna esse produto extremamente necessário e importante para ser objeto de proteção em Bolsa no Brasil.

A negociação de boi gordo em mercados futuros no Brasil ocorre desde 1980, época em que os contratos eram operados pela BMSP, hoje fundida à BM&F. Nesse ano, foram negociados cerca de 4.705 contratos, equivalentes a 94.100 bois. O maior volume negociado foi em 1985, quando atingiu 230.142 contratos, equivalentes a 4,6 milhões de cabeças.

Em 1986, quando entrou em vigência o Plano Cruzado, as operações com contratos futuros de boi gordo foram encerradas pelo Banco Central, que determinou a sua liquidação compulsória na BMSP, sendo que, nos anos seguintes, tentou-se reativar o mercado, que só voltou a operar em 1991 (ROCHELLE, 1997).

No ano de 1996, foram transacionados 117.395 contratos futuros da *commodity* boi gordo, que corresponderam a cerca de 44% do volume total de contratos negociados. Em 1997, foram negociados 109.261 contratos, equivalentes a 2 milhões de cabeças ou 38% do volume total de contratos de

commodities agropecuárias negociadas no ano. Durante o ano de 1998, foram negociados 88.054 contratos, equivalentes a, aproximadamente, 23% do volume total de contratos agropecuários negociados e, em 1999, foram negociados 120.254 contratos, no período de janeiro a novembro (Quadro 1). A unidade de negociação dos contratos futuros de boi gordo refere-se a 330 arrobas líquidas.

Com exceção das demais *commodities* agropecuárias, o contrato futuro de boi gordo pode ser negociado todos os meses do ano, com vencimento no último dia útil do mês. Apesar de se argumentar que contratos com número muito grande de vencimentos prejudicam a liquidez do mercado, no caso do boi gordo, este problema não se verifica, visto que, juntamente com o café, ambos os mercados detêm mais de 80% do volume total de agrícolas negociados a futuro, na BM&F.

2.3. Algodão

O Brasil foi um grande exportador de algodão na década de 70. Contudo, em virtude da crise do setor e da influência negativa do governo, que pretendia beneficiar a indústria têxtil facilitando a importação do produto, o Brasil passou a se colocar entre os três maiores importadores de algodão do mundo (MARTITS, 1998).

O maior produtor mundial de algodão é a China, com 4,507 milhões de toneladas (safra 98/99), seguida pelos Estados Unidos, com 3,030 milhões de toneladas, e pela Índia, com 2,787 milhões de toneladas (AGRIANUAL, 2000).

O volume de algodão negociado internacionalmente é estimado em torno de 6 milhões de toneladas. Os Estados Unidos são os maiores exportadores (914 mil toneladas), seguidos pelo Uzbequistão (827 mil toneladas) e pelas ex-colônias francesas na África (República dos Camarões, República da África Central, Costa do Marfim, Mali, Nigéria, Senegal e Togo).

Quanto às importações, a Indonésia é a maior importadora (457 mil toneladas), seguida pela Coreia do Sul (321 mil toneladas), Itália (321 mil

toneladas), México (316 mil toneladas), Taiwan (305 mil toneladas), Brasil (294 mil toneladas) e Japão (272 mil toneladas) (AGRIANUAL, 2000).

No Brasil, a produção interna de algodão não é suficiente para atender à demanda (estimada em 900 mil toneladas de algodão em pluma), sendo necessário importar grandes quantidades do produto.

Os principais Estados produtores de algodão no Brasil são São Paulo, Paraná, Bahia, Goiás, Minas Gerais, Ceará e Mato Grosso.

Atualmente, a cultura de algodão no Brasil passa por um processo de expansão da produtividade. Os Estados de Goiás e Mato Grosso caracterizam-se como novas regiões produtoras e utilizam um sistema de produção com colheita mecanizada, maiores áreas de produção e novas variedades de algodão, diferente das regiões produtoras tradicionais, como São Paulo e Paraná, cuja produção se baseia em pequenas propriedades.

Segundo SCHOUCHANA (1997c), no Brasil, uma das principais razões para se ter um mercado futuro de algodão, é que o *hedge* feito no exterior, especialmente na Bolsa de Nova Iorque, não é eficaz, porque os preços internos e externos não se movimentam na mesma direção. A safra brasileira coincide com a entressafra norte-americana, e quando o preço cai aqui, lá pode estar subindo. Portanto, se um produtor ou comprador fizer o *hedge* nos Estados Unidos, poderão perder nos dois mercados.

A cadeia do algodão precisa desse instrumento de *hedge* de preço, desde a produção até a indústria, dado que, com a estabilidade econômica e com grande concorrência interna e externa, a compra e a venda bem administradas, por meio do mercado futuro, poderão ser fundamentais para competir nesse mercado.

O contrato futuro de algodão foi muito importante na época da BMSP. Na BM&F, ele foi retomado em novembro de 1996. Os vencimentos ocorrem em março, maio, julho, outubro e dezembro. Os principais *hedgers* do produto são produtores, armazenadores, indústria têxtil (engloba as indústrias de beneficiamento de fibras naturais, produção de fios e fabricação de tecidos), indústrias de confecções e cooperativas.

No período de 22 de novembro a dezembro do ano de 1996, foram negociados 2.339 contratos futuros de algodão. Nos anos de 1997 e 1998, foram negociados, respectivamente, 13.689 e 15977 contratos, participando com, aproximadamente, 5% do volume total de contratos futuros agropecuários negociados. Em 1999, negociaram-se apenas 5.105 contratos futuros de algodão (Quadro 1).

Mundialmente, os contratos futuros de algodão são negociados principalmente na *New York Cotton Exchange* (NYCE), na *Tokio Commodity Exchange* e na *Nagoya Textile Exchange*.

2.4. Açúcar

O Brasil é, atualmente, o maior produtor mundial de açúcar, com 18,3 milhões de toneladas (safra 98/99), participando com cerca de 14% da produção mundial, seguido pela Índia, que produz em torno de 16,8 milhões de toneladas. O consumo brasileiro está em torno de 9,1 milhões de toneladas ao ano, abaixo do consumo da Índia, que é em torno de 17,2 milhões. Já nos Estados Unidos e na China, o consumo de açúcar é semelhante ao do Brasil, girando em torno de 9 milhões de toneladas ao ano.

O Brasil participa com, aproximadamente, 8,6 milhões de toneladas, representando 24,6 % do volume mundial das exportações. Outros importantes exportadores de açúcar são a Austrália, com 3,7 milhões de toneladas, a Tailândia, com 3,2 milhões de toneladas, e Cuba, com 2,6 milhões de toneladas (AGRIANUAL, 2000).

É importante ressaltar que boa parte dos países, tais como França, Alemanha, Estados Unidos, Japão e China, adota políticas de subsídios e protecionismo na produção de açúcar, e apenas 20% do total exportado de açúcar no mercado mundial se dá de forma livre. Visto que apenas pequena parcela do açúcar é transacionado livremente, pequena alteração na produção total pode representar expressivo aumento na oferta do produto no mercado internacional, o

que justifica, em parte, a alta volatilidade histórica dos preços no mercado mundial (MARTITS, 1998).

No Brasil, o governo controla o preço interno do açúcar por meio do tabelamento da cana-de-açúcar e do álcool hidratado. Até meados da década de 90, o governo brasileiro também limitava o volume de açúcar a ser exportado via sistema de cotas, mas, atualmente, a exportação de açúcar está liberada. O preço do álcool, por sua vez, é determinado indiretamente pelo preço do petróleo.

Dentro do País, a maior parcela da produção está localizada no Estado de São Paulo, seguido de Alagoas e Pernambuco. Há duas safras do produto; uma de maio a novembro, na região Centro-Sul, e outra de setembro a março, na região Nordeste.

A BM&F lançou, em 29 de setembro de 1995, o contrato futuro de açúcar cristal. Foi a primeira vez que se negociou um contrato futuro de açúcar no Brasil, já que, até 1990, seu preço era controlado pelo governo. No caso do mercado futuro de açúcar da BM&F, há contratos com vencimento em março, maio, agosto, outubro e dezembro, sendo cada um referente a 270 sacas de 50 kg.

Os principais *hedgers* de açúcar no País são usinas de açúcar, refinarias, atacadistas, consumidores industriais (sobretudo as indústrias de cerveja, refrigerantes e alimentos), cooperativas e associações de exportadores.

Em 1996, foram negociados 6.212 contratos de açúcar, equivalentes a apenas 2% do total de contratos agropecuários negociados no período. No ano de 1997, o número de contratos futuros negociados de açúcar representou 3% do volume total de contratos futuros negociados nos mercados agrícolas, com apenas 8.330 contratos negociados. Em 1998, esta participação aumentou para 7,8%, com 30.080 contratos negociados, e, no ano de 1999, foram negociados 33.406 contratos (Quadro 1).

É importante salientar também que muitos dos grandes produtores nacionais de açúcar preferem negociá-la em Nova Iorque, arcando com os custos de transporte, dada a maior liquidez deste mercado, do que negociar o produto no País e, assim, ver o seu preço despencar internamente.

Segundo MARTITS (1998), o açúcar tem como principais referências de preços internacionais o contrato de açúcar cru, da *Coffee, Sugar & Cocoa Exchange*, nos Estados Unidos; o contrato de açúcar refinado, da *London Futures and Options Exchange* (FOX); e os contratos de açúcar cru, da *Tokyo Sugar Exchange* e da *Osaka Sugar Exchange*.

2.5. Soja

Cultivada em todo o mundo, a soja responde hoje por, aproximadamente, 50% da colheita mundial de oleaginosas. Sua alta resistência e seu alto valor nutricional contribuíram, sensivelmente, para sua difusão.

No Brasil, a expansão da cultura ocorreu, principalmente, no início da década de 70, em razão de uma alta nos preços do produto neste período, que pode ser atribuída à suspensão das exportações do produto, em 1973, por parte dos Estados Unidos, do interesse do governo pela diversificação da pauta de exportações do país e do interesse de alguns produtores, que viam na soja uma cultura alternativa às culturas de cana-de-açúcar e café, e de industriais que vislumbravam grandes oportunidades com a cultura.

Atualmente, a soja é a segunda maior lavoura brasileira, perdendo apenas para o milho, razão por que é o maior setor exportador nacional, com cerca de 10% do volume financeiro de todas as exportações do País.

A produção nacional está em torno de 31 milhões de toneladas ao ano, sendo o Brasil o segundo maior produtor mundial, depois dos Estados Unidos, que produzem em torno de 75 milhões de toneladas ao ano. As exportações brasileiras de soja estão em torno de 9,4 milhões de toneladas, sendo mais de 22 milhões de toneladas destinadas ao consumo interno (AGRIANUAL, 2000).

No País, a colheita da soja é realizada entre os meses de fevereiro e junho, e cerca de 40 a 45% da produção é comprada no mês de abril, quando normalmente se dá o auge da colheita.

Na entressafra brasileira, que se estende de julho a janeiro, os preços tendem a permanecer mais elevados, apesar de a demanda de grãos de soja por parte das indústrias reduzir-se consideravelmente nesse período.

É interessante ressaltar que a safra brasileira coincide com a entressafra nos Estados Unidos e vice-versa, ou seja, a entressafra brasileira coincide com a safra americana. Segundo SILVA (1998), a importância disso reside no fato de que, com relação à influência do cenário internacional, no período de entressafra americana o predomínio dos preços internacionais sobre o produtor nacional é bem mais notável, uma vez que este ambiciona obter, internamente, os mesmos preços vigentes no exterior. Já no período da entressafra brasileira, concomitantemente com a safra americana, os preços internos são afetados mais ainda pelos fatores internos, dado que se inicia a concorrência com o mercado externo e os compradores começam a comprar no mercado americano. A partir do momento em que a soja americana entra no mercado, praticamente muito pouco é exportado pelo Brasil, e o preço tende a ser formado internamente.

Na BM&F, o contrato futuro cambial de soja começou a ser negociado em outubro de 1995. Anteriormente, o contrato de soja já havia sido negociado na BMSP. Contudo, não obteve a liquidez necessária, deixando de ser transacionado. Com vistas em solucionar este problema de falta de liquidez dos contratos, a BM&F incluiu novas modalidades de liquidação dos contratos, objetivando atrair maior número de participantes nesse mercado. Nesse sentido, incluiu-se a liquidação financeira realizada por um indicador de preços a vista, coletados diariamente pela Fundação Instituto de Pesquisas da USP (FIPE), mediante convênio com a BM&F. Esse mecanismo permite a liquidação dos contratos no último dia do vencimento, sem a obrigatoriedade da entrega ou do recebimento do produto, já que o objetivo da Bolsa de Futuros é servir de instrumento para fixação de preços e não um local de entrega de produtos. Podem-se negociar contratos para fevereiro, março, maio, julho, setembro e novembro, sendo cada contrato equivalente a 27 toneladas métricas.

Os principais *hedgers* de comercialização da soja são produtores, cooperativas, cerealistas, indústrias de farelo e óleo de soja, importadores e

exportadores de soja, bem como fornecedores de insumos e equipamentos agrícolas ligados ao mercado de soja.

Segundo SILVA (1998), o percentual da soja comercializada em mercado futuro é, sem dúvida, um montante muito pequeno, quando comparado com o dos Estados Unidos, em que o volume negociado na Bolsa de Chicago é equivalente a um giro de US\$ 500 bilhões por ano e representa um dos maiores contratos agrícolas do mundo, bem como pelo fato de tratar-se de uma das principais *commodities* que compõem a pauta de exportações do país.

SILVA (1998) enfatizou que um dos maiores problemas de comercialização da soja refere-se ao elevado custo de produção no País, visto que este representa um fator preponderante para o produtor estimar sua margem de ganho e operar no mercado futuro. Quando comparado com os demais países do Mercosul, verifica-se o quanto é elevado o custo total de produção da soja no Brasil, sendo este acima de US\$ 200,00 a tonelada. A Argentina apresenta um custo de produção em torno de US\$ 140,00 a US\$ 160,00 por tonelada. O Uruguai apresenta um custo de US\$ 170,00, e o Paraguai, de US\$ 160,00, por tonelada. Segundo esse autor, dentre os componentes do custo de produção, o custo variável tem grande interferência neste fato, em razão, sobretudo, do grande gasto com fertilizantes. Outro problema é a deficiente estrutura de transporte brasileira, que contribui para aumentar, sensivelmente, o custo de comercialização.

Nos anos de 1996 e 1997, foram negociados, respectivamente, 20.274 e 16.082 contratos futuros de soja, enquanto nos anos de 1998 e 1999 houve retração do mercado futuro de soja, com, respectivamente, 13.489 e 13.332 contratos negociados (Quadro 1).

A principal bolsa mundial de negociação de soja é a *Chicago Board of Trade* (CBOT), que negocia contratos futuros e de opções de soja em grão, farelo e óleo de soja. A CBOT é a bolsa mais utilizada para transações no mercado futuro pelos exportadores brasileiros, constituindo-se, ainda, na principal referência mundial para o preço da soja, tanto para países exportadores como

para países importadores. Na *Tokyo Grain Exchange* também são negociados contratos futuros de soja com grande liquidez.

2.6. Milho

O Brasil é o terceiro maior produtor de milho, contribuindo com cerca de 32,5 milhões de toneladas na safra 98/99, após os Estados Unidos, que produziram em torno de 247,9 milhões de toneladas, seguidos pela China, com uma produção em torno de 124,9 milhões de toneladas (AGRIANUAL, 2000).

A produção nacional não é suficiente para abastecer as necessidades de consumo, que está em torno de 34 milhões de toneladas. O consumo de milho, no Brasil, é largamente difundido, seja na alimentação humana, seja na animal. Esse grande consumo é devido ao seu alto conteúdo de amido, de proteínas, de óleos e de vitaminas, dentre outros nutrientes.

No Brasil, a industrialização do milho ampliou-se nos anos recentes, existindo indústrias de derivados com produção diferenciadas, em função do tipo de produtos que elaboram. O seu aproveitamento industrial envolve praticamente todas as partes do cereal, com possibilidade de elaboração de diferentes produtos para a indústria alimentícia, como também para a indústria farmacêutica, de cosméticos, química e mecânica.

No que tange a cadeia produtiva do milho, verifica-se que ela é, na verdade, um conjunto de pequenas cadeias que se complementam. Algumas dessas complementariedades são em série, já que o produto, em uma cadeia, passa a ser insumo, em outra. No caso do milho, isto se verifica quando o produto é utilizado como alimento para animais, ou em paralelo, quando características de posse de meios de produção ou necessidades/objetivos dos agricultores definem um conjunto de passos que formam sistemas isolados de produção/transformação/consumo.

As agroindústrias do milho contribuem, consideravelmente, na geração na renda brasileira, visto que geram, também, milhares de empregos, que, por sua vez, possuem enorme efeito propagação por toda a economia, incentivando

outros ramos de atividades. Podem-se citar, como exemplo, os salários pagos pelos setor e sua utilização no consumo de bens produzidos por outros ramos de atividades, gerando recursos para estes.

Além da grande diversidade de utilizações, o milho possui grande capacidade produtiva, grande resistência orgânica, e pode ser produzido em diversos pacotes tecnológicos e por qualquer nível de produtor.

No caso brasileiro, o consumo de milho para a produção animal absorve a maior parcela do milho disponível no País, visto que cerca de 50,7% do milho disponível é utilizado na alimentação de animais. O crescimento da avicultura e das demais atividades pecuárias vem implicando a necessidade de maior produção, com vistas em atender a essas atividades, a menor custo.

No Brasil, a produção de milho concentra-se, principalmente, nos Estados do Paraná, Rio Grande do Sul, Minas Gerais, São Paulo, Santa Catarina e Goiás. Contudo, é comum a ocorrência de diferenças acentuadas nos preços do milho nas diversas regiões produtoras do País, em decorrência do custo de transporte, da oferta e da demanda regionais.

O preço interno do milho é afetado por diversos fatores, internos e externos, como os estoques da Conab, a escassez e precariedade nos serviços de secagem e armazenamento, a necessidade de o produtor fazer caixa para pagamento de seus compromissos, variação na demanda interna, e as safras argentina e americana (MARTITS, 1998).

Assim como no caso da cultura da soja, a colheita de milho no Brasil ocorre entre os meses de março e abril, durante a entressafra nos Estados Unidos. A safra americana, por sua vez, ocorre em meados do segundo semestre. Logo, o preço do produto nos Estados Unidos tende a cair no segundo semestre, quando o preço no Brasil está mais elevado. Contudo, a baixa produtividade brasileira do milho faz com que o preço interno se mantenha sensivelmente acima do preço do milho norte-americano, a maior parte do ano.

Além da safra do início do ano, o milho também é colhido no Brasil no período de inverno, nos meses de julho e agosto, período conhecido como “safrinha”.

O contrato futuro de milho já foi negociado na BMSP e, em novembro de 1996, foi iniciado um novo contrato de milho com liquidação por indicador de preço. Há opções de contratos com vencimento em janeiro, março, maio, julho, setembro e novembro, sendo cada contrato referente a 27 toneladas métricas.

No período de 29 de novembro a dezembro de 1996, foram negociados 3.696 contratos futuros da *commodity* milho; em 1997, 18.907 contratos futuros de milho, representando apenas 6,6% do volume total de contratos futuros agrícolas negociados; em 1998, a participação do produto nos mercados futuros agrícolas reduziu-se para 15.949 contratos negociados, ou 4% do volume total de agrícolas negociados; e, em 1999, esta participação caiu ainda mais, com apenas 10.429 contratos negociados (Quadro 1).

A principal bolsa internacional de contratos futuros e de opções de milho é a *Chicago Board of Trade*, apesar de bolsas japonesas *Kanmon Commodity Exchange* e a *Tokio Grain Exchange* também negociarem expressivos volumes de contratos de milho.

3. METODOLOGIA

3.1. Modelo teórico

3.1.1. Atitudes para com o risco

Nas discussões referentes aos mercados futuros utilizam-se, a todo momento, os termos risco e incerteza. Torna-se pertinente, portanto, uma definição clara desses termos, uma vez que a literatura apresenta diversas definições controvertidas a respeito. A definição clássica, apresentada por KNIGHT (1921), associa o conceito de risco a probabilidades objetivas, ou seja, utiliza fórmulas matemáticas e estatísticas para estabelecer um limite de freqüências relativas a serem utilizadas nesse cálculo. Nesse contexto, a incerteza é definida por situações em que os indivíduos seriam totalmente ignorantes das probabilidades da ocorrência dos eventos.

Contudo, neste trabalho, optou-se por utilizar a definição estabelecida por CRUZ (1984). Segundo esse autor, uma situação em que o agricultor ou pesquisador tem uma idéia subjetiva⁵ da probabilidade de ocorrência de determinado evento já caracteriza uma situação de risco, uma vez que, para o

⁵ Vários autores, dentre eles MAS-COLLEL et al. (1995:205-207), também discutiram essa questão, ao apresentarem a Teoria da Probabilidade Subjetiva.

setor agrícola, é muito difícil esse tratamento assintótico das probabilidades, em razão, principalmente, da dificuldade de obtenção dos dados, bem como de quantificação de todas as variáveis envolvidas.

Quanto ao conceito de incerteza, esse autor argumentou que uma situação em que os agentes do mercado são totalmente ignorantes não é aplicável na prática, uma vez que os indivíduos têm idéia subjetiva da probabilidade de ocorrência de determinado evento. Portanto, os termos risco e incerteza são utilizados aqui de forma indistinta.

CRUZ (1984) enfatizou que, para o agricultor, o que melhor caracteriza o risco é o desvio entre aquilo que ele espera ganhar em relação ao que ele teme ganhar ou perder. Com base nessa concepção, quase todas as atividades econômicas incorrem em algum tipo de risco, visto que estão sujeitas a fatores que podem proporcionar variabilidade nos resultados esperados.

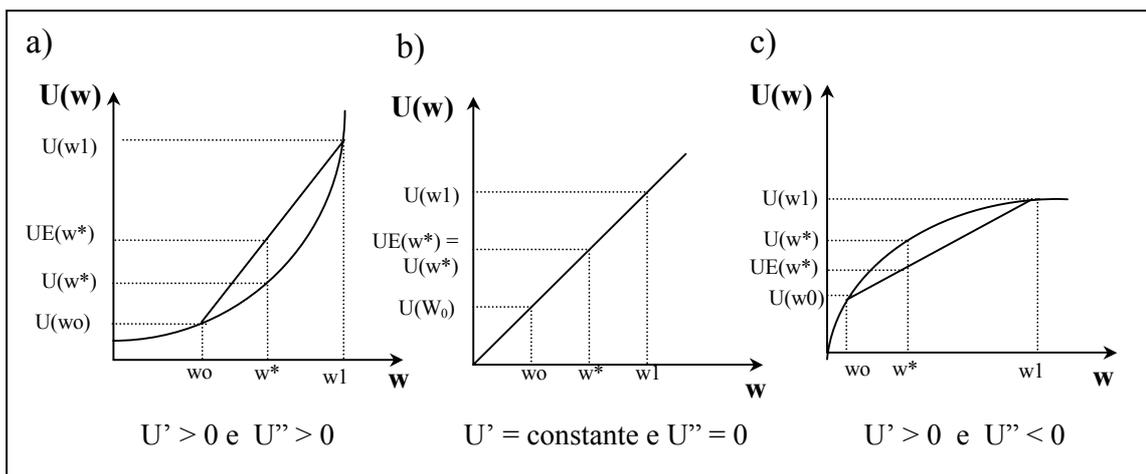
Os riscos podem ocorrer de duas formas - riscos de preços ou riscos de rendimentos. Os primeiros surgem principalmente em razão do intervalo que existe entre o momento em que os produtores, processadores e demais agentes econômicos tomam decisões de produção e o momento em que eles obtêm o produto, visto que, no momento de realização da produção, no caso dos produtores, o preço pode diferir do esperado. Já os riscos de rendimento surgem principalmente em razão das variações nas condições climáticas, bem como da incidência de pragas e doenças.

Segundo VARIAN (1994), as instituições financeiras, tais como as bolsas de futuros, fornecem aos produtores e consumidores das diversas *commodities* e dos ativos financeiros formas de diversificar e distribuir seus riscos.

EATON e EATON (1999) enfatizaram que a determinação das decisões sob incerteza pode ser feita por meio de funções de utilidades esperadas, também chamadas de funções de utilidade, de Von Neumann-Morgenstern⁶.

⁶ As funções de utilidade, de Von Neumann-Morgenstern, dizem que a utilidade pode ser escrita como uma soma ponderada de utilidades associadas a níveis diferenciados de riqueza.

A curvatura da função de utilidade, ou seja, o modo como a inclinação da função muda à medida que a riqueza aumenta, descreve as atitudes dos agentes econômicos perante o risco. Se ela é convexa, Figura 2(a), ou seja, à medida que a riqueza aumenta, a inclinação da função de utilidade (utilidade marginal da riqueza) aumenta, o consumidor é propenso ao risco; se ela é linear, Figura 2(b), ou seja, à medida que a riqueza cresce, a utilidade aumenta a uma razão constante, ele é neutro ao risco; e se ela é côncava, Figura 2(c), ou seja, se a utilidade marginal diminui à medida que a riqueza aumenta, o consumidor é avesso ao risco.



Fonte: VARIAN (1994).

Figura 2 - Atitude dos agentes econômicos em face ao risco.

A reta que liga a combinação $[U(W_0), W_0]$ a $[U(W_1), W_1]$ é chamada combinação convexa; o eixo das ordenadas representa os níveis de riqueza (W) e o das abscissas refere-se às funções de utilidades (U), sendo W^* o valor esperado da aplicação; $UE(W^*)$, a utilidade esperada da aplicação de W^* ; e $U(W^*)$, o valor da utilidade esperada da aposta.

Os indivíduos propensos ao risco, Figura 2(a), são aqueles que, entre duas aplicações que têm o mesmo rendimento médio esperado, preferem a mais arriscada. Para esses indivíduos, a utilidade esperada da aplicação é maior que a utilidade do valor esperado da aposta, ou seja, $UE(W^*) > U(w^*)$, em que $UE(W^*) = pU(W_0) + (1-p)U(W_1)$ e $U(W^*) = pW_0 + (1-p)W_1$.

Já os indivíduos neutros ao risco, Figura 2(b), são aqueles que consideram indiferentes duas aplicações de mesmo rendimento médio esperado. A utilidade esperada de uma aplicação é exatamente igual à utilidade do seu valor esperado, ou seja, $U(W^*) = UE(W^*)$.

Os indivíduos avessos ao risco são aqueles que, entre duas aplicações de mesmo rendimento médio esperado, preferem a menos arriscada. Para esses indivíduos, Figura 2(c), a utilidade do valor esperado da aplicação é maior que a utilidade esperada da aplicação, ou seja, $U(W^*) > UE(W^*)$.

É importante salientar que o comércio futuro se dá, sobretudo, em razão das diferentes funções de preferências para com o risco por parte dos agentes que atuam nesses mercados. De modo geral, percebe-se que, nos mercados futuros, os *hedgers* são considerados mais avessos ao riscos, enquanto os especuladores são menos avessos ao risco, visto que assumem os riscos indesejados pelos primeiros, possibilitando, assim, a existência de negociação futura.

3.1.2. O modelo de Grossman

Neste trabalho, o modelo teórico para análise da relação preço-volume das *commodities* agrícolas, negociadas em mercados futuros, baseou-se no modelo de GROSSMAN (1977), também adotado por CORNELL (1981), que analisou essa relação para algumas *commodities* comercializadas em bolsas americanas.

O modelo de GROSSMAN (1977) é aplicado a um produto que pode ser comercializado tanto em mercados futuros quanto em mercados a vista. Esse modelo adota as seguintes pressuposições:

a) O tempo é dividido em dois períodos, o período presente e o futuro;

- b) Há dois grupos de investidores nos mercados futuros - aqueles que têm acesso a maior número de informações, chamados de investidores “informados”, e aqueles que têm acesso mais restrito às informações, chamados de “menos informados”;
- c) Todos os investidores têm uma função de utilidade, da seguinte forma: $U(w) = e^{-kw}$. Para os informados, $k = a$; para os “menos informados”, $k = b$. A constante a é um subconjunto de um conjunto de informações específicas Z ; a constante b é um subconjunto de uma série de informações a que todos os agentes têm acesso; e w é o retorno esperado das aplicações;
- d) O total produzido da *commodity* Q é aleatória e nenhum dos agentes dos mercados toma decisões de produção. Eles escolhem apenas a composição do *portfólio* para carregar até o período 2 (futuro) e o número de contratos futuros para comprarem. A demanda da *commodity*, no período 2, é aleatória; e
- e) O conjunto de informações Z é composto da constante a e de variáveis aleatórias \tilde{n} e θ , em que \tilde{n} é correlacionada com Q , e θ é correlacionado com a demanda da *commodity*, no período 2.

Definem-se as seguintes variáveis e parâmetros: P_f = preço futuro; P_1 = preço a vista, no período 1; P_2 = preço a vista, no período 2; Z = conjunto de informações sobre as variáveis exógenas, que apenas os investidores informados têm acesso e que afetam P_2 ; X_a = posições futuras tomadas por investidores informados; I = composição ótima do *portfólio* conduzido até o período 2; E = valor esperado para as aplicações; e Var = variância das aplicações.

Com base nessas pressuposições, GROSSMAN (1977) derivou a seguinte expressão para o volume de negócios futuros:

$$E[(X_a)^2/P_1, P_f] = k_1 \text{Var} [E(P_2/Z)/P_1, P_f] + k_2 E(I)^2, \quad (1)$$

em que $k_1 = [\text{Var}(P_2/Z) (a + b)]^2$; e $k_2 = [(a - b/a + b) \text{Var}(P_2/Z)]$.

No modelo $(X_a)^2$ é utilizado como medida do volume, visto que X_a pode mudar de sinal com base nas informações obtidas pelos investidores e nas suas

expectativas no curto e no longo prazo, pois o volume negociado pode aumentar ou reduzir ao longo das observações.

A equação (1) mostra duas razões para se utilizarem os mercados futuros. Se todas as informações contidas em Z estiverem incorporadas nas observações de preços P_1 e P_f , então $\text{Var} [E(P_2/Z)/P_1, P_f] = 0$ e o comércio futuro será atribuído às diferentes funções de preferência para com o risco. Se $a = b$, informações diferenciais serão a causa de comércio futuro, ou seja, somente novas informações não antecipadas provocarão alterações nos preços futuros.

GROSSMAN (1977) adotou a variância dos preços futuros como *proxy* do nível de incerteza da economia. Nesse sentido, a equação (1) também mostra que o aumento da incerteza, medida por $\text{Var} [E(P_2/Z)/P_1, P_f]$, aumenta o volume de comércio e o desejo de transferir o risco. Portanto, quanto maior o nível de incerteza da economia, ou seja, quanto maior a variância dos preços futuros, maior o volume de contratos futuros negociados.

Segundo GROSSMAN (1977), o aumento da incerteza, que pode ser mensurada via volatilidade de preços futuros, contribui para aumentar o volume de contratos futuros comercializados, visto que introduz duas razões para o comércio futuro. Na medida em que os agentes possuem diferentes funções de utilidade em face ao risco, o aumento da incerteza aumenta o desejo de transferir risco dos indivíduos com alta aversão ao risco, como os *hedgers*, para os indivíduos com aversão mais baixa ao risco, como os especuladores, contribuindo, assim, para aumentar o volume negociado nas bolsas de futuros. Esse autor ressaltou ainda que, segundo CORNELL (1981), o aumento da incerteza, que pode ser mensurada via volatilidade de preços futuros, contribui para aumentar o volume de contratos futuros comercializados, visto que introduz duas razões para o comércio futuro. Tendo em vista que os agentes possuem diferentes funções de utilidade diante do risco, o aumento da incerteza aumenta o desejo de transferir risco dos indivíduos com alta aversão ao risco, como os *hedgers*, para os indivíduos com baixa aversão ao risco, como os especuladores, contribuindo, assim, para aumentar o volume negociado nas bolsas de futuros.

CORNELL (1981) enfatizou também que, em face à incerteza, as diferentes informações, adquiridas entre os agentes, contribuem para aumentar a procura por esses mercados. GROSSMAN (1977) ressaltou ainda que, já que o preço de mercado não agrega todas as informações perfeitamente, diferentes opiniões comandam o comércio futuro.

3.1.3. Outras considerações teóricas relevantes

Na literatura dos mercados futuros, reconhece-se que a realização de negócios é induzida pela chegada de novas informações e posteriores revisões de expectativas pelos investidores. Por essa razão, considera-se que o volume reflete informações sobre mudanças e acordos, nas expectativas dos investidores.

A relação entre volume de contratos negociados e variação absoluta dos preços é compreendida na literatura dos mercados futuros, por revelar particularidades a respeito do processo de difusão e processamento das informações nesses mercados. Esta relação entre as mudanças absolutas nos preços e o volume negociado é interpretada de diferentes formas, conforme as hipóteses teóricas consideradas.

Segundo KOCAGIL e SHACHMUROVE (1998), FOSTER (1995) e KARPOFF (1987), duas hipóteses competitivas explicam o processo de chegada de informações nos mercados futuros: simultânea e em seqüência⁷.

A hipótese da chegada simultânea das informações (CSI) é sintetizada, principalmente, nos trabalhos de Clark (1973) e Tauchen e Pitts (1983), citados por KOCAGIL e SHACHMUROVE (1998) e EPPS e EPPS (1976). Segundo a hipótese CSI, partindo-se de uma posição inicial de equilíbrio, uma mudança na demanda induzirá uma alteração nos níveis dos preços. Enquanto o processo de ajuste ocorre, as transações são executadas em resposta às mudanças nas condições de demanda, até que o equilíbrio seja estabelecido em um novo nível

⁷ Essas hipóteses são conhecidas, respectivamente, como *mixture of distributions hypothesis* e *sequential information arrival hypothesis*.

de preço. Portanto, preço e volume mudam simultaneamente, quando novas e inesperadas informações chegam ao mercado.

As argumentações da CSI sugerem a existência de um impacto contemporâneo nas variáveis, não havendo informações, nas observações passadas, sobre variações absolutas nos preços que já não estejam contidas nos volumes passados. A CSI sugere apenas uma relação contemporânea positiva (correlação positiva) entre volume e variação absoluta dos preços.

A hipótese da chegada de informações em seqüência (CIS) foi analisada nos trabalhos de Copeland (1976) e Jennings et al. (1981), citados por KOCAGIL e SHACHMUROVE (1998) e KARPOFF (1987). Segundo essa concepção, a informação é difundida para um único negociante de cada vez, e as negociações ocorrem após cada chegada de novas informações. Nesse caso, há equilíbrios intermediários antes do equilíbrio final, admitindo-se que valores passados da variação absoluta dos preços forneçam informações que podem melhorar as previsões de volume, quando comparadas às previsões baseadas apenas em comportamentos passados do volume. O mesmo é válido para a relação inversa, ou seja, de volume para a variação absoluta de preços. Essa hipótese envolve, portanto, uma variação causal positiva em ambas as direções.

Segundo Wang (1994), citado por KOCAGIL e SHACHMUROVE (1998), numa estrutura na qual os investidores são heterogêneos em suas oportunidades de investimentos privados e nos seus níveis de informações, à medida que a assimetria de informações aumenta, os investidores menos informados demandam maior desconto no preço, quando compram contratos de investidores informados, visando cobrir o risco de negociar contra informações privadas. Por essa razão, o volume de comercialização é sempre positivamente correlacionado com as mudanças absolutas nos preços, correlação que tende a aumentar com a assimetria de informações.

Verifica-se que, embora as hipóteses da CSI e da CIS sustentem uma correlação contemporânea entre variação absoluta de preços e volume, a resposta dinâmica prevista por essas argumentações é diferente.

Conforme enfatizado por KOCAGIL e SHACHMUROVE (1998), FOSTER (1995) e KARPOFF (1987), a análise contemporânea da relação entre volatilidade dos preços, considerando-se seus acréscimos e decréscimos, e volume de contratos negociados revela informações sobre a simetria de custos de comercialização nos mercados futuros, e a análise intertemporal dessa relação permite inferir sobre a eficiência desses mercados.

Segundo KARPOFF (1987), nos mercados futuros, em que, em face ao aumento ou à redução nos preços, os custos de se tomarem posições de curto e de longo prazos são simétricos, ou seja, se a tomada de posições, em diferentes períodos de tempo, não implica custos diferenciais (assimétricos), espera-se encontrar uma correlação nula entre volume e variação dos preços, considerando-se seus acréscimos e decréscimos. Esse autor enfatizou que a ausência de assimetria de custos, para tomada de posições no curto e no longo prazo, leva à simetria de comercialização em mercados de preços oscilantes.

Copeland e Jennings et al. mostraram que o volume resultante, quando um negociante, que não é previamente informado, reage de modo pessimista às novas informações, é menor do que quando o negociante reage com otimismo. Portanto, esses autores concluíram que o volume se expande com o aumento nos preços e declina com preços decrescentes, sustentando, portanto, uma correlação positiva entre volume e variação dos preços.

Conforme Campbell et al. (1993), citados por KOCAGIL e SHACHMUROVE (1998), em se tratando de mercados eficientes, espera-se que não haja nenhuma relação causal significativa estatisticamente entre as variáveis variação dos preços e volume de contratos negociados, sendo esta relação mais provável em se tratando de mercados com menor volume de negócios. Segundo esses autores, nos mercados eficientes, espera-se que alterações nessas variáveis sejam rapidamente absorvidas pelos investidores, não se verificando, portanto, nenhuma causalidade entre elas.

KOCAGIL e SHACHMUROVE (1998) argumentaram que, nos casos em que a análise da causalidade intertemporal entre volume e variação dos preços sugere a existência de causalidade a partir de valores passados de volume para a

variação atual dos preços, pode-se interpretar essa situação como uma evidência da ineficiência informacional do mercado.

Nesse sentido, a eficiência do mercado está relacionada com a impossibilidade de as ações individuais afetarem os preços praticados nos mercados e o número de agentes que atuam nos mercados, uma vez que se espera que, quanto maior o número de participante no mercado, menor a possibilidade de as atitudes isoladas afetarem as cotações.

3.2. Modelo empírico

3.2.1. Estacionariedade de séries temporais

A realização de previsões e modelagens que envolvem séries temporais baseia-se na pressuposição que o processo estocástico, gerador da série de dados, comporta-se de forma estacionária. Logo, na análise de séries temporais, um dos primeiros procedimentos consiste em verificar como a série em estudo se comporta ao longo do tempo.

Uma série de dados é dita estacionária se as características do processo estocástico, gerador da série em questão, não se alterarem ao longo do tempo. Por outro lado, se o processo estocástico não se mantiver inalterado estatisticamente no tempo, a série é dita não-estacionária.

Considera-se que um processo estocástico é estacionário se sua média e sua variância forem constantes ao longo do tempo e se o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da defasagem entre esses períodos, e não do período efetivo em que a covariância é calculada⁸ (GUJARATI, 1995).

Um problema imediato que surge quando se relacionam variáveis que não tenham relação estável de longo prazo num modelo de regressão, supondo-se que essas variáveis sejam estacionárias, quando, de fato, elas não o são, é que

⁸ Na literatura de séries temporais, este conceito refere-se à estacionariedade fraca. Nota-se que uma série pode ser estacionária ao redor de uma tendência determinística.

estatísticas como R^2 , DW e t , de Student, não mantêm suas características tradicionais, gerando regressões “espúrias”.

Um exemplo de regressão espúria é quando, na análise da regressão de duas séries temporais, observa-se um R^2 elevado e um DW baixo, embora não haja relação significativa entre as duas variáveis. Nesse caso, o R^2 alto estimado pode ser resultante da presença de tendência em ambas as séries, e não de forte relacionamento entre estas.

Na prática, são encontradas poucas séries estacionárias. Contudo, elas podem ser diferenciadas uma ou mais vezes, de modo que a série resultante se torne estacionária, ou seja, podem ser transformadas em séries temporais estacionárias, tomando-se diferenças uma ou mais vezes. O número d , de diferenciações necessárias para que essa se torne estacionária, é conhecido como ordem de integração. Se uma série temporal tem que ser diferenciada d vezes para se tornar estacionária, diz-se que ela é integrada, de ordem d ou $I(d)$.

Considera-se que uma série é não-estacionária se sua ordem de integração for maior ou igual a um; se a série for integrada de ordem zero $I(0)$, ela será considerada estacionária no próprio nível e não nas diferenças.

Há diversos procedimentos para verificar a ordem de integração de uma série temporal⁹, e a maioria destes requer o uso de distribuições especiais. Dentre os procedimentos existentes, os de FULLER (1976), complementados pelos de DICKEY e FULLER (1979, 1981), têm sido bastante utilizados.

A estacionariedade da variação dos preços futuros, do valor absoluto da variação dos preços futuros e do volume de contratos negociados para as *commodities* agrícolas foi testada conforme o teste Dickey-Fuller, para análise de *raiz unitária*, bem como confirmadas pelo teste de PHILLIPS (1987) e PHILLIPS e PERRON (1988).

No teste Dickey-Fuller considera-se, inicialmente, o seguinte modelo:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t, \quad (2)$$

⁹ Ver, por exemplo, HAMILTON (1994) e GUJARATI (1995), para uma descrição de alguns destes procedimentos.

em que e_t é um *ruído branco*¹⁰.

A partir daí, testa-se a seguinte hipótese:

$$H_0: \rho = 1,$$

$$H_1: \rho < 1.$$

Se ρ for igual a um ($\rho = 1$), caracteriza um problema de *raiz unitária*, ou seja, uma situação de não-estacionariedade.

Para testar a hipótese nula de que $\rho = 1$, a estatística t calculada é conhecida como estatística τ (*tau*), utilizada nos testes de Dickey-Fuller (DF). Essas tabulações foram ampliadas por MacKinnon, mediante simulações de Monte Carlo, e o programa econométrico *Econometric Views* (EViews), utilizado nas análises deste estudo, apresenta os valores críticos de MacKinnon para o teste de Dickey-Fuller.

O teste Dickey-Fuller (DF) é feito da seguinte forma:

Se $|\tau|_{\text{calculado}} > |\tau|_{\text{crítico}}$: rejeita-se $H_0: \rho = 1 \Rightarrow$ Série é estacionária,

Se $|\tau|_{\text{calculado}} < |\tau|_{\text{crítico}}$: não se rejeita $H_0: \rho = 1 \Rightarrow$ Série é não-estacionária.

Subtraindo-se ambos os lados da equação (2) por Y_{t-1} , pode-se reescrevê-la da seguinte forma alternativa:

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

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

Por razões teóricas e práticas, o teste DF é aplicado a regressões que admitam as seguintes formas:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t, \quad (5)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + e_t, \quad (6)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + e_t, \quad (7)$$

¹⁰ Refere-se ao termo de erro que obedece às pressuposições clássicas de média zero, variância constante e não-autocorrelacionado.

em que t é a variável tempo ou tendência. Em cada caso, a hipótese nula é de que $\delta = 0$, isto é, há uma raiz unitária.

Se o termo de erro é autocorrelacionado, modificam-se as equações, acrescentado-se defasagens da variável dependente para contornar a problemática da autocorrelação serial. Toma-se, por exemplo, a equação (7), da seguinte forma:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \Sigma \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (8)$$

em que $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$, $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$, etc., ou seja, usam-se termos diferenciados defasados. O número de termos diferenciados defasados incluídos no modelo é, muitas vezes, determinado empiricamente, de modo que o termo de erro da equação (8) se torne um *ruído branco*. A hipótese nula é de que $\delta = 0$ ou $\rho = 1$, isto é, há uma raiz unitária em Y (Y é não-estacionário). Quando o teste DF é aplicado em modelos descritos na equação (8), ele é conhecido como teste Dickey-Fuller Aumentado (DFA). No teste DFA têm-se as mesmas distribuições assintóticas do DF, utilizando-se, portanto, os mesmos valores críticos tabulados por Mackinnon.

Vários procedimentos têm sido utilizados na determinação do número de defasagens incluídas em modelos do tipo expresso na equação (8), podendo-se citar os critérios de Akaike (AIC) e de Schwarz (SC), que correspondem a

$$\text{AIC: } T \log(\text{RSS}) + 2K,$$

$$\text{SC: } T \log(\text{RSS}) + K(\log T),$$

em que RSS = soma do quadrado dos resíduos; T = número de observações; e K = número de regressores.

Os valores referentes aos critérios AIC e SC são calculados, rotineiramente, pela maioria dos *softwares* econométricos. Na escolha do número ótimo de defasagens são feitos ajustamentos sucessivos, considerando-se como modelo mais adequado aquele que apresenta o menor valor para os critérios AIC e SC.

Segundo HILL et al. (1999), uma vez que o acréscimo de mais variáveis defasadas reduz a soma do quadrado dos resíduos (RSS), a segunda parte das fórmulas utilizadas no cálculo de cada um dos critérios funciona como uma “função penalidade”, pelo acréscimo de defasagens adicionais, sendo tais critérios úteis para comparar comprimentos de defasagens de modelos alternativos estimados com o mesmo número de observações.

Outro procedimento utilizado para verificar a presença de *raiz unitária* nas séries de dados testadas são as análises propostas por Phillips (1987) e Phillips e Perron (1988), citadas por BACCHI (1995), conhecido como teste Phillips-Perron.

O teste Phillips-Perron pode ser realizado, em vez do teste DFA, quando os resíduos de (2) apresentam dependência serial, visto que relaxa a hipótese de erros identicamente distribuídos (iid), utilizada no teste DF.

O teste Phillips-Perron é

$$P = (\gamma_0 / \lambda^2)^{1/2} t - [0.5 (\lambda^2 - \gamma_0) (T \sigma_p / s) / \lambda], \quad (9)$$

em que $\gamma_0 = (1/T) \sum_t e_t^2$ e e_t é o resíduo estimado de uma equação do tipo (2), podendo-se incluir constância e tendência;

$$\lambda^2 = \gamma_0 + 2 \sum_{i=1}^q [1-i/(q+1)] \gamma_i, \quad (10)$$

sendo q o número de autocovariâncias de e_t relevantes, e γ_i , a i -ésima autocovariância, tal que

$$\gamma_i = (1/T) \sum_{t=j+1}^T e_t e_{t-j}; \quad (11)$$

em que σ_p é o desvio-padrão de p ; s , o desvio-padrão do resíduo; e t , o valor do teste t para p .

No teste Phillips-Perron, assim como no Dickey-Fuller, utilizam-se os mesmos valores críticos de McKinnon.

Segundo BACCHI (1995), uma das grandes dificuldades encontradas na utilização das estatísticas para determinar a ordem de integração de variáveis diz respeito às baixas potências dos testes para raízes próximas de 1, levando, freqüentemente, a apontar a raiz unitária. Um dos problemas se refere ao fato de os testes, em geral, não terem o poder de distinguir entre uma série estacionária, em torno de uma tendência determinística (TS), ou uma série estacionária nas diferenças (DS).

Outro problema destacado por BACCHI (1995) refere-se à determinação do número de defasagens dos modelos utilizados nos testes de *raiz unitária*, visto que diferentes critérios podem apontar resultados distintos. Dado que os resultados dos testes são grandemente dependentes do número de defasagens consideradas, isso representa uma dificuldade para o pesquisador.

3.2.2. Correlação contemporânea entre variáveis

A análise da correlação contemporânea entre duas séries de dados consiste em medir o grau de relacionamento conjunto entre as variáveis, ou seja, em saber se as variáveis apresentam algum padrão de relacionamento entre si. Esse tipo de análise retrata se valores altos de uma variável estão relacionados com valores altos da outra, no caso de a correlação ser positiva, ou se valores altos de uma estão associados a valores baixos da outra, no caso de a correlação ser negativa, e, também, se valores de uma série de dados de determinada variável não estão relacionados com os valores de outra série, no caso de ausência de correlação entre elas.

O coeficiente de correlação entre duas variáveis X e Y é definido da seguinte forma:

$$r_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i Y_i}{\sqrt{\sum_{i=1}^n X_i^2 \sum_{i=1}^n Y_i^2}},$$

em que $x_i = (X_i - \bar{X})$; $y_i = (Y_i - \bar{Y})$ e n refere-se ao número de observações da amostra.

É importante ressaltar que r é uma medida adimensional, sendo interessante a análise do seu sinal e da sua magnitude. Um r próximo de 1 indica alto grau de relacionamento entre as variáveis, enquanto um r próximo de zero indica ausência de correlação linear entre as variáveis, podendo também ser atribuído ao pequeno tamanho da amostra.

A significância estatística dos coeficientes de correlação estimados foi testada com base na distribuição amostral de r , realizando-se o teste t , de Student.

A partir daí, testam-se as seguintes hipóteses:

$$H_0: \rho = 0,$$

$$H_1: \rho \neq 0,$$

em que ρ é o coeficiente de correlação populacional.

Tem-se que

$$t_{\text{calculado}} = \frac{r}{\sqrt{\frac{(1-r^2)}{n-2}}} \sim t_{n-2}.$$

Se $|t_{\text{calculado}}|$ é maior que $|t_{\text{tabelado}}|$ (a α % de significância), rejeita-se a hipótese nula de que ρ seja igual a zero, ou seja, o coeficiente de correlação estimado é significativo; se $|t_{\text{calculado}}|$ for menor do que $|t_{\text{tabelado}}|$, aceita-se a hipótese nula de que não há correlação entre as variáveis.

3.2.3. Teste Granger de causalidade

Na análise do sentido da causalidade entre as variáveis variação dos preços (LRP) e volume de contratos futuros (LV), bem como entre valor absoluto da variação dos preços (ALRP) e volume de contratos (LV), utilizou-se o teste de Granger.

Na conceituação da causalidade no sentido empregado por GRANGER (1969), diz-se que uma variável X causa outra variável Y, se esta última puder ser melhor prevista utilizando-se valores passados de X. Deve-se notar, entretanto, que a afirmação de que a variável X, que causa Y, não implica uma relação determinística entre essas variáveis e sim à “previsibilidade” de uma variável a partir de outra.

Existem várias formas de testar a causalidade de Granger¹¹. Neste trabalho, a verificação do sentido da causalidade foi feita a partir da estimação das equações (12) e (13), para testar a causalidade entre as variáveis LRP e LV, bem como da estimação das equações (14) e (15), para testar a causalidade entre ALRP e LV, para cada uma das *commodities* analisadas. As referidas equações foram assim definidas:

$$LV_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} LRP_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_{2j} LV_{t-j} + u_{1t}; \quad (12)$$

$$LRP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} LRP_{t-i} + \sum_{j=1}^m \alpha_{2j} LV_{t-j} + u_{2t}; \quad (13)$$

$$LV_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^n \delta_{1i} ALRP_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_{2j} LV_{t-j} + u_{3t}; \quad (14)$$

$$ALRP_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^m \varphi_{1i} ALRP_{t-i} + \sum_{j=1}^m \varphi_{2j} LV_{t-j} + u_{4t}; \quad (15)$$

em que se admite que u_{1t} , u_{2t} , u_{3t} e u_{4t} sejam erros aleatórios com média zero, variância constante e não-correlacionados.

A verificação do sentido da causalidade consistiu em testar, para cada uma das equações acima, mediante o teste F, as hipóteses de nulidade dos parâmetros das variáveis independentes defasadas. Por exemplo, no caso da equação (12), testou-se:

$$H_0: \beta_{1i} = 0 \quad i = 1, 2, 3, \dots, n$$

$$H_A: \beta_{1i} \neq 0$$

¹¹ Ver, por exemplo, HAMILTON (1994:302).

As estatísticas F, utilizadas nesses testes, consistem em

$$F_{\text{calculado}} = \frac{(\text{RSS}_R - \text{RSS}_{UR})/m}{\text{RSS}_{UR}/(n-k)} \sim F_{m, n-k},$$

em que RSS_R é a soma do quadrado dos resíduos da equação, estimada com as restrições das hipóteses nulas; RSS_{UR} é a soma do quadrado dos resíduos da equação, estimada sem restrições; m é o número de restrições; n é o número de observações; e k refere-se ao número de parâmetros estimados na regressão irrestrita.

Quando $F_{\text{calculado}}$ exceder $F_{\text{crítico}}$, a $\alpha\%$ de significância, rejeita-se a hipótese nula; se $F_{\text{calculado}}$ for menor que $F_{\text{crítico}}$, aceita-se a hipótese nula. A rejeição das hipóteses nulas implica afirmar que a variável independente defasada causa a variável dependente da regressão estimada; conseqüentemente, sua aceitação implica afirmar que a variável independente defasada não causa a variável dependente. No exemplo da equação (12), a rejeição da hipótese nula implica afirmar que a variável LRP causa LV; no caso de aceitação, que LRP não causa LV. O mesmo procedimento foi realizado para cada uma das equações estimadas.

Um aspecto bastante discutido na literatura refere-se à sensibilidade dos resultados dos testes de causalidade, de Granger, ao número de termos defasados considerados em cada modelo testado¹². Isso faz com que os resultados obtidos mediante realização dos testes tenham que ser analisados de forma parcimoniosa, devendo-se determinar, cuidadosamente, o número de termos defasados a serem incluídos nos modelos.

Um dos métodos sugeridos por BESSLER e BRANDT (1992), para seleccionar o número de defasagens na análise da causalidade, consiste em tomar por base conhecimentos anteriores a respeito da relação estudada, ou seja, deve-se basear no comportamento esperado para o que se está estudando, bem como em sugestões de outros autores.

¹² Ver GUJARATI (1995).

3.2.4. Modelos de auto-regressão vetorial (VAR)

A utilização de modelos de auto-regressão vetorial (VAR), em análises dinâmicas, foi popularizada por SIMS (1980). Esses modelos permitem que as análises dinâmicas sejam realizadas sem necessidade de uma especificação prévia de um modelo estrutural que retrate o relacionamento intertemporal das variáveis envolvidas, utilizando-se somente regularidades e padrões passados de dados históricos como base para previsão.

Segundo PINDYCK e RUBINFELD (1998), na estruturação de modelos VAR, é necessário que se definam o conjunto de variáveis (endógenas e exógenas), que se pressupõe interagirem entre si, e o maior número de defasagens necessárias para captar a maior parte dos efeitos que essas variáveis têm sobre as outras. É importante, também, que se restrinjam as equações do modelo à forma linear.

No caso deste trabalho, supôs-se que os sistemas contenham LV e LRP, bem como LV e ALRP, como variáveis endógenas do modelo. Nesse caso, o modelo VAR, que envolve LRP e LV, é representado pelas seguintes equações lineares:

$$LRP_t = C + \sum_{i=1}^p \theta_{11i} LRP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{12i} LV_{t-i} + \varepsilon_{1t}, \quad (16)$$

$$LV_t = C + \sum_{i=1}^p \theta_{21i} LRP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{22i} LV_{t-i} + \varepsilon_{2t}, \quad (17)$$

e, também, no caso das variáveis LV e ALRP, pelas seguintes equações:

$$ALRP_t = C + \sum_{i=1}^p \gamma_{11i} ALRP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{12i} LV_{t-i} + \varepsilon_{3t}, \quad (18)$$

$$LV_t = C + \sum_{i=1}^p \gamma_{21i} ALRP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{22i} LV_{t-i} + \varepsilon_{4t}, \quad (19)$$

em que p é o número de defasagens das variáveis; θ e γ são parâmetros a serem estimados; e ε são erros aleatórios supostos *iid*¹³.

Segundo AGUIAR (1994), de forma similar, em notação matricial, tem-se

$$X_t = \Theta_1 X_{t-1} + \dots + \Theta_p X_{t-p} + \varepsilon_t = \sum_{s=1}^p \Theta_s X_{t-s} + \varepsilon_t, \quad (20)$$

em que X_t é o vetor das variáveis incluídas no modelo; $\Theta_1, \dots, \Theta_p$ são matrizes de ordem $n \times n$, que relacionam os valores defasados das variáveis com os valores correntes destas; e ε_t é o vetor $n \times 1$ dos erros. Representando esta equação com o uso do operador de defasagem B , tem-se

$$(I - \Theta_1 B - \dots - \Theta_p B^p) X_t = \varepsilon_t, \quad (21)$$

em que $B^n X_t = X_{t-n}$, para qualquer $1 \leq n \leq p$.

Em geral, admite-se que X_t represente um processo estocástico estacionário com médias móveis, representadas por

$$X_t = A_0 \varepsilon_t + A_1 \varepsilon_{t-1} + A_2 \varepsilon_{t-2} \dots, \quad (22)$$

em que A_j são matrizes de ordem $n \times n$, para todo j ; A_0 é uma matriz identidade; e ε_{t-i} é o vetor $n \times 1$ de erros com defasagens i , para $i \geq 0$.

A equação (22) pode ser representada, de forma mais simplificada, pelo operador de defasagens B :

$$X_t = A(B) \varepsilon_t, \quad (23)$$

em que $A(B) = A_0 + A_1 B + A_2 B^2 + \dots$

É importante salientar que, na equação (23), ε_t é o erro de previsão de um período a frente, feita com base nas informações disponíveis até $t-1$, e é dado por

¹³ Refere-se aos erros independentes e identicamente distribuídos, ou seja, com média zero, variância constante e não-autocorrelacionados.

$$\varepsilon_t = X_t - E(X_t/X_{t-1}, X_{t-2}, \dots).$$

O erro de previsão de k períodos a frente é definido por $X_{t+k} - E(X_{t+k}/X_p X_{t-1}, \dots)$.

Desde que as raízes do polinômio $A(B)$ sejam todas maiores que um, a equação (23) pode também ser escrita na forma auto-regressiva. Multiplicando-se a equação (23) por $A(B)^{-1}$, tem-se

$$A(B)^{-1}X_t = \varepsilon_t. \quad (24)$$

Na equação (24), tem-se um processo auto-regressivo vetorial mais amplo do que na equação (21). No caso da equação (22), é necessário que se defina o número de defasagens a serem incluídas nos modelos. A escolha do número de defasagens ótimas pode ser feita conforme os critérios de Akaike (AIC) e de Schwarz (SC).

Segundo PINDYCK e RUBINFELD (1998), as equações 16, 17, 18 e 19 podem ser estimadas por MQO, visto que não existe nenhuma variável endógena, do lado direito das equações, que não seja defasada e as variáveis do lado direito das equações são as mesmas em quaisquer equações.

A partir das estimativas dos parâmetros das equações 14, 15, 16 e 17, podem-se obter as elasticidades de impulso com base em equações do tipo (22) e (23), como também a decomposição da variância dos erros de previsão k períodos a frente (AGUIAR, 1994).

A visualização da elasticidade de impulso é mais facilmente obtida pela equação (22), em que, ao se estimarem todos os seus coeficientes, torna-se possível conhecer a resposta dinâmica de qualquer das variáveis a um choque de um desvio-padrão nas demais. O coeficiente da k -ésima linha e da i -ésima coluna de A_2 mostra o efeito de um choque unitário no i -ésimo componente, no período $t-2$, sobre X_k no período t , e assim sucessivamente.

Na análise das elasticidades de impulso exige-se que a matriz de variância-covariância de ε_t (aqui denominada σ) seja diagonal, pois isto permite que se verifique o efeito de um choque em apenas uma das variáveis sobre o

sistema. Contudo, em geral, essa matriz não é diagonal, o que significa que choques contemporâneos podem afetar mais de uma das variáveis. Para contornar este problema, tem-se usado o método de decomposição de Cholesky, para diagonalizar a matriz σ (AGUIAR, 1994; VIEIRA, 1995).

Segundo o método de Cholesky, descrito por AGUIAR (1994), supondo-se que σ seja não-singular, existe uma matriz C , triangular inferior e não-singular, tal que $\sigma = CC'$, em que C' é a transposta de C . Segue-se que $C^{-1}\sigma(C')^{-1} = I$, em que I é a matriz identidade. Definindo-se $\eta_t = C^{-1}\varepsilon_{pt}$, tem-se que $E[\eta_t \eta_t'] = I$.

Multiplicando-se a equação (24) por C^{-1} , tem-se

$$H(B) X_t = \eta_t \quad (25)$$

em que $H(B) = C^{-1}A(B)^{-1}$. Na representação de médias-móveis, tem-se

$$X_t = G(B)\eta_t, \quad (26)$$

em que $G(B) = A(B)C$. Nota-se que a expressão (26) é uma representação de médias-móveis, visto que η_t é um ruído branco.

A equação (26) permite que se verifique o efeito de um choque unitário de um desvio-padrão, em apenas uma variável, sobre as demais variáveis do sistema.

Outro tipo de análise que pode ser feita utilizando-se modelos VAR é a decomposição da variância dos erros de previsão de k períodos a frente.

Essa decomposição fornece uma estimativa de quanto a variância de uma variável está relacionada com variações nela e em outras variáveis.

Visto que o erro de previsão de um período é $\varepsilon_t = X_t - E(X_t/X_{t-1}, X_{t-2}, \dots)$, a matriz de variância-covariância de um período será $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \sigma = CC'$.

No caso do erro de previsão k períodos a frente, este é dado por $\varepsilon_{t+k} = X_{t+k} - E(X_{t+k}/X_t, X_{t-1}, X_{t-2}, \dots)$, mas $X_{t+k} = G_0\eta_{t+k} + G_1\eta_{t+k-1} + \dots + G_{k-1}\eta_{t+1} + G_k\eta_t + G_{k+1}\eta_{t-1} + \dots$. Logo, o erro de previsão de k períodos a frente é

$$\varepsilon_{t+k} = \sum_{j=0}^{k-1} G_j \eta_{t+k-j}. \quad (27)$$

A matriz de variância-covariância de k períodos a frente é dada por

$$\sum_{j=0}^{k-1} A_j \sigma A_j' = \Sigma(A_j C)(A_j C)'. \quad (28)$$

Segundo AGUIAR (1994), a diagonal principal de cada matriz dessa soma é uma soma de quadrados, o que permite atribuir à variância de cada uma das inovações a parcela que se deve à própria inovação e a parcela devida às demais.

Dado que a matriz C depende da seqüência em que as variáveis são incluídas no modelo, verifica-se certa arbitrariedade nessa ordenação. Na decomposição da variância, uma inovação na primeira variável da seqüência afeta as demais variáveis contemporaneamente, não sendo afetada pelas demais. Já a segunda variável afeta, contemporaneamente, a terceira, a quarta e as demais, e assim sucessivamente.

Verifica-se, portanto, que a escolha da ordenação das variáveis no sistema é de fundamental importância, já que os resultados obtidos dependem, diretamente, dessa ordenação (HAMILTON, 1994). Uma solução encontrada para amenizar esse problema da arbitrariedade é considerar as argumentações teóricas relevantes do estudo. Dessa forma, não só os dados, como também as informações da teoria econômica, são de suma importância na especificação da estrutura dinâmica do modelo.

Neste trabalho, a escolha da ordenação das variáveis foi feita com base no modelo teórico de Grossman, que afirmou que a variação dos preços é mais exógena em relação ao volume de contratos futuros negociados, na medida em que considera que o volume de comércio futuro é afetado pelas variações dos preços futuros.

3.3. Fonte dos dados

Na análise empírica, definiram-se as seguintes variáveis: $LRP = \ln(P_t/P_{t-1})$, em que P_t é a média do preço de ajuste na semana t e P_{t-1} é a média do preço de ajuste na semana $t-1$; $ALRP = \text{valor absoluto de } LRP$; e $LV = \ln(\text{média semanal do número de contratos futuros negociados})$.

O preço de ajuste refere-se ao preço do último negócio registrado durante o *call* (chamada) de fechamento, que ocorre nos últimos 15 minutos do pregão do dia ou da melhor oferta. Quando não há negociação no *call* de fechamento, o preço de ajuste é o do último negócio do dia. Se não há negociação durante o dia, o preço de ajuste é a última oferta de compra. Quando não há negociação durante o dia, nem oferta de compra ou de venda durante o dia, e há contratos em aberto, o preço de ajuste é o do último dia em que houve negociação.

No caso deste trabalho, foram feitas a média aritmética simples dos preços de ajuste, bem como do número de contratos negociados, e a posterior aplicação dos logaritmos neperianos.

Os dados referentes aos preços de ajustes semanais e ao número de contratos futuros negociados de boi gordo, café, algodão, açúcar, soja e milho são dados secundários, obtidos diretamente na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F).

Tendo em vista que, nos mercados futuros, o maior volume de negociação está concentrado nos contratos com vencimento mais próximo em aberto, consideraram-se os dados de preços de ajuste e o número de contratos negociados referentes aos contratos com vencimento mais próximo em aberto, conforme sugerido em várias análises empíricas relativas a mercados futuros¹⁴.

Optou-se por trabalhar com a média semanal das séries, visto que, dada a baixa liquidez de alguns contratos futuros agrícolas, observou-se, nas séries diárias, um número relativamente elevado de dias em que nenhum contrato foi

¹⁴ Ver, por exemplo, MALLIARIS e URRUTIA (1998), KOCAGIL e SHACHMUROVE (1998) e ARBEX (1997).

negociado em alguns mercados. Portanto, dada a incidência de vários zeros nas séries referentes a volume de contratos negociados, optou-se por trabalhar com a média semanal das observações. Nas semanas em que não se verificou a negociação de contratos futuros, optou-se por inserir o valor um (um contrato negociado) nas séries relativas ao volume, de forma a possibilitar a aplicação dos logaritmos neperianos.

As séries de preços e o volume negociado das *commodities* café e boi gordo foram considerados no período de 4 de julho de 1994 a 30 de junho de 1999, totalizando 260 observações, visto que, apesar de esses contratos futuros terem sido lançados anteriormente, as bolsas não estiveram sujeitas às intervenções governamentais anteriores, durante esse período.

Os mercados futuros das demais *commodities*, cujos contratos foram criados mais recentemente, foram considerados a partir do seu surgimento até junho de 1999. No caso da soja, as séries foram consideradas no período de 20 de outubro de 1995 a 30 de junho de 1999, num total de 193 observações; a de algodão, no período de 22 de novembro de 1996 a 30 de junho de 1999 (135 observações); a de açúcar, no período de 29 de setembro de 1995 a 30 de junho de 1999 (196 observações); e a de milho, de 29 de novembro de 1996 a 30 de junho de 1999 (135 observações).

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Análise da estacionariedade das séries

Para verificar o comportamento das séries volume (LV), variação dos preços (LRP) e valor absoluto da variação dos preços (ALRP) ao longo do tempo, realizaram-se os testes Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e Phillips-Perron (PP), para análise da estacionariedade das séries em estudo.

Os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SC) foram utilizados, juntamente com a análise de significância dos parâmetros, para definir a melhor especificação no que se refere ao número de defasagens e à presença ou não de constante e tendência nas séries. Nos casos em que os critérios AIC e SC apresentaram resultados distintos, optou-se pelo SC com base em Lüktephol, citado por BACCHI (1995), segundo o qual esse critério é mais parcimonioso do que o AIC, e em conformidade com o trabalho desenvolvido por KOCAGIL e SHACHMUROVE (1998).

O Quadro 2 mostra os resultados encontrados para os testes Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron, para as séries de dados em estudo. Em todas as séries encontrou-se $|\tau|_{\text{calculado}}$ maior que $|\tau|_{\text{crítico}}$, rejeitando-se, conseqüentemente, a hipótese nula de que $\delta=0$, ou seja, de que as séries não seriam estacionárias.

Quadro 2 - Resultados dos testes Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron para estacionariedade das séries volume, variação dos preços e valor absoluto da variação dos preços para as *commodities* agropecuárias negociadas na BM&F

Commodity		Defasagem (ρ)	Sem constante e sem tendência	Com constante	Com constante e com tendência	Dickey-Fuller* “ τ ” calculado	Phillips-Perron* “ τ ” calculado	“ τ ” crítico (1% de probabilidade)
Cafê	LV	1			X	-7,8663	-7,8663	-3,9968
	LRP	1	X			-12,1335	-12,1335	-2,5735
	ALRP	1		X		-15,4887	-15,4887	-3,4572
Boi gordo	LV	1		X		-5,9890	-5,9890	-3,4571
	LRP	1	X			-15,9169	-15,9169	-2,5735
	ALRP	1		X		-10,4839	-10,4839	-3,4572
Algodão	LV	1		X		-8,1325	-8,1325	-3,4796
	LRP	1	X			-16,2833	-16,2833	-2,5810
	ALRP	2		X		-8,5420	-7,8944	-3,4804
Açúcar	LV	2			X	-5,7736	-7,6515	-4,0079
	LRP	1		X		-16,0177	-16,0177	-3,4651
	ALRP	1		X		-8,8500	-8,8500	-3,4651
Soja	LV	2		X		-5,2141	-8,2892	-3,4706
	LRP	1	X			-12,2485	-12,2485	-2,5763
	ALRP	1		X		-13,7623	-13,7623	-3,4656
Milho	LV	1		X		-5,3959	-8,6839	-3,4811
	LRP	1	X			-11,0241	-11,0241	-2,5810
	ALRP	1		X		-7,8625	-7,8625	-3,4800

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: * Os testes se mostraram significativos a 1% de probabilidade.

Os resultados dos testes indicam, portanto, que todas as séries consideradas são estacionárias, sendo, portanto, integradas de ordem zero $I(0)$, ou seja, as séries LV, LRP e ALRP, de cada uma das *commodities* estudadas, representam processos estocásticos, com propriedades estatísticas invariantes no tempo e com comportamento estável ao longo do período analisado.

Para a *commodity* café, a série LV teve sua melhor especificação, com uma defasagem sem inclusão do termo ΔY_{t-i} , por não apresentar autocorrelação serial, com os termos constante e tendência; a série LRP ajustou-se melhor, com uma defasagem e o termo sem constante e tendência; já a série ALRP ajustou-se melhor, com uma defasagem e com o termo constante.

A série LV, referente ao mercado futuro de boi gordo, foi especificada com defasagem e com o termo constante; LRP, com defasagem e sem os termos constante e tendência; ALRP, com defasagem e com inclusão do termo constante.

Para o algodão, a série LV foi ajustada, com defasagem e com o termo constante; LRP, com defasagem e sem os termos constante e tendência; ALRP, com duas defasagens e com o termo constante.

No caso da *commodity* açúcar, a série LV foi melhor especificada, com duas defasagens e com os termos constante e tendência. As séries LRP e ALRP foram consideradas com defasagem, em razão de não apresentarem autocorrelacionadas serialmente, e com inclusão do termo constante.

A série LV da soja apresentou o melhor ajuste, com duas defasagens e com o termo constante; LRP, com defasagem, sem os termos constante e tendência; ALRP, com uma defasagem e com o termo constante.

Finalmente, para o milho, a série LV foi considerada com duas defasagens, com o termo constante; LRP, com uma defasagem, sem os termos constante e tendência; ALRP, com uma defasagem, com os termos constante e tendência.

KOCAGIL e SHACHMUROVE (1998) testaram o comportamento das séries diárias de variação dos preços, valor absoluto da variação dos preços e volume para algumas *commodities* de dezesseis mercados futuros americanos.

Dentre as *commodities* agrícolas testadas incluem-se milho, soja e açúcar, que, assim como neste trabalho, também apresentaram o mesmo tipo de comportamento para as séries analisadas, mostrando-se estacionárias ao longo do período analisado.

MALLIARIS e URRUTIA (1998) encontraram resultados distintos na análise do comportamento das séries de preço e volume negociado para as *commodities* milho e soja. Provavelmente, essas diferenças se devam à própria forma de tratamento dos dados, visto que as séries de preços e volume não foram tomadas nos logaritmos neperianos nas primeiras diferenças, como no caso das séries de variação dos preços deste trabalho.

Com base nos resultados encontrados na análise do comportamento das séries de dados para as *commodities* analisadas, tem-se que a análise de co-integração¹⁵, que visa determinar a relação de longo prazo entre elas, não se faz necessária, visto que, empiricamente, se duas séries forem integradas de ordem zero $I(0)$, qualquer combinação linear¹⁶ entre elas também o será $I(0)$.

4.2. Análise de correlação contemporânea

Com vistas em mensurar o grau de relação contemporânea entre as séries de variação dos preços (LRP), valor absoluto da variação dos preços (ALRP) e volume de contratos negociados (LV) para as *commodities* analisadas, estimaram-se os coeficientes de correlação entre as séries (Quadro 3). A significância estatística dos coeficientes estimados foi testada, utilizando-se o teste t , de Student.

¹⁵ Uma das análises de co-integração amplamente utilizadas é a de Engle-Granger, que consiste em aplicar os testes de Dickey-Fuller, de *raiz unitária*, nos resíduos obtidos da estimação de regressões estimadas, considerando-se uma série de dados como sendo a variável exógena e outra série como endógena e vice-versa.

¹⁶ Dado que duas variáveis, Y_1 e Y_2 , são $I(0)$, $\epsilon_{1t} = Y_{1t} - \theta - \gamma Y_{2t}$, também será $I(0)$, visto que ϵ_{1t} é uma combinação linear destas variáveis $I(0)$.

Quadro 3 - Estimativa dos coeficientes de correlação contemporânea entre as séries LV e LRP e entre LV e ALRP, para as *commodities* agropecuárias negociadas na BM&F

<i>Commodity</i>	LV-ALRP	LV-LRP
Café	0,1201 ^(a)	0,0301 ^(ns)
Boi gordo	-0,0806 ^(ns)	0,0701 ^(ns)
Algodão	-0,0081 ^(ns)	0,0835 ^(ns)
Açúcar	0,1743 ^(a)	-0,0435 ^(ns)
Soja	-0,0636 ^(ns)	0,1665 ^(a)
Milho	0,1220 ^(ns)	-0,0285 ^(ns)

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (a) significativo a 5%; (ns) não-significativo.

Os coeficientes de correlação, estimados para as séries LV e ALRP, não se apresentaram estatisticamente diferentes de zero, a 10% de significância, para as *commodities* boi gordo, algodão, soja e milho, enquanto os coeficientes estimados para essas séries de dados das *commodities* café e açúcar apresentaram-se estatisticamente significativos e positivos. A correlação positiva encontrada entre essas séries de dados do mercado futuro de açúcar está em conformidade com o trabalho de KOCAGIL e SHACHMUROVE¹⁷ (1998), que também detectaram correlação positiva entre as séries volume e volatilidade de preço para a *commodity* açúcar, nos mercados futuros americanos.

Esta correlação positiva, encontrada para as séries LV e ALRP das *commodities* café e açúcar, confirma as duas hipóteses teóricas da chegada de informações em seqüência (CIS), bem como da chegada simultânea de

¹⁷ Esses autores estimaram os coeficientes de correlação entre as séries de preço e volume, considerando-se, respectivamente, $\ln(P_t/P_{t-1})$ e o número de contratos negociados.

informações (CSI). Segundo ambas as hipóteses, espera-se encontrar correlação contemporânea positiva entre essas séries.

Na estimação dos coeficientes de correlação entre as séries LV e LRP, verificou-se que, com exceção da soja, não foi detectada nenhuma correlação significativa estatisticamente entre essas séries de dados, para as *commodities* café, boi gordo, algodão, açúcar e milho. A soja apresentou correlação contemporânea positiva e significativa, a 5% de probabilidade.

No que tange à correlação entre as séries relativas a volume e variação dos preços, KOCAGIL e SHACHMUROVE (1998) também não encontraram nenhuma correlação significativa entre as várias *commodities* analisadas, o que, segundo esses autores, suporta a hipótese, de KARPOFF (1987), de que a ausência de assimetria do custo de comercialização garante um volume de negócios simétrico nos mercados futuros e, portanto, correlação zero entre volume e variação dos preços (LRP).

Nesse sentido, pode-se inferir que, com exceção do mercado da soja, os demais mercados futuros agropecuários apresentam simetria em seus custos de comercialização, ou seja, não existem custos diferenciais quando se tomam posições de curto ou de longo prazo, ou seja, em face ao aumento ou à redução nos preços futuros, os agentes que operam nesses mercados não são pressionados a tomarem novas posições, em razão da existência de custos diferenciados.

4.3. Teste Granger de causalidade

Para verificar a existência de relação causal entre as variáveis volatilidade de preço (LRP) e volume de negócio (LV) e entre volatilidade absoluta de preço (ALRP) e volume (LV), foi realizado o teste Granger de causalidade. É importante salientar que o termo “causalidade”, empregado nesta análise, refere-se à “previsibilidade” e não a relações do tipo causa-efeito, no sentido *stricto* da palavra.

Dado que o teste Granger entre duas variáveis consiste em verificar se determinada variável pode ser melhor prevista utilizando-se valores defasados de outra variável, estimou-se uma variável dependente em função de valores passados de outra variável independente.

Optou-se por utilizar uma e duas defasagens semanais da variável independente, visto que, em mercados futuros agropecuários, o comportamento dos agentes que neles atuam se modifica rapidamente, conforme suas expectativas, em face às condições conjunturais da economia, aos boatos acerca de problemas climáticos, às incertezas políticas, entre outros fatores, não sendo necessário grande número de defasagens temporais.

Segundo GUJARATI (1995), a inclusão de dois níveis de defasagens diferenciados na análise da causalidade de Granger justifica-se pelo fato de os resultados obtidos nesses testes dependerem, fundamentalmente, do número de defasagens consideradas no modelo testado. Essa evidência dificulta sua utilização, limitando a capacidade de análise dos resultados obtidos e tornando-se fundamentais a sua análise parcimoniosa e a sua associação com outros procedimentos analíticos auxiliares, como a análise da decomposição de variância e as elasticidades de impulso.

MALLIARIS e URRUTIA (1998) realizaram o mesmo tipo de análise de causalidade em mercados futuros americanos, considerando-se três defasagens de tempo em séries diárias. Contudo, conforme enfatizado anteriormente, optou-se por realizar esse tipo de análise utilizando-se dados semanais, devido ao fato de os mercados futuros de produtos agropecuários brasileiros serem pouco utilizados em relação aos americanos, o que, em se tratando de dados diários, prejudica a análise econométrica, dada a incidência de vários zeros na amostra dos dados selecionados para algumas *commodities*.

No Quadro 4 encontram-se os resultados do teste Granger, para as séries de dados dos mercados futuros das *commodities* analisadas.

Para a *commodity* café, a análise da causalidade de Granger, para os dois níveis de defasagens considerados, não detectou relação causal entre as séries LRP e LV, bem como entre ALRP e LV, a 10% de significância.

Quadro 4 - Resultados dos testes de causalidade, para as variáveis volume (LV), variação dos preços (LRP) e valor absoluto da variação dos preços (ALRP), para as *commodities* agropecuárias negociadas na BM&F

Commodity	Séries de dados e sentido da causalidade	1 defasagem			2 defasagens		
		"F" calculado	Probabil.	Resultados*	"F" calculado	Probabil.	Resultados*
Cafê	LRP→LV	0,6340	0,4266	NÃO	0,3506	0,7045	NÃO
	LV→LRP	0,5280	0,46811	NÃO	0,3977	0,6722	NÃO
	ALRP→LV	0,4583	0,4990	NÃO	0,2057	0,8142	NÃO
	LV→ALRP	0,0988	0,7535	NÃO	0,6590	0,5182	NÃO
Boi gordo	LRP→LV	1,7691	0,1846	NÃO	1,3502	0,2610	NÃO
	LV→LRP	0,0183	0,8923	NÃO	0,1711	0,8427	NÃO
	ALRP→LV	0,0172	0,8954	NÃO	0,0409	0,9599	NÃO
	LV→ALRP	2,5379	0,1123	NÃO	1,7303	0,1793	NÃO
Algodão	LRP→LV	0,1444	0,7044	NÃO	0,3093	0,7345	NÃO
	LV→LRP	0,1258	0,7233	NÃO	1,4147	0,2467	NÃO
	ALRP→LV	0,4992	0,4810	NÃO	1,8606	0,1597	NÃO
	LV→ALRP	1,0674	0,3034	NÃO	0,3958	0,6739	NÃO
Açúcar	LRP→LV	0,5411	0,4628	NÃO	1,0639	0,3471	NÃO
	LV→LRP	2,9313	0,0884	SIM ^(c)	1,3744	0,2554	NÃO
	ALRP→LV	0,6583	0,4181	NÃO	0,9672	0,3820	NÃO
	LV→ALRP	6,5682	0,0111	SIM ^(b)	3,8802	0,0223	SIM ^(b)
Soja	LRP→LV	16,086	0,0000	SIM ^(a)	5,7734	0,0037	SIM ^(a)
	LV→LRP	7,5780	0,0065	SIM ^(a)	7,1015	0,0011	SIM ^(a)
	ALRP→LV	3,9745	0,0477	SIM ^(b)	4,1869	0,0168	SIM ^(b)
	LV→ALRP	0,5075	0,4771	NÃO	1,4566	0,2360	NÃO
Milho	LRP→LV	0,6102	0,4361	NÃO	1,0406	0,3563	NÃO
	LV→LRP	7,8368	0,0059	SIM ^(a)	3,8846	0,0231	SIM ^(b)
	ALRP→LV	1,1418	0,2873	NÃO	0,6950	0,5010	NÃO
	LV→ALRP	2,0711	0,1525	NÃO	1,7996	0,1697	NÃO

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: * Os resultados SIM (NÃO) indicam presença (ausência) de causalidade, com significâncias de 1% (a); 5% (b); e 10% (c).

Nos mercados futuro de boi gordo e algodão também não foi detectada causalidade de Granger entre as séries LV-LRP e LV-ALRP, para os dois níveis de defasagens considerados.

Para a *commodity* açúcar, ao se considerar defasagem de uma semana, detectou-se causalidade no sentido de LV para LRP, a 10% de significância, como também causalidade no sentido de LV para ALRP, a 5% de significância. Contudo, ao se analisar o modelo que inclui duas defasagens semanais, verificou-se apenas uma indicação de causalidade no sentido de LV para ALRP (Quadro 4).

Esses resultados observados no mercado futuro de açúcar da BM&F diferem, parcialmente, dos encontrados por KOCAGIL e SHACHMUROVE (1998), para o mercado futuro americano de açúcar. Nestes mercados, esses autores encontraram uma causalidade unidirecional entre variação dos preços e volume de contratos negociados, bem como uma causalidade bidirecional entre variação absoluta nos preços e volume de contratos.

Contudo, era previsível encontrar diferenças entre esses resultados apresentados pelos autores e os apresentados neste trabalho, uma vez que o mercado futuro brasileiro de açúcar é bastante distinto do americano. Essa diferença é percebida principalmente quando se analisam as diferenças de liquidez entre esses mercados. O Brasil, embora seja um dos principais produtores mundiais de açúcar, não tem conseguido obter a liquidez necessária para o mercado futuro de açúcar, o que faz com que os grandes produtores nacionais da *commodity* prefiram negociá-la em Nova York do que negociá-la no País e correr o risco de uma grande queda nos seus níveis internos de preços.

Os resultados referentes à *commodity* soja indicaram presença de causalidade bidirecional entre as séries LRP e LV, para os dois níveis de defasagens considerados, a 1% de significância, enquanto a análise do relacionamento entre as séries ALRP e LV indicou presença de causalidade de Granger, no sentido de ALRP para LV, considerando-se ambos os níveis de defasagens, a 5% de significância (Quadro 4).

KOCAGIL e SHACHMUROVE (1998), ao testarem a causalidade de Granger no mercado futuro americano de soja, apresentaram resultados parcialmente distintos. Esses autores detectaram causalidade no sentido da variação dos preços para o volume, como também relação bidirecional entre variação absoluta nos preços e volume de contratos transacionados. Assim como no caso do açúcar, esperava-se também encontrar algumas diferenças entre os mercados futuros americano e brasileiro da soja, visto que, enquanto a soja é um dos principais contratos futuros negociados nos Estados Unidos, no Brasil, ao contrário, representa um dos contratos com menor liquidez.

No caso do mercado futuro de milho, detectou-se causalidade no sentido de LV para LRP, para os dois níveis de defasagens considerados. Com uma semana de defasagem, essa relação foi significativa a 1%, e, com duas semanas, foi significativa a 5%. A análise da relação entre as séries LV e ALRP não indicou causalidade de Granger, de LV para ALRP, para os dois níveis de defasagens analisados, a 10% de probabilidade (Quadro 4).

Para o milho, KOCAGIL e SHACHMUROVE (1998) encontraram os mesmos resultados verificados nos mercados futuros de açúcar e soja. Visto que o mercado do milho, na BM&F, é um mercado recente, que apresenta, também, o problema de não ter atraído ainda o volume de negócio desejável, é plausível que algumas diferenças sejam observadas em ambos os mercados.

Contudo, dada a vulnerabilidade desse tipo de análise de causalidade aos números de defasagens considerados, é conveniente associá-la aos dois procedimentos apresentados a seguir, para então realizar inferências sobre a relação entre as séries LV-LRP e LV-ALRP.

4.4. Modelos de auto-regressão vetorial (VAR)

Com vistas em analisar a dinâmica do relacionamento entre a variação dos preços e o volume de contratos futuros agrícolas negociados na BM&F, bem como entre o valor absoluto da variação dos preços e o volume de contratos, estimou-se, para cada *commodity* analisada, um modelo VAR, com o número de

defasagens especificado conforme os critérios de Akaike (AIC) e de Schwarz (SC).

A partir da especificação dos modelos VAR, calculou-se a decomposição da variância dos erros de previsão para os pares de variáveis LRP- LV e ALRP- LV, bem como as elasticidades de impulso entre elas.

Com base na argumentação teórica de Grossman, bem como nos trabalhos de CORNELL (1981), MALLIARIS e URRUTIA (1998), dentre outros, consideraram-se as variações dos preços (LRP) e o valor absoluto das variações dos preços (ALRP) como sendo “mais exógenos” do que os volumes de contratos futuros negociados (LV). É importante salientar que os resultados encontrados, na primeira semana analisada, dependem, fundamentalmente, dessa ordenação entre as variáveis, visto que a adoção de uma ordenação diferente poderia apontar resultados distintos.

4.4.1. Análise da decomposição da variância

Analisando-se o Quadro 5, referente à decomposição da variância dos erros de previsão para as séries de dados da *commodity* café, verifica-se que a série LRP tem sua variância de previsão explicada, quase na totalidade, por choques na própria variável, o que confirma o resultado encontrado no teste de Granger, de que LV não afeta, ou afeta muito pouco, a variável LRP.

A análise da decomposição da variância da série LV também confirma o resultado do teste de Granger, que não detectou presença significativa de causalidade no sentido de LRP para LV.

A decomposição da variância de ALRP revela que mais de 99% das suas oscilações estão associadas a choques na própria série, não sofrendo, praticamente, influência de LV, na 20.^a semana posterior. A análise da variância dos erros de previsão de LV em relação a choques na própria série, bem como a choques em ALRP, revela que, na primeira semana após o choque, cerca

Quadro 5 - Decomposição da variância dos erros de previsão, em percentagem, para as séries de dados da *commodity* café

Período	Decomposição da variância de LRP		Decomposição da variância de LV		Decomposição da variância de ALRP		Decomposição da variância de LV	
	LRP	LV	LRP	LV	ALRP	LV	ALRP	LV
1	100.0000	0.000000	0.000595	99.99940	100.0000	0.000000	2.117900	97.88210
2	99.87203	0.127973	0.169807	99.83019	99.97560	0.024403	2.720074	97.27993
3	99.79402	0.205984	0.248732	99.75127	99.96400	0.036004	2.900845	97.09915
4	99.76183	0.238167	0.278578	99.72142	99.95973	0.040272	2.959489	97.04051
5	99.74981	0.250188	0.289391	99.71061	99.95822	0.041784	2.979433	97.02057
6	99.74545	0.254552	0.293273	99.70673	99.95768	0.042316	2.986358	97.01364
7	99.74388	0.256123	0.294664	99.70534	99.95750	0.042504	2.988782	97.01122
8	99.74331	0.256687	0.295163	99.70484	99.95743	0.042570	2.989633	97.01037
9	99.74311	0.256889	0.295341	99.70466	99.95741	0.042593	2.989932	97.01007
10	99.74304	0.256962	0.295405	99.70459	99.95740	0.042601	2.990038	97.00996
11	99.74301	0.256988	0.295428	99.70457	99.95740	0.042604	2.990075	97.00993
12	99.74300	0.256997	0.295437	99.70456	99.95740	0.042605	2.990088	97.00991
13	99.74300	0.257000	0.295440	99.70456	99.95739	0.042605	2.990092	97.00991
14	99.74300	0.257001	0.295441	99.70456	99.95739	0.042605	2.990094	97.00991
15	99.74300	0.257002	0.295441	99.70456	99.95739	0.042605	2.990094	97.00991
16	99.74300	0.257002	0.295441	99.70456	99.95739	0.042605	2.990095	97.00991
17	99.74300	0.257002	0.295441	99.70456	99.95739	0.042605	2.990095	97.00991
18	99.74300	0.257002	0.295441	99.70456	99.95739	0.042605	2.990095	97.00991
19	99.74300	0.257002	0.295441	99.70456	99.95739	0.042605	2.990095	97.00991
20	99.74300	0.257002	0.295441	99.70456	99.95739	0.042605	2.990095	97.00991

Fonte: Dados da pesquisa.

de 2% da variância de LV pode ser atribuído a ALRP. Esse percentual apresenta ligeiros aumentos nas semanas seguintes até a décima quarta semana, a partir da qual esse percentual se estabiliza em, aproximadamente, 2,99%.

A relação encontrada entre as séries LV e LRP, em geral, confirma a análise do teste de causalidade de Granger, que não detectou nenhuma relação causal entre essas séries de dados. Contudo, a indicação de que ALRP exerce influência, mesmo que pequena, em LV parece contradizer o teste de Granger, visto que este não detectou causalidade de ALRP para LV.

No caso do boi gordo (Quadro 6), verifica-se que LV praticamente não exerce influência na variância do erro de previsão de LRP, assim como LRP praticamente não afeta LV, sendo ambas afetadas por choques em suas próprias séries. Estes resultados confirmam o teste de causalidade de Granger, visto que, nessas análises, também não se detectou relação entre LRP e LV.

Quadro 6 - Decomposição da variância dos erros de previsão, em percentagem, para as séries de dados da *commodity* boi gordo

Período	Decomposição da variância de LRP		Decomposição da variância de LV		Decomposição da variância de ALRP		Decomposição da variância de LV	
	LRP	LV	LRP	LV	ALRP	LV	ALRP	LV
1	100.0000	0.00000	1.496775	98.50322	100.0000	0.000000	0.041756	99.95824
2	99.99714	0.002865	0.950652	99.04935	99.64959	0.350412	0.030465	99.96953
3	99.99541	0.004593	0.782110	99.21789	99.19861	0.801387	0.025565	99.97443
4	99.99438	0.005625	0.707716	99.29228	98.83399	1.166012	0.023203	99.97680
5	99.99376	0.006241	0.669829	99.33017	98.58577	1.414234	0.021974	99.97803
6	99.99339	0.006609	0.649129	99.35087	98.42889	1.571113	0.021301	99.97870
7	99.99317	0.006829	0.637383	99.36262	98.33306	1.666943	0.020921	99.97908
8	99.99304	0.006960	0.630575	99.36942	98.27546	1.724540	0.020702	99.97930
9	99.99296	0.007039	0.626581	99.37342	98.24111	1.758888	0.020574	99.97943
10	99.99291	0.007086	0.624220	99.37578	98.22071	1.779292	0.020499	99.97950
11	99.99289	0.007114	0.622819	99.37718	98.20861	1.791390	0.020455	99.97954
12	99.99287	0.007130	0.621985	99.37801	98.20144	1.798556	0.020429	99.97957
13	99.99286	0.007140	0.621489	99.37851	98.19720	1.802799	0.020414	99.97959
14	99.99285	0.007146	0.621192	99.37881	98.19469	1.805311	0.020405	99.97960
15	99.99285	0.007150	0.621015	99.37898	98.19320	1.806797	0.020400	99.97960
16	99.99285	0.007152	0.620910	99.37909	98.19232	1.807677	0.020396	99.97960
17	99.99285	0.007153	0.620847	99.37915	98.19180	1.808198	0.020395	99.97961
18	99.99285	0.007154	0.620809	99.37919	98.19149	1.808506	0.020393	99.97961
19	99.99285	0.007154	0.620787	99.37921	98.19131	1.808688	0.020393	99.97961
20	99.99285	0.007155	0.620773	99.37923	98.19120	1.808796	0.020392	99.97961

Fonte: Dados da pesquisa.

Para a série ALRP, verifica-se que, nas primeiras semanas após o choque, a sua variância de previsão é explicada, quase na totalidade, por choques na própria série de dados, enquanto nas semanas posteriores, embora esta relação ainda permaneça, a série LV tende a aumentar, ainda que em pequenas proporções, sua importância relativa sobre ALRP. Já a decomposição da variância dos erros de previsão de LV, em relação a ALRP, revela que grande parcela das suas alterações se deve à própria série, sendo insignificante o efeito exercido por ALRP.

No Quadro 7 apresentam-se as decomposições das variâncias de previsão das séries relativas ao mercado futuro de algodão. Como se pode perceber, a percentagem da decomposição da variância dos erros de previsão de LRP, atribuível a LV, é desprezível, o mesmo acontecendo com a variância de ALRP.

Quadro 7 - Decomposição da variância dos erros de previsão, em percentagem, para as séries de dados da *commodity* algodão

Período	Decomposição da variância de LRP		Decomposição da variância de LV		Decomposição da variância de ALRP		Decomposição da variância de LV	
	LRP	LV	LRP	LV	ALRP	LV	ALRP	LV
1	100.0000	0.000000	1.0733780	98.92622	100.0000	0.000000	0.004775	99.99523
2	99.92556	0.074443	0.973466	99.02653	99.38073	0.619269	0.322263	99.67774
3	99.92645	0.073549	0.975670	99.02433	99.10087	0.899133	0.463305	99.53669
4	99.92564	0.074364	0.974661	99.02534	99.02691	0.973095	0.500110	99.49989
5	99.92565	0.074353	0.974702	99.02530	99.01181	0.988192	0.507544	99.49246
6	99.92564	0.074363	0.974691	99.02531	99.00918	0.990824	0.508830	99.49117
7	99.92565	0.074363	0.974691	99.02531	99.00877	0.991234	0.509029	99.49097
8	99.92564	0.074363	0.974691	99.02531	99.00871	0.991293	0.509058	99.49094
9	99.92564	0.074363	0.974691	99.02531	99.00870	0.991301	0.509062	99.49094
10	99.92564	0.074363	0.974691	99.02531	99.00870	0.991302	0.509062	99.49094
11	99.92564	0.074363	0.974691	99.02531	99.00870	0.991302	0.509062	99.49094
12	99.92564	0.074363	0.974691	99.02531	99.00870	0.991302	0.509062	99.49094
13	99.92564	0.074363	0.974691	99.02531	99.00870	0.991302	0.509062	99.49094
14	99.92564	0.074363	0.974691	99.02531	99.00870	0.991302	0.509062	99.49094
15	99.92564	0.074363	0.974691	99.02531	99.00870	0.991302	0.509062	99.49094
16	99.92564	0.074363	0.974691	99.02531	99.00870	0.991302	0.509062	99.49094
17	99.92564	0.074363	0.974691	99.02531	99.00870	0.991302	0.509062	99.49094
18	99.92564	0.074363	0.974691	99.02531	99.00870	0.991302	0.509062	99.49094
19	99.92564	0.074363	0.974691	99.02531	99.00870	0.991302	0.509062	99.49094
20	99.92564	0.074363	0.974691	99.02531	99.00870	0.991302	0.509062	99.49094

Fonte: Dados da pesquisa.

No caso da variância dos erros de previsão de LV, em relação a LRP e ALRP, esta revela que essas variáveis (LRP e ALRP) praticamente não afetam os erros de previsão de LV.

A relação verificada entre as séries LV-LRP e LV-ALRP confirma os resultados do teste de causalidade de Granger, na medida em que não se detectou causalidade significativa entre as séries, em nenhuma das direções.

Quanto à decomposição das variâncias das séries de dados referentes à *commodity* açúcar (Quadro 8), observa-se que o efeito de LV sobre LRP aumenta, lentamente, ao longo das semanas. Verifica-se, também, que mais de 99% da variância dos erros de previsão da série LV, relativa a LRP, devem-se à própria série, proporção que tende a aumentar em pequenas proporções, estabilizando-se após a décima quinta semana.

Quadro 8 - Decomposição da variância dos erros de previsão, em percentagem, para as séries de dados da *commodity* açúcar

Período	Decomposição da variância de LRP		Decomposição da variância de LV		Decomposição da variância de ALRP		Decomposição da variância de LV	
	LRP	LV	LRP	LV	ALRP	LV	ALRP	LV
1	100.0000	0.000000	0.273998	99.72600	100.0000	0.000000	0.000182	99.99982
2	99.19771	0.802293	0.711484	99.28852	98.35460	1.645397	0.204199	99.79580
3	98.97983	1.020166	0.779990	99.22001	96.69386	3.306140	0.370584	99.62942
4	98.87153	1.128474	0.809530	99.19047	95.63600	4.364000	0.468166	99.53183
5	98.82452	1.175477	0.821326	99.17867	95.06403	4.935968	0.519302	99.48070
6	98.80352	1.196485	0.826444	99.17356	94.77561	5.224389	0.544779	99.45522
7	98.79418	1.205820	0.828685	99.17131	94.63481	5.365189	0.557158	99.44284
8	98.79003	1.209975	0.829677	99.17032	94.56716	5.432842	0.563096	99.43690
9	98.78818	1.211823	0.830117	99.16988	94.53491	5.465090	0.565924	99.43408
10	98.78735	1.212646	0.830312	99.16969	94.51960	5.480397	0.567266	99.43273
11	98.78699	1.213012	0.830399	99.16960	94.51235	5.487649	0.567902	99.43210
12	98.78683	1.213175	0.830438	99.16956	94.50892	5.491080	0.568203	99.43180
13	98.78675	1.213247	0.830455	99.16955	94.50730	5.492703	0.568345	99.43166
14	98.78672	1.213280	0.830463	99.16954	94.50653	5.493470	0.568412	99.43159
15	98.78671	1.213294	0.830466	99.16953	94.50617	5.493833	0.568444	99.43156
16	98.78670	1.213300	0.830468	99.16953	94.50600	5.494004	0.568459	99.43154
17	98.78670	1.213303	0.830468	99.16953	94.50591	5.494085	0.568466	99.43153
18	98.78670	1.213304	0.830469	99.16953	94.50588	5.494123	0.568470	99.43153
19	98.78669	1.213305	0.830469	99.16953	94.50586	5.494141	0.568471	99.43153
20	98.78669	1.213305	0.830469	99.16953	94.50585	5.494150	0.568472	99.43153

Fonte: Dados da pesquisa.

No que tange à relação encontrada entre ALRP e LV, observa-se que o percentual da variância da previsão de ALRP, atribuível a LV, tende a expandir-se ao longo das semanas. Percebe-se, ainda, que mais de 99% da variância de previsão de LV, relativa a ALRP, devem-se à própria série, sendo pouco significativo o efeito exercido por ALRP.

As decomposições das variâncias, para os dados relativos ao mercado futuro de açúcar, confirmam os resultados do teste Granger de causalidade, o que indica que, nesse mercado, a influência do volume de contratos negociados na variação dos níveis de preços (LRP), bem como na variação absoluta dos preços (ALRP), tende a ser mais evidente do que a relação oposta.

Esses resultados encontrados para o açúcar, conforme enfatizado anteriormente, distinguem-se parcialmente dos apresentados por KOCAGIL e SHACHMUROVE (1998), em suas análises da decomposição da variância de

previsão das séries de dados dos mercados futuros americanos de açúcar, com base em séries de dados de 1980 a 1995, que apontaram a existência de causalidade bidirecional entre ALRP e LV e também relação causal no sentido de LRP para LV.

No caso do mercado futuro da soja (Quadro 9), as decomposições das variâncias dos erros de previsão de LRP, em relação a LV, e de LV, em relação a LRP, confirmam os testes de causalidade de Granger, indicando causalidade bidirecional entre as séries LV e LRP. É interessante ressaltar que, à medida que o tempo passa, essa relação entre ambas as variáveis tende a ficar mais forte, dados os valores crescentes verificados para as decomposições das variâncias até a décima quarta semana.

Quadro 9 - Decomposição da variância dos erros de previsão, em percentagem, para as séries de dados da *commodity* soja

Período	Decomposição da variância de LRP		Decomposição da variância de LV		Decomposição da variância de ALRP		Decomposição da variância de LV	
	LRP	LV	LRP	LV	ALRP	LV	ALRP	LV
1	100.0000	0.000000	0.362048	99.63795	100.0000	0.000000	0.476002	99.52400
2	97.42169	2.578311	8.561553	91.43845	99.81406	0.185939	3.095610	96.90439
3	96.74424	3.255758	10.15111	89.84889	99.77224	0.227756	3.538406	96.46159
4	96.53864	3.461363	10.59899	89.40104	99.76201	0.237987	3.640399	96.35960
5	96.47601	3.523992	10.73239	89.26761	99.75952	0.240483	3.664926	96.33507
6	96.45687	3.543130	10.77290	89.22710	99.75891	0.241092	3.670890	96.32911
7	96.45102	3.548984	10.78526	89.21474	99.75876	0.241241	3.672344	96.32766
8	96.44923	3.550775	10.78904	89.21096	99.75872	0.241277	3.372699	96.32730
9	96.44868	3.551322	10.79020	89.20980	99.75871	0.241286	3.672785	96.32721
10	96.44851	3.551490	10.79055	89.20945	99.75871	0.241288	3.672806	96.32719
11	96.44846	3.551541	10.79066	89.20934	99.75871	0.241288	3.672812	96.32719
12	96.44844	3.551557	10.79069	89.20931	99.75871	0.241289	3.672813	96.32719
13	96.44844	3.551562	10.79070	89.20930	99.75871	0.241289	3.672813	96.32719
14	96.44844	3.551563	10.79071	89.20929	99.75871	0.241289	3.672813	96.32719
15	96.44844	3.551564	10.79071	89.20929	99.75871	0.241289	3.672813	96.32719
16	96.44844	3.551564	10.79071	89.20929	99.75871	0.241289	3.672813	96.32719
17	96.44844	3.551564	10.79071	89.20929	99.75871	0.241289	3.672813	96.32719
18	96.44844	3.551564	10.79071	89.20929	99.75871	0.241289	3.672813	96.32719
19	96.44844	3.551564	10.79071	89.20929	99.75871	0.241289	3.672813	96.32719
20	96.44844	3.551564	10.79071	89.20929	99.75871	0.241289	3.672813	96.32719

Fonte: Dados da pesquisa.

A variância da previsão de ALRP mostra que esta série praticamente não sofre influência de LV, enquanto a variância de LV, em relação a ALRP, mostra que essa última exerce efeito crescente em LV, até que, por volta da décima segunda semana, este percentual se mantém estável.

Esses resultados, verificados na análise da decomposição da variância dos erros de previsão das séries de dados da *commodity* soja, confirmam os testes de Granger, que indicam a existência de causalidade bidirecional entre LV e LRP, bem como no sentido de ALRP para LV.

Na análise desenvolvida por KOCAGIL e SHACHMUROVE (1998), para o mercado futuro de soja, os resultados divergem parcialmente dos apresentados neste trabalho, visto que esses autores encontraram causalidade unidirecional de LRP para LV e verificaram, ainda, que a série ALRP afeta a variância de LV, bem como é afetada por esta.

Finalmente, na análise das variâncias dos erros de previsão para as séries de dados da *commodity* milho (Quadro 10), observa-se que a série LV exerce influência na variância de previsão de LRP, sendo este efeito crescente até a nona semana, a partir da qual esta proporção se mantém inalterada. O efeito de LRP sobre LV parece pouco significativo, visto que parcela superior a 99% da variância de LRP se deve à própria série. Esses resultados confirmam, de certa forma, a causalidade de Granger, no sentido de LV para LRP.

Quanto ao efeito de LV sobre a variância de previsão de ALRP, verifica-se que este se apresenta de forma crescente até a nona semana, quando o percentual atribuído a LV se mantém inalterado. O efeito de ALRP sobre a variância de previsão de LV é mais evidente que a relação inversa e também apresenta-se de forma crescente até a nona semana. Esses resultados indicam causalidade bidirecional entre essas séries de dados, contrariando a análise de causalidade de Granger, que não detectou causalidade entre as séries LV e ALRP.

Quadro 10 - Decomposição da variância dos erros de previsão, em percentagem, para as séries de dados da *commodity* milho

Período	Decomposição da variância de LRP		Decomposição da variância de LV		Decomposição da variância de ALRP		Decomposição da variância de LV	
	LRP	LV	LRP	LV	ALRP	LV	ALRP	LV
1	100.0000	0.000000	0.379037	99.62096	100.0000	0.000000	1.638300	98.36170
2	95.29683	4.703165	0.554015	99.44598	98.85795	1.142053	2.948689	97.05131
3	94.72436	5.275643	0.573887	99.42611	98.35706	1.642944	3.368124	96.63188
4	94.64994	5.350063	0.576454	99.42355	98.23184	1.768162	3.458019	96.54198
5	94.64021	5.359795	0.576789	99.42321	98.20838	1.791622	3.473151	96.52685
6	94.63893	5.361068	0.576833	99.42317	98.20476	1.795243	3.475287	96.52471
7	94.63877	5.361235	0.576839	99.42316	98.20428	1.795721	3.475546	96.52445
8	94.63874	5.361257	0.576840	99.42316	98.20422	1.795775	3.475573	96.52443
9	94.63874	5.361260	0.576840	99.42316	98.20422	1.795781	3.475575	96.52443
10	94.63874	5.361260	0.576840	99.42316	98.20422	1.795781	3.475575	96.52442
11	94.63874	5.361260	0.576840	99.42316	98.20422	1.795781	3.475575	96.52442
12	94.63874	5.361260	0.576840	99.42316	98.20422	1.795781	3.475575	96.52442
13	94.63874	5.361260	0.576840	99.42316	98.20422	1.795781	3.475575	96.52442
14	94.63874	5.361260	0.576840	99.42316	98.20422	1.795781	3.475575	96.52442
15	94.63874	5.361260	0.576840	99.42316	98.20422	1.795781	3.475575	96.52442
16	94.63874	5.361260	0.576840	99.42316	98.20422	1.795781	3.475575	96.52442
17	94.63874	5.361260	0.576840	99.42316	98.20422	1.795781	3.475575	96.52442
18	94.63874	5.361260	0.576840	99.42316	98.20422	1.795781	3.475575	96.52442
19	94.63874	5.361260	0.576840	99.42316	98.20422	1.795781	3.475575	96.52442
20	94.63874	5.361260	0.576840	99.42316	98.20422	1.795781	3.475575	96.52442

Fonte: Dados da pesquisa.

KOCAGIL e SHACHMUROVE (1998), em suas análises da variância de previsão da série de dados do mercado futuro americano da *commodity* milho, encontraram evidências de causalidade no sentido da volatilidade dos preços para volume, como também de causalidade bidirecional entre volatilidade absoluta dos preços e volume. Esses resultados divergem, em parte, dos apresentados neste trabalho, no qual se detectou apenas indício de causalidade no sentido de LV para LRP e causalidade bidirecional entre ALRP e LV.

As análises da decomposição da variância dos erros de previsão, para as séries de dados das *commodities* analisadas, indicaram que, de modo geral, a grande parcela da variância dos erros de previsão das séries analisadas foi decorrente de choques nas próprias séries dos dados. Observa-se, também, que as séries de dados das *commodities* algodão e milho tenderam a estabilizar-se, a

partir da oitava semana, enquanto as séries das demais *commodities* consideradas tenderam a estabilizar-se a partir da décima segunda semana.

Verifica-se, ainda, que, para a *commodity* café, a relação tendeu a mostrar-se mais evidente no sentido de ALRP para LV, enquanto as decomposições das variâncias das séries, referentes às *commodities* boi gordo e algodão, confirmaram as análises de Granger, na medida em que não se detectou relação considerável entre as séries analisadas.

Essas análises de decomposição das variâncias dos erros de previsão, para as séries de dados dos mercados futuros de soja e açúcar, também confirmaram as análises de causalidade de Granger, realizadas anteriormente.

No caso do milho, a relação detectada entre LRP e LV confirmou as análises de Granger, indicando causalidade no sentido de LV para LRP. Contudo, as decomposições das variâncias de ALRP e LV indicaram relação causal bidirecional entre essas séries, a qual tendeu a ser mais forte no sentido de ALRP para LV.

Finalmente, com vistas em inferir a respeito da relação causal entre as séries de preços e volume, foi feita a associação das análises apresentadas anteriormente com as elasticidades de impulso apresentadas a seguir.

4.4.2. Elasticidades de impulso

Dado que as elasticidades de impulso medem os efeitos de choques nas variáveis selecionadas, levando-se em consideração os efeitos simultâneos sobre as outras variáveis incluídas na análise, considerou-se, para cada uma das *commodities* analisadas, o efeito de choques em LV sobre LRP e sobre ALRP, bem como relação inversa, ou seja, de choques em LRP e ALRP sobre LV.

É importante salientar que, de modo geral, o efeito observado nas semanas imediatamente posteriores ao choque em cada uma das séries de dados observadas depende, sobretudo, da ordenação adotada para as séries analisadas, ou seja, do grau de “exogeneidade” considerado. Contudo, a utilização de uma

ordenação diferente foi complementarmente testada, não alterando as análises apresentadas.

Nas Figuras 3 e 4, apresentam-se as elasticidades de impulso dos modelos VAR estimados para a *commodity* café. A Figura 3 mostra que um choque no volume (LV) não provocou alteração na volatilidade dos preços (LRP), durante a semana imediatamente posterior, visto que se considerou a série LRP como sendo mais exógena que LV. Já na segunda semana, o efeito máximo do choque no volume foi sentido na volatilidade dos preços (LRP), reduzindo-se, progressivamente, nas semanas seguintes.

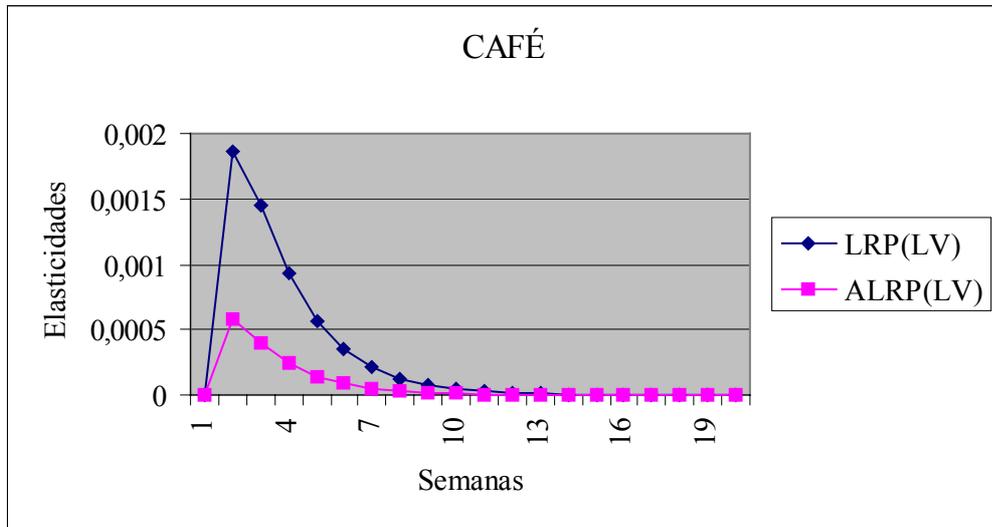
Esta análise indicou que aumento no volume de contratos negociados no mercado futuro de café da BM&F, durante o período analisado, tendeu a ter efeito positivo sobre os níveis dos preços verificados a partir da segunda até a oitava semana posterior a este choque, ou seja, tendeu a acarretar aumentos nos preços dos contratos negociados.

A Figura 3 mostrou, ainda, que um choque no número de contratos negociados (LV) provocou impacto positivo na variação absoluta dos preços (ALRP), durante o período analisado.

Outra constatação diz respeito às baixas elasticidades encontradas. Aumento de 10% no volume de contratos negociados (LV) acarretou aumento máximo na variação dos preços (LRP) de magnitude inferior a 0,02% e variação positiva máxima na variação absoluta dos preços (ALRP) de 0,005%. Essa inelasticidade das variações dos preços (LRP e ALRP) às oscilações no volume é consistente com as análises anteriores de causalidade de Granger e decomposição das variâncias, com base nas quais não se verificou nenhum efeito significativo do volume (LV) sobre as variações dos preços, medidas em termos absolutos ou não.

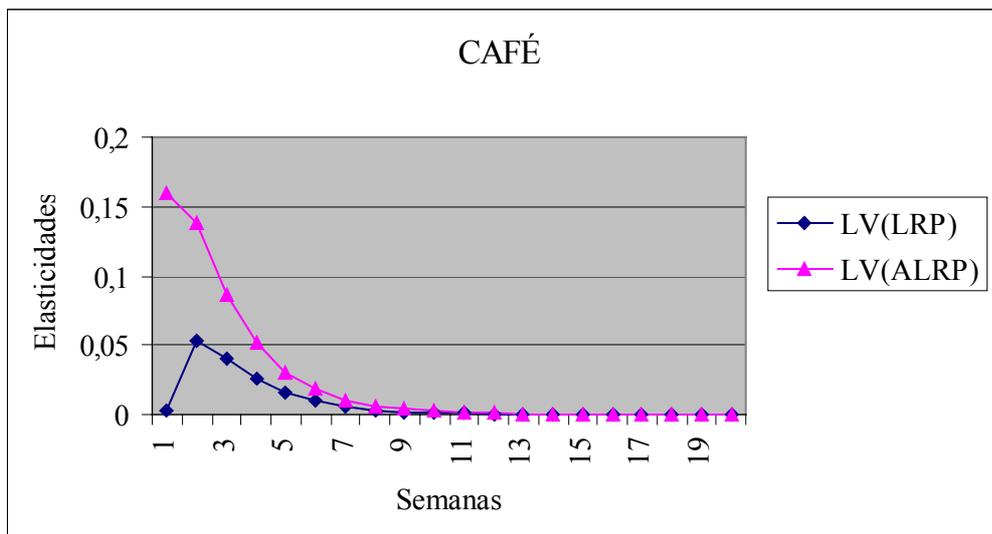
Observa-se, também, que o mercado futuro de café da BM&F leva, em média, oito semanas para ajustar-se a choques no volume.

Na Figura 4, têm-se os efeitos de choques nas variações dos preços (LRP) e na variação absoluta dos preços (ALRP) sobre o volume de contratos negociados (LV) no mercado futuro de café da BM&F. Verifica-se que, em face



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 3 - Elasticidades de impulso de LRP e ALRP a um choque em LV, no mercado futuro de café da BM&F.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 4 - Elasticidades de impulso de LV a choques em LRP e ALRP, no mercado futuro de café da BM&F.

à maior instabilidade dos preços, ou seja, em face a um aumento em ALRP, o volume de contratos negociados (LV) tendeu a aumentar, retratando, portanto, impacto positivo dos choques. Esse comportamento é consistente com o esperado, uma vez que agentes econômicos que atuam nesses mercados procuram os mercados futuros para se protegerem de oscilações nos preços, no caso dos *hedgers*, e também atraídos pelo risco proporcionado por esse comportamento instável dos preços, no caso dos especuladores.

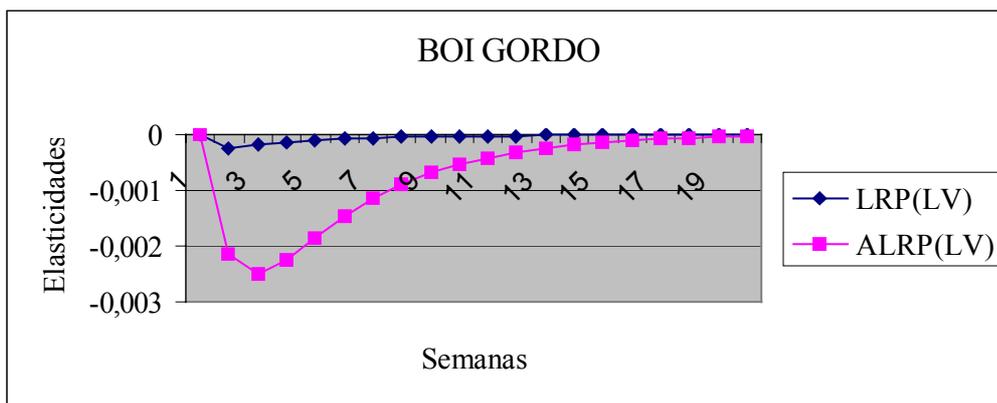
Observa-se, ainda, que, em face a aumentos nos preços dos contratos negociados, ou seja, dado um choque em LRP, o volume de contratos negociados (LV) sofreu impacto positivo, durante o período analisado.

O efeito máximo dos choques na variação dos preços (LRP) sobre o volume negociado (LV) foi sentido sobretudo na segunda semana, em que um choque de 10% em LRP teve impacto positivo em LV de, aproximadamente, 0,5%, reduzindo-se, progressivamente, nas semanas seguintes. O máximo efeito de choques na variação absoluta dos preços (ALRP) sobre o volume (LV) também foi sentido na segunda semana, em que um choque de 10% em ALRP acarretou efeito positivo de, aproximadamente, 1,5% em LV.

Nota-se também que, em face a choques na volatilidade dos preços (LRP e ALRP), o mercado futuro de café demorou, em média, oito semanas para ajustar-se completamente a essas alterações.

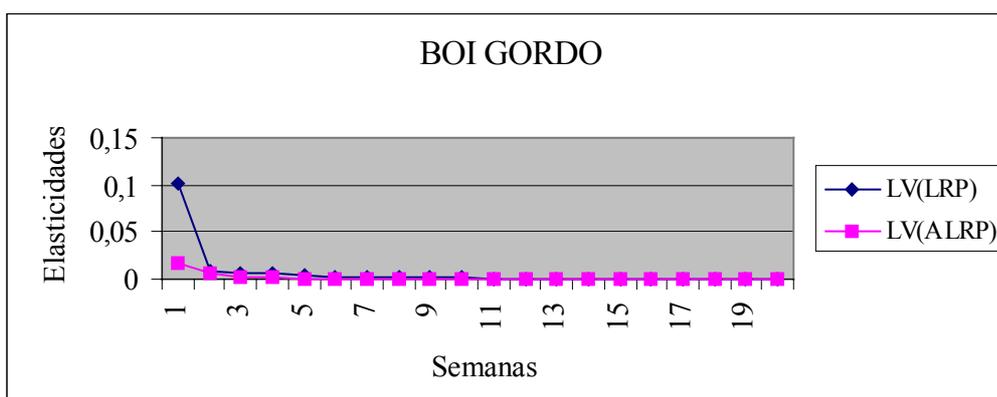
Essas análises das elasticidades de impulso, associadas às decomposições das variâncias dos erros de previsão, indicam uma causalidade no sentido de ALRP para LV, o que contraria as análises de Granger.

As Figuras 5 e 6 retratam as elasticidades de impulso para as séries de dados do mercado futuro da *commodity* boi gordo. A Figura 5 representa o efeito esperado de um choque no volume sobre a variação dos preços (LRP) e sobre a variação absoluta dos preços (ALRP). No mercado futuro de boi gordo da BM&F, nota-se que um aumento no número de contratos negociados exerce ínfima pressão negativa sobre a variação dos preços (LRP), o que indica ligeira redução nos preços futuros praticados nesses mercados. Essas análises indicam ainda um impacto negativo de choques em LV sobre ALRP. Essa constatação é



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 5 - Elasticidades de impulso de LRP e ALRP a um choque em LV, no mercado futuro de boi gordo da BM&F.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 6 - Elasticidades de impulso de LV a um choque em LRP e ALRP, no mercado futuro de boi gordo da BM&F.

consistente, visto que se espera que maior número de agentes que atuam no mercado provoque menor instabilidade nos preços.

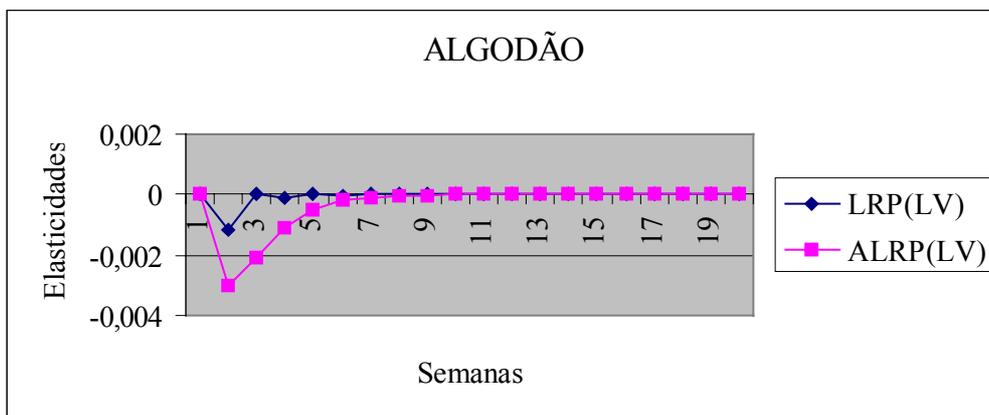
Nota-se, também, que, embora um choque no volume (LV) tenha tido impacto negativo na variação dos preços (LRP) e na variação absoluta dos preços (ALRP), esse impacto não foi relevante, dadas as baixas elasticidades de impulso verificadas.

Na Figura 6, percebe-se que um choque de 10% na variação dos preços (LRP) provocou efeito positivo de 1% no volume de contratos negociados (LV), na semana imediatamente posterior a esse aumento. Contudo, é importante ressaltar que o impacto verificado na primeira semana deveu-se à ordenação utilizada, ao se estimarem os modelos VAR entre essas séries de dados. A partir da segunda semana, não se percebeu mais nenhum efeito do choque na variação dos preços sobre o volume. Comportamento semelhante foi verificado em relação aos choques em ALRP e seu efeito sobre LV.

A partir dos resultados observados das elasticidades de impulso de LV, em face a choques em LRP e em ALRP, pode-se concluir que essas séries de dados de volatilidade dos preços, relativas ao mercado futuro de boi gordo, não exerceram impacto considerável no número de contratos negociados (LV), o que confirma as análises anteriores.

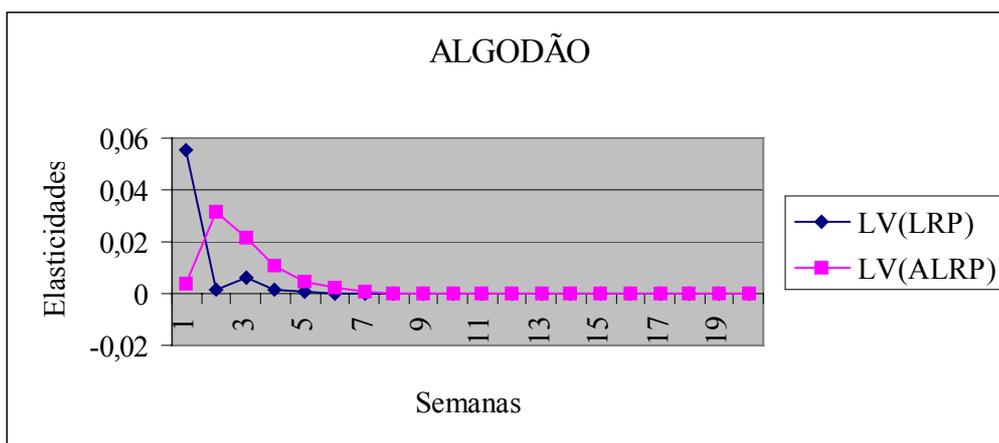
Nota-se, ainda, que o impacto do choque na variação dos preços (LRP) e na sua variação absoluta (ALRP) sobre o volume de contratos negociados (LV) foi totalmente eliminado já na segunda semana após o choque, o que indica que, de modo geral, o mercado futuro de boi gordo ajustou-se rapidamente a choques nos preços e no volume. O fato de o mercado de boi gordo ser mais direcionado para o mercado interno possibilita aos agentes que atuam nesse mercado maior controle das variáveis capazes de influenciá-lo, tornando-o, portanto, mais facilmente adaptável aos choques, uma vez que esses agentes necessitam de menor volume menor de informações para a tomada de decisões.

Nas Figuras 7 e 8, têm-se as elasticidades de impulso referentes ao mercado futuro de algodão. A Figura 7 mostra o impacto de um aumento do



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 7 - Elasticidades de impulso de LRP e ALRP a um choque em LV, no mercado futuro de algodão da BM&F.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 8 - Elasticidades de impulso de LV a um choque em LRP e ALRP, no mercado futuro de algodão da BM&F.

volume de contratos negociados sobre a variação dos preços (LRP) e sobre a variação absoluta dos preços (ALRP).

Nota-se que um choque do volume de contratos negociados (LV) no mercado futuro de algodão tem impacto negativo na variação dos preços (LRP) e na sua variação absoluta (ALRP). Isso retrata que, conforme esperado, aumento no número de participantes do mercado tende a provocar maior estabilidade nas cotações.

O impacto negativo de LV em LRP indica que, na segunda semana posterior a um choque em LV, os níveis dos preços negociados para os contratos futuros de algodão tenderam a cair e a voltar aos níveis iniciais a partir da terceira semana.

Verifica-se que o efeito de choques no volume (LV) sobre a variação dos preços (LRP) e sobre a variação absoluta dos preços (ALRP) tendeu a ser eliminado completamente, a partir da quinta semana.

Os efeitos máximos de choques em LV sobre LRP e sobre ALRP foram sentidos na segunda semana, quando se verifica que um aumento de 10% no volume (LV) provocou queda de 0,01% na variação dos preços (LRP) e que esta mesma variação no volume provocou redução na variação absoluta dos preços (ALRP) de 0,03%.

As baixas elasticidades verificadas confirmam as análises de causalidade de Granger e da decomposição da variância, que não retrataram efeito significativamente considerável de LV sobre LRP e sobre ALRP.

A Figura 8 refere-se ao efeito de um choque na variação dos preços (LRP) e na variação absoluta dos preços (ALRP) sobre o volume de contratos negociados (LV). Verifica-se que aumento na variação dos preços (LRP) tendeu a afetar, de forma considerável, o volume de contratos negociados (LV) apenas na primeira semana posterior a este choque, em que um aumento de 10% na variação dos preços (LRP) provocou, em média, elevação no número de contratos negociados (LV) de, aproximadamente, 0,6%, sendo este efeito praticamente extinto nas semanas seguintes.

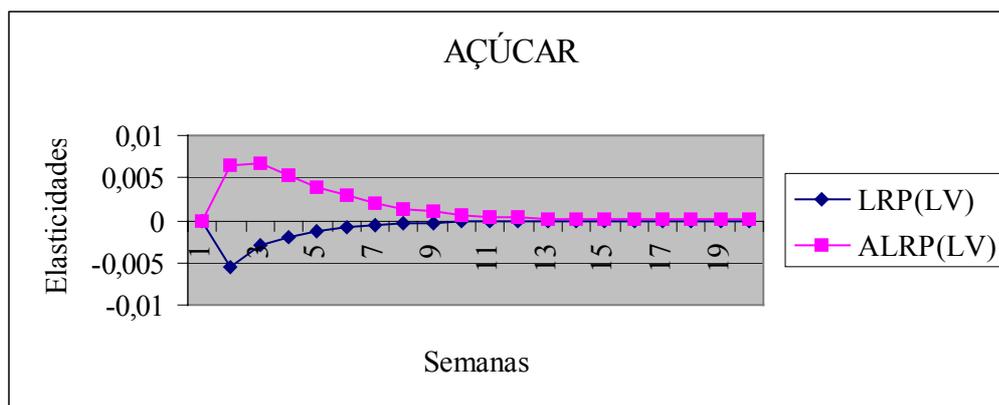
Observa-se, ainda, que um choque na variação absoluta dos preços (ALRP) teve impacto positivo no volume de contratos futuros negociados no mercado futuro de algodão da BM&F, sentido, principalmente, na segunda semana posterior ao choque. Contudo, é importante ressaltar que esse impacto, observado na semana imediatamente posterior ao choque, deveu-se, sobretudo, à ordenação adotada na estimação dos modelos VAR, conforme anteriormente enfatizado. Nesse sentido, pode-se considerar que não houve efeito significativo das séries LRP e ALRP sobre LV.

O mercado futuro do algodão demorou, em média, cinco semanas até ajustar-se totalmente a choques nos níveis de preços (LRP) e na variação absoluta dos preços (ALRP).

As Figuras 9 e 10 dizem respeito às elasticidades de impulso referentes ao mercado futuro da *commodity* açúcar. Verifica-se que um choque no volume de contratos negociados (LV) afetou, negativamente, a variação dos preços (LRP) e, positivamente, a variação absoluta dos preços (ALRP). O impacto negativo de um choque em LV sobre LRP indicou que aumento do número de contratos negociados nesse mercado tendeu a provocar quedas sucessivas nos preços, até a sétima semana posterior a este choque. Já o impacto positivo de choques em LV sobre ALRP revelou que aumento do volume de contratos negociados tendeu a fazer com que aumentasse a volatilidade absoluta dos preços.

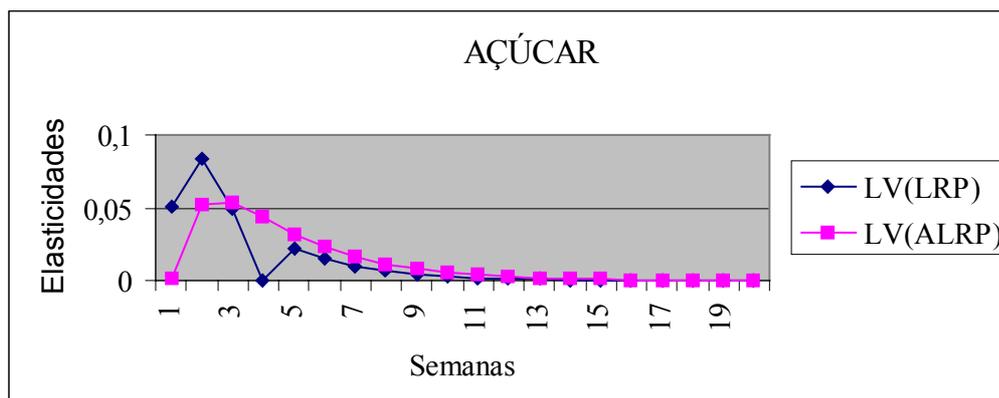
É importante salientar que o mercado futuro de açúcar na BM&F apresenta um nível de liquidez abaixo do desejável. Portanto, aumento no número de contratos negociados pode ser interpretado pelos agentes que operam no mercado como indício de alguma situação adversa no setor, fazendo com que os preços tendessem a refletir essa incerteza via aumento da sua variação absoluta (ALRP).

Na Figura 10, verifica-se que aumento na variação dos preços (LRP) tendeu a provocar aumento do volume de contratos negociados (LV), assim como aumento na variação absoluta dos preços (ALRP) tendeu a provocar aumento no número de contratos negociados (LV).



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 9 - Elasticidades de impulso de LRP e ALRP a um choque em LV, no mercado futuro de açúcar da BM&F.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 10 - Elasticidades de impulso de LV a um choque em LRP e ALRP, no mercado futuro de açúcar da BM&F.

Outro fato observado diz respeito ao tempo de duração dos choques nos preços (LRP e ALRP) e no volume (LV). Verifica-se que o tempo necessário para eliminação dos efeitos de choques no mercado futuro de açúcar foi de, aproximadamente, oito semanas.

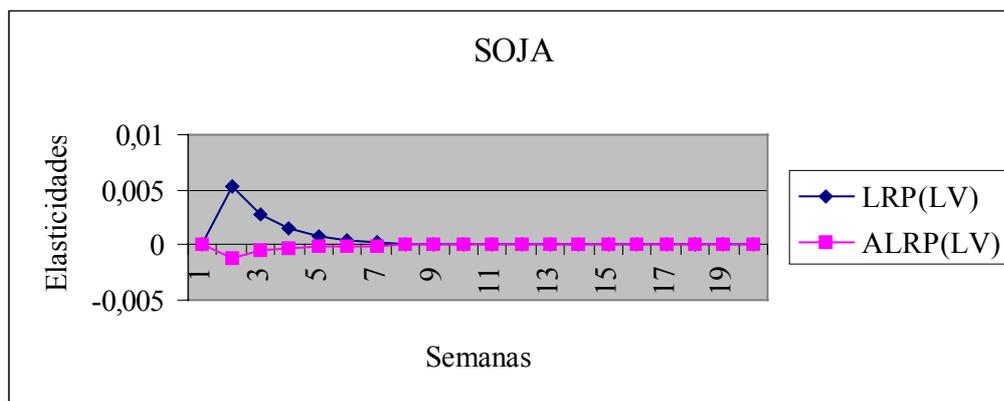
As Figuras 11 e 12 retratam as elasticidades de impulso observadas para o mercado futuro da *commodity* soja. A Figura 11 mostra o efeito de choques no volume de contratos negociados (LV), identificando seu efeito dinâmico sobre a variação dos preços (LRP) e sobre a variação absoluta dos preços (ALRP).

Nota-se que aumento do número de contratos negociados (LV) teve impacto positivo na variação dos preços (LRP) e negativo na variação absoluta dos preços (ALRP).

A Figura 11 retrata ainda que aumento no número de contratos negociados (LV) provocou ínfimo impacto negativo na variação absoluta dos preços (ALRP), na segunda semana posterior a essa alteração, ou seja, nota-se que um acréscimo no número de participantes do mercado tendeu a provocar ligeira estabilização nas cotações, na segunda semana após o choque, convergindo-se para os níveis iniciais ao choque, nas semanas seguintes.

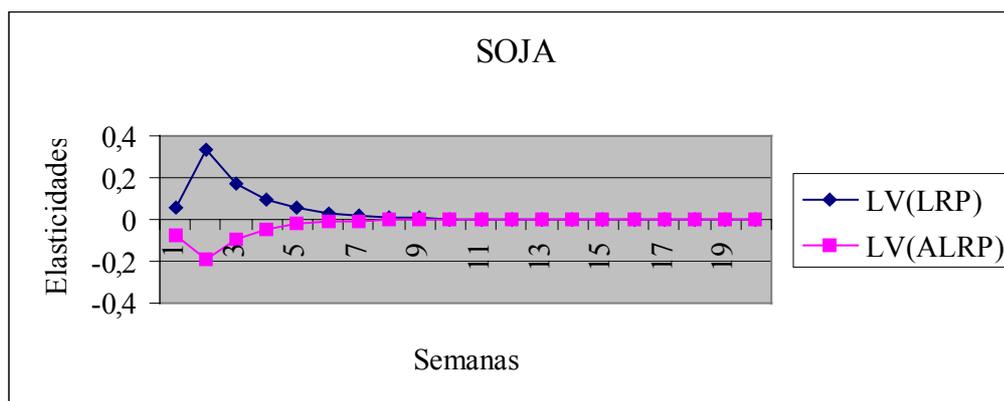
A Figura 12 mostra a resposta do volume de contratos negociados (LV) a um choque nos preços (LRP) e à variação absoluta dos preços (ALRP), durante o período analisado. Nota-se que aumento nos preços, retratado por aumentos em LRP, tendeu a provocar alteração positiva no volume (LV).

Contudo, percebe-se que aumento da variação absoluta dos preços (ALRP) tendeu a ter impacto negativo no volume de contratos negociados (LV). Esse sinal negativo, encontrado para essas elasticidades, é oposto ao esperado por meio do modelo teórico. Contudo, em se tratando de um mercado que vem apresentando sérios problemas de falta de liquidez, espera-se que, diante do aumento da incerteza a respeito do preço futuro da *commodity*, este mercado não consiga cumprir o papel de proteger os agentes que nele atuam, fazendo com que esses saiam do mercado. Nota-se, ainda, que o volume demorou, em média, sete semanas para ajustar-se a choques em LRP e ALRP.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 11 - Elasticidades de impulso de LRP e ALRP a um choque em LV, no mercado futuro de soja da BM&F.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 12 - Elasticidades de impulso de LV a um choque em LRP e ALRP, no mercado futuro de soja da BM&F.

Finalmente, nas Figuras 13 e 14, têm-se as elasticidades de impulso relativas ao mercado futuro da *commodity* milho. O impacto negativo provocado por aumentos no número de contratos negociados (LV), na variação dos preços (LRP) e na variação absoluta dos preços (ALRP) é retratado na Figura 13.

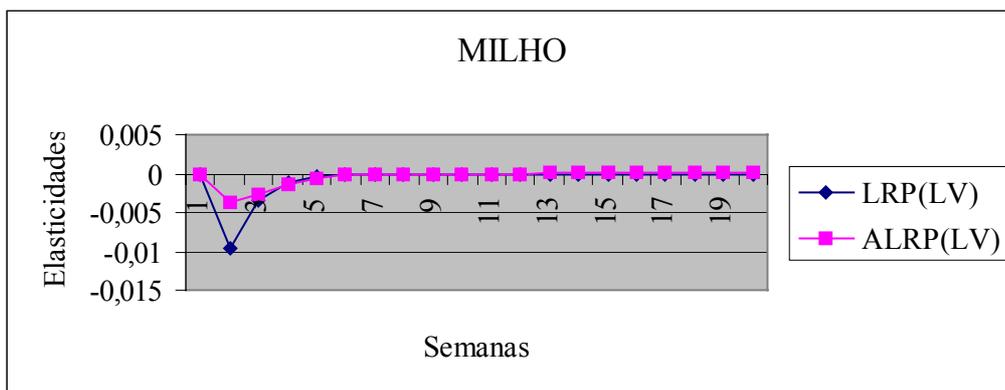
Verifica-se que aumento do volume de contratos negociados (LV) tendeu a provocar redução dos preços dos contratos, retratado pelo impacto negativo em LRP, sentido, sobretudo, na segunda semana posterior a este choque no volume. Observa-se, ainda, que este mesmo choque no volume tendeu a reduzir a variação absoluta dos preços (ALRP), ou seja, tendeu a tornar os preços dos contratos mais estáveis. Contudo, é importante ressaltar que, dadas as baixas magnitudes das elasticidades, esses efeitos não devem ser considerados como significativos.

Na Figura 14, tem-se o efeito de choques na variação dos preços (LRP) e na variação absoluta dos preços (ALRP) sobre o número de contratos negociados (LV). Nota-se que aumento na variação absoluta dos preços (ALRP) teve impacto positivo no volume negociado e que, nas duas primeiras semanas após o choque, alteração de 10% nos preços provocou alteração positiva de 1% no número de contratos negociados (LV).

Quanto ao efeito de um choque na variação dos preços (LRP) sobre o volume de contratos negociados (LV), nota-se que esse impacto foi positivo na semana imediatamente posterior a esse aumento e foi negativa da segunda até a quarta semana, a partir da qual não se verificou mais impacto do aumento dos preços.

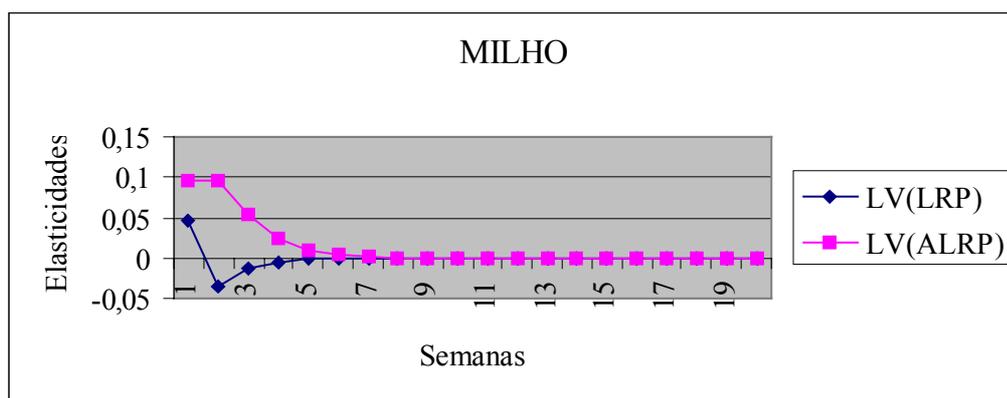
De modo geral, percebe-se que o mercado futuro de milho na BM&F levou, aproximadamente, quatro semanas para ajustar-se às alterações no volume (LV), na variação dos preços (LRP) e na variação absoluta dos preços (ALRP).

As análises dos sinais das elasticidades de impulso para as *commodities* agropecuárias negociadas na BM&F revelaram que, durante os períodos analisados, a incidência de aumento nos preços dos contratos futuros, retratado por aumentos em LRP, teve impacto positivo no número de contratos negociados (LV). Essa constatação é coerente com a argumentação de Copeland e Jennings,



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 13 - Elasticidades de impulso de LRP e ALRP a um choque em LV, no mercado futuro de milho da BM&F.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 14 - Elasticidades de impulso de LV a um choque em LRP e ALRP, no mercado futuro de milho da BM&F.

citados por KOCAGIL e SHACHMUROVE (1998), segundo os quais se espera que o volume resultante de uma mudança de preço positiva seja superior ao volume resultante de uma mudança de preço negativa.

As análises dos efeitos de choques nas séries LRP, ALRP e LV, nos mercados considerados, mostraram que as *commodities* algodão e milho tenderam a ajustar-se mais rapidamente aos choques nas séries consideradas, quando comparadas aos demais mercados analisados. É importante observar que se trata de produtos voltados, principalmente, ao mercado interno, enquanto os demais produtos visam, sobretudo, ao mercado externo, dado que eles têm papel crucial na pauta de exportações brasileiras.

Quanto às análises dos sinais observados para as elasticidades de impulso, verifica-se também que, com exceção do mercado futuro da soja, nos demais mercados agropecuários da BM&F, o volume de contratos negociados tendeu a expandir-se em face ao aumento na variação absoluta dos preços (ALRP), o que indica que, de modo geral, os agentes econômicos tenderam a buscar esses mercados como forma de prevenir das incertezas a respeito dos preços futuros das *commodities*.

Quanto ao efeito de choques no volume (LV) sobre os níveis dos preços (LRP), percebe-se que, nos mercados futuros das *commodities* boi gordo, algodão, açúcar e milho, os preços futuros tenderam a cair diante dos aumentos inesperados no volume (LV). Já nos mercados de café e soja, observa-se que os preços tenderam a expandir-se diante dos aumentos no volume de contratos negociados.

Observa-se ainda, que, nos mercados futuros do boi gordo, algodão, soja e milho da BM&F, os preços futuros tenderam a estabilizar-se diante do aumento do número de contratos futuros negociados (LV). Essa maior estabilização dos preços futuros foi retratada pelo impacto negativo de um choque em LV sobre ALRP. Já nos mercados de café e açúcar, verifica-se que, em face ao aumento do volume de contratos negociados, os preços tenderam a tornar-se mais instáveis, dado o impacto positivo em ALRP.

Contudo, é importante salientar que, em face às baixas elasticidades de impulso calculadas, torna-se necessário que essas sejam interpretadas com parcimônia e em conjunto com os procedimentos anteriormente analisados, como as causalidades de Granger e as decomposições das variâncias dos erros de previsão, sendo úteis para indicar, sobretudo, em que sentido a relação entre as séries consideradas é mais evidente.

No caso do café, a associação dos procedimentos analíticos intertemporais das séries consideradas indicou que a relação entre as séries consideradas é mais evidente no sentido de ALRP para LV. Para os mercados de algodão e boi gordo, nessas análises não se verificou presença de relação causal significativa entre as séries LV e LRP e entre LV e ALRP.

No mercado futuro de açúcar da BM&F, as análises de Granger indicaram causalidade significativa no sentido de LV para LRP e de LV para ALRP. Essa relação entre as séries de dados foi confirmada pelas análises de decomposição das variâncias dos erros de previsão para as séries selecionadas. Já as magnitudes das elasticidades de impulso apontaram relação inversa entre essas séries. Contudo, dado que as duas análises anteriores apontaram causalidade no sentido de LV para LRP, pode-se inferir que esta relação seja mais significativa que a inversa.

No caso do mercado futuro da soja, as análises de Granger, de decomposição da variância e de elasticidades de impulso apontaram causalidade bidirecional entre LRP e LV e de ALRP para LV.

Finalmente, para o mercado futuro do milho, as três análises apontaram causalidade no sentido de LV para LRP e as análises das decomposições das variâncias e das elasticidades de impulso indicaram, ainda, causalidade bidirecional entre as séries ALRP e LV, sendo mais evidente no sentido de ALRP para LV.

Percebe-se ainda que, nos mercados das *commodities* açúcar, soja e milho, durante o período analisado, em que houve liquidez relativamente inferior, os volumes negociados tenderam a afetar os preços, ou seja, os preços tenderam a oscilar diante das alterações no número de negociantes no mercado.

Já nos mercados com nível relativamente superior de liquidez, como de café e de boi gordo, a causalidade tendeu a ser mais evidente no sentido da variação absoluta dos preços (ALRP) para o volume (LV) ou, então, não se detectou causalidade em nenhuma direção. Nesse aspecto, verifica-se, de modo geral, tendência de a eficiência ser positivamente correlacionada com a participação no mercado.

No que tange à causalidade entre as séries LV e ALRP, pode-se inferir, com base nas argumentações da CSI e da CIS, que, nos mercados de café, açúcar, soja e milho, o processo de difusão e processamento das informações ocorre seqüencialmente, ou seja, conforme a CIS. Nos mercados de boi gordo e algodão, não se pode tirar conclusões a respeito do processo de funcionamento da difusão e processamento das informações no mercado, uma vez que não se detectou causalidade entre as séries LV-ALRP, bem como nenhuma relação contemporânea, haja vista a ausência de correlação contemporânea entre essas séries.

5. RESUMO E CONCLUSÕES

A redução da participação relativa do Estado na economia tem feito com que os empresários rurais busquem novos mecanismos de financiamentos da produção, bem como formas alternativas de redução dos riscos de preços, inerentes ao setor. Nesse sentido, tem-se verificado que os agentes que operam nesse setor tendem a aumentar suas participações nos mercados futuros de *commodities* agropecuárias como forma de gerenciamento do risco de preço.

Contudo, se comparada com o tamanho e com a relevância das atividades agropecuárias para a economia do País, a participação dos contratos futuros das *commodities* agropecuárias no volume total de contratos futuros negociados na BM&F é irrelevante, em face ao volume gerado pelas *commodities* financeiras.

O conhecimento da dinâmica dos mercados futuros agropecuários da BM&F, no que tange ao processamento e à difusão de novas informações entre os agentes que operam nesses mercados, bem como a análise da relação entre volume de contratos negociados e volatilidade dos preços, pode contribuir para maior domínio da dinâmica desses mercados, auxiliando, ainda, no aumento da confiabilidade das negociações e na realização de ações que visem otimizar sua utilização pelos agentes econômicos.

Neste trabalho, procurou-se analisar a dinâmica da relação entre volatilidade dos preços, em termos absolutos e não-absolutos, e volume de

contratos negociados das *commodities* agropecuárias café, boi gordo, algodão, açúcar, soja e milho, negociadas na BM&F.

As *commodities* café e boi gordo foram analisadas no período de 4 de julho de 1994 a 30 de junho de 1999. No caso da soja, as séries de dados foram analisadas no período de 20 de outubro de 1995 a 30 de junho de 1999; algodão, de 22 de novembro de 1996 a 30 de junho de 1999; açúcar, de 29 de setembro de 1995 a 30 de junho de 1999; e milho, de 29 de novembro de 1996 a 30 de junho de 1999.

Os dados utilizados nas análises foram tomados nos logaritmos neperianos da razão dos preços de ajuste, ou seja, $\ln(P_t/P_{t-1})$, utilizando-se, como base, o preço de ajuste médio semanal, no caso da série variação (volatilidade) dos preços (LRP); o valor absoluto dessa relação, no caso da variação (volatilidade) absoluta dos preços (ALRP); e nos logaritmos neperianos da média semanal do número de contratos negociados (LV).

O modelo teórico, aqui utilizado para analisar a relação entre volatilidade dos preços e volume de contratos negociados, baseou-se na argumentação teórica de GROSSMAN (1977), segundo o qual o aumento da incerteza, que pode ser mensurada via volatilidade dos preços futuros, contribui para aumentar o volume de contratos futuros negociados, em razão, sobretudo, da existência de diferentes funções de preferência de risco, bem como da existência de informações diferenciadas entre os indivíduos.

As argumentações da hipótese da chegada simultânea de informações (CSI) e da hipótese da chegada de informações em seqüência (CIS) foram utilizadas na análise do processo de difusão e processamento das informações nos mercados brasileiros de futuros agrícolas, a partir da relação entre volatilidade absoluta dos preços (ALRP) e volume de negociação (LV). A relação entre as séries volatilidade de preço (LRP) e volume (LV) foi utilizada para inferir sobre a eficiência desses mercados e sobre a simetria de custos de comercialização em períodos temporais diferenciados.

Segundo a hipótese da CSI, ocorre impacto contemporâneo na variação absoluta dos preços e no volume de contratos futuros negociados, não havendo

informações passadas do comportamento dos preços que já não estejam contidas nos volumes passados. Portanto, preço e volume mudam simultaneamente, quando novas e inesperadas informações chegam ao mercado.

A hipótese da CIS estabelece que as informações que chegam ao mercado sejam difundidas para um único negociante de cada vez, sendo as negociações realizadas após cada chegada de novas informações. Admite-se, portanto, que valores passados do comportamento dos preços forneçam informações que possam auxiliar nas previsões de volume, enquanto valores passados de volume podem contribuir nas previsões de comportamento dos preços, sustentando, portanto, causalidade entre variação absoluta dos preços e volume de contratos negociados.

Quanto à eficiência dos mercados futuros, espera-se que, nos mercados eficientes, não haja nenhuma relação causal no sentido do volume de contratos negociados para os preços (LV para LRP), visto que, nesses mercados, espera-se que as ações individuais dos agentes que neles atuam não sejam capazes de influenciar as cotações.

As análises da estacionariedade das séries volume e volatilidade absoluta e não-absoluta dos preços futuros, para as *commodities* analisadas, mostraram que as séries são estacionárias em seus próprios níveis, o que permitiu as análises posteriores de causalidade no sentido de Granger e as análises derivadas dos modelos VAR.

Os principais resultados encontrados, no que se refere à ausência de correlação entre LV e LRP, apontam a existência de custos simétricos em se tomar posições de curto ou de longo prazo, nos mercados de café, boi gordo, algodão, açúcar e milho, da BM&F, dada a ausência de correlação entre essas séries de dados desses mercados. Contudo, no mercado futuro da soja, a correlação positiva, detectada entre as séries LRP e LV, indica existência de custos diferenciais (assimétricos), em se tomar posições de curto ou de longo prazo, conforme sugerem as argumentações de KARPOFF (1987).

Os testes de causalidade de Granger, bem como a análise da decomposição da variância dos erros de previsão e as elasticidades de impulso

das séries de dados relativas aos mercados futuro de café, boi gordo e algodão, da BM&F, indicam que esses mercados são eficientes em processar novas informações, o que pode ser percebido, sobretudo, pela ausência de causalidade no sentido de volume (LV) para variação dos preços (LRP). Nesse sentido, dada a causalidade de volume para variação dos preços, verificada nos mercados de açúcar, soja e milho, pode-se inferir sobre a ineficiência informacional desses mercados.

Constata-se, ainda, que os mercados de maior participação relativa no volume negociado, ou seja, nos mercados de maior liquidez, tenderam a apresentar eficiência, o que retratou uma relação direta entre eficiência informacional e participação no mercado, durante o período analisado.

As análises das elasticidades de impulso dos mercados brasileiros de futuros agrícolas indicam que os mercados das *commodities*, cuja produção interna é mais voltada para o mercado externo, como café, boi gordo, soja e açúcar, tenderam, em geral, a ajustar-se mais lentamente aos choques nas volatilidades dos preços (absolutas ou não), bem como aos choques no volume de contratos negociados. Possivelmente, isto se deveu ao fato de os agentes que operam nesses mercados necessitarem de maior volume de informações para tomar posições no mercado, o que, necessariamente, requer um período superior ao exigido pelos agentes que operam nos mercados direcionados ao mercado interno, como milho e algodão.

Nos mercados de café e soja, verifica-se tendência de a dinâmica da relação entre a volatilidade dos preços e o volume de contratos negociados ser mais evidente. Conforme o teste de causalidade de Granger, as análises das decomposições das variâncias dos erros de previsão das séries e as elasticidades de impulso, no sentido da volatilidade dos preços (medida em termos absolutos ou não) para o volume negociado.

Essa evidência empírica confirma a argumentação teórica de GROSSMAN (1977), que indicou que, em se tratando de mercados futuros, o nível de incerteza a respeito dos preços futuros praticados nesses mercados,

mensurada via volatilidade dos preços futuros, tem influência no volume de contratos negociados.

Os sinais positivos, verificados para as elasticidades de impulso do volume em face a choques na variação dos preços e na variação absoluta dos preços, indicam que os preços mínimos assegurados pelo governo durante vários anos, bem como as políticas de subsídios ao setor agropecuário brasileiro, podem ser apontados como alguns dos principais inibidores da expansão dos mercados futuros agropecuários no País. Tendo em vista que esses fatores contribuem para reduzir os riscos de preço defrontados pelos produtores nacionais, reduz-se o incentivo desses agentes, que se valem dos mercados futuros como elemento capaz de reduzir a incerteza gerada pela atividade que desempenham, daí a baixa liquidez verificada na maioria dos mercados agropecuários da BM&F, durante vários anos. Confirmam, também, a idéia de que, à medida que os mercados agropecuários estão tendendo a operar mais livremente, dada a tendência de redução da atuação governamental no setor, espera-se que haja aumento crescente na busca desses mercados pelos agentes econômicos.

As evidências de relação causal entre volatilidade absoluta dos preços futuros (ALRP) e volume de contratos negociados (LV), obtidas pelas análises de causalidade de Granger e pela decomposição da variância de previsão entre essas séries de dados, nos mercados de café, açúcar, soja e milho, revelam que, nesses mercados, as informações tendem a ser processadas seqüencialmente, ou seja, conforme a hipótese da CIS. Isto significa que os agentes que atuam nesses mercados não recebem as informações no mesmo período de tempo, ou seja, o processo de difusão de novas informações nesses mercados é assimétrico, visto que todos os participantes do mercado não têm acesso simultâneo às informações.

Dada a ausência de relação causal entre as séries volatilidade absoluta dos preços (ALRP) e volume de contratos negociados (LV), para as *commodities* boi gordo e algodão, bem como a ausência de correlação entre essas séries de dados, não foi possível realizar inferências sobre o processo de difusão e processamento das informações nesses mercados.

Esta análise do processo de difusão das informações, nos mercados futuros agrícolas brasileiros, poderá ser útil para enfatizar a necessidade de investimentos em informações sobre os mercados, por parte dos seus agentes reguladores, contribuindo, dessa forma, para maior eficiência na difusão e no processamento de informações nesses mercados e incentivando a procura por esses mercados.

As análises das elasticidades de impulso, referentes à dinâmica da relação intertemporal das séries de variação dos preços e volume, poderão auxiliar os agentes, que atuam nestes mercados, no planejamento das suas ações, para que possam tomar decisão no momento ideal, com vistas em alterar suas posições nos mercados.

Como sugestão para futuros trabalhos, dentro dessa linha de análise, tem-se a investigação dos efeitos da internacionalização dos mercados agropecuários brasileiros sobre a relação entre as séries volatilidade dos preços e volume, dado que se espera que maior número de agentes que atuam nesses mercados possa alterar, substancialmente, suas dinâmicas de comportamento.

Este trabalho não pretende fornecer uma conclusão definitiva sobre a relação preço-volume nos mercados futuros agropecuários brasileiros. A utilização de uma série relativamente pequena de dados, dado o caráter recente de alguns desses contratos, bem como a irregularidade de observações verificada, principalmente nas séries de dados relativas ao volume de contratos negociados dos mercados de algodão, açúcar, soja e milho, pode ser apontada como uma limitação das análises apresentadas. Contudo, espera-se que este estudo desenvolva nos agentes e no meio acadêmico o interesse em aprofundar nessas análises, auxiliando, assim, na expansão da utilização dos mercados futuros agrícolas no Brasil, tendo em vista os efeitos positivos verificados nos países que os utilizam amplamente.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGRIANUAL. **Anuário estatístico da agricultura brasileira**. São Paulo: FNP – Consultoria e Comércio, 2000.
- ANUALPEC. **Anuário estatístico da pecuária brasileira**. São Paulo: FNP – consultoria e comércio, 1999.
- AGUIAR, D.R.D. **Custo, risco e margem de comercialização de arroz e de feijão no Estado de São Paulo: análise dinâmica e teste de modelos alternativos**. Piracicaba: ESALQ, 1994. 185 p. Tese (Doutorado em Economia Agrária) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1994.
- AGUIAR, D.R.D. **Comercialização em mercados futuros e de opções**. Viçosa: UFV, 1996. 29 p. (Mimeogr.).
- AGUIAR, D.R.D. **Mercados futuros e de opções**. Viçosa: UFV, 1998. 29 p. (Mimeogr.).
- ARBEX, M.A. **Credibilidade das políticas econômicas e relações com o mercado futuro no Brasil**. Viçosa: UFV, 1997. 116 p. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa, 1997.
- BACCHI, M.R.P. **Previsão de preços de bovino, suíno e frango com modelos de séries temporais**. Piracicaba: ESALQ, 1994. 173 p. Tese (Doutorado em Economia Agrária) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1994.
- BACCHI, M.R.P. **Integração, co-integração e modelo de correção de erro: uma introdução**. Viçosa: UFV, 1995. 21 p. (Mimeogr.).

- BESSLER, D.A., BRANDT, J.A. Causality tests in livestock markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 64, n. 1, p. 140-144, 1982.
- BOLSA DE MERCADORIAS & FUTUROS – BM&F. **Apostila Curso Universidade Federal de Viçosa: Agropecuários**. s.d. (mimeogr.)
- BOLSA DE MERCADORIAS & FUTUROS - BM&F. **Notícias BM&F–Brasil**, São Paulo, v. 3, n. 30, nov. 1999. [28 dez. 1999]. (<http://bmf.com.br>).
- COPELAND, T.E. A model of asset trading under the assumption of sequential information arrival. **Journal of Finance**, n. 31, p. 1149-1168, 1976.
- CORNELL, B. The relationship between volume and price variability in futures markets. **The Journal of Futures Markets**, Chicago, v. 1, n. 3, p. 303-316, 1981.
- COSTA, R.T. Operacionalização na BM&F. In: SEMINÁRIO “ESTRATÉGIAS OPERACIONAIS PARA OS MERCADOS DE BOI E CAFÉ”, s.d., Piracicaba. **Anais...** Piracicaba: ESALQ, s.d. p. 62-75.
- CRUZ, E.R. Aspectos teóricos sobre incorporação de riscos em modelos de decisão. In: EMBRAPA. **Planejamento da propriedade agrícola**. Brasília: 1984. p. 237-260.
- DICKEY, D.A., FULLER, W.A. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. **Journal of American Statistical Association**, n. 74, p. 427-431, 1979.
- DICKEY, D.A., FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time with a unit root. **Econometrica**, n. 49, p. 1057-1072, 1981.
- EATON, B.C., EATON, D.F. **Microeconomia**. São Paulo: Saraiva, 1999. 606 p.
- ENGENHEIROS FINANCEIROS E CONSULTORES - EFC. **Projeto de derivativos agropecuários: entrevistas**. São Paulo: 1996. 6 p.
- EPPS, T.W. Security price changes and transaction volumes: theory and evidence. **The American Economic Review**, v. 65, n. 4, p. 586-597, 1975.
- EPPS, T.W., EPPS, M.L. The stochastic dependence of security price changes and transaction volumes: implications for the mixture-of-distribution hypothesis. **Econometrica**, n. 44, p. 305-321, 1976.
- FORBES, L.F. **Mercados futuros: uma introdução**. São Paulo: BM&F, 1994. 68 p.

- FOSTER, A.J. Volume - volatility relationships for crude oil futures markets. **The Journal of Futures Markets**, Chicago, v. 15, n. 8, p. 929-951, 1995.
- FULLER, W.A. **Introduction to statistical time series**. New York: John Wiley, 1976. 470 p.
- GARCIA, P., LEUTHOULD, R.M., ZAPATA, H. Lead - lag relationships between trading volume and price variability: new evidence. **The Journal of Futures Markets**, Chicago, v. 6, n. 1, p. 1-10, 1986.
- GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, n. 37, p. 424-438, 1969.
- GROSSMAN, S.J. The existence of futures markets, noisy rational expectations and informational externalities. **Review of Economic Studies**, n. 64, p. 431-449, 1977.
- GUJARATI, D.N. **Basic econometrics**. 3.ed. New York: McGraw-Hill, 1995. 838 p.
- HAMILTON, J. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University, 1994. 768 p.
- HILL, C., GRIFFITHS, W., JUDGE, G. **Econometria**. São Paulo: Saraiva, 1999. 408 p.
- HULL, J. **Introdução aos mercados futuros e de opções**. 2.ed. São Paulo: Cultura e BM&F, 1996. 448 p.
- KARPOFF, J.M. The relation between price changes and trading volume: a survey. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 22, n. 1, p. 109-126, 1987.
- KNIGHT, F.H. **Risk, uncertainty and profit**. New York: Harper Torchbooks, 1921. 375 p.
- KOCAGIL, A.E., SHACHMUROVE, Y. Return - volume dynamics in futures markets. **The Journal of Futures Markets**, Chicago, v. 18, n. 4, p. 399-426, 1998.
- KOMATSU, A. BM&F abre as portas ao investidor estrangeiro. **Gazeta Mercantil - Caderno Gazeta Mercantil Latino-Americana**, São Paulo, n. 181, p. 37, 11 a 17 out. 1999.

- MALLIARIS, A.G., URRUTIA, J.L. Volume and price relationships: hypotheses and testing for agricultural futures. **The Journal of Futures Markets**, Chicago, v. 18, n. 1, p. 53-72, 1998.
- MARQUES, P.V., AGUIAR, D.R.D. **Comercialização de produtos agrícolas**. São Paulo: EDUSP, 1993. 295 p.
- MARQUES, P.V., CAFFAGNI, L.C., SOUSA, E.L.L. Mercados futuros e financiamentos agropecuários. In: VIEIRA, W., CARVALHO, F. (Eds.). **MERCOSUL: agronegócios e desenvolvimento econômico**. Viçosa: UFV, 1997. p. 87-106.
- MARTELL, T.F., WOLF, A.S. Determinants of trading volume in futures markets. **The Journal of Futures Markets**, Chicago, v. 7, n. 3, p. 233-244, 1987.
- 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**. São Paulo: FGV, 1998. 178 p. Dissertação (Mestrado em Administração de Empresas) - Fundação Getúlio Vargas, 1998.
- MAS-COLLEL, A., WHINSTON, M.D., GREEN, J.R. **Microeconomic theory**. New York: Oxford University, 1995. 981 p.
- PHILLIPS, P.C.B. Time series regression with a unit regression. **Econometrica**, n. 55, p. 277-301, 1987.
- PHILLIPS, P.C.B., PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. **Biometrika**, n. 75, p. 335-346, 1988.
- PINDYCK, R.S., RUBINFELD, D.L. **Econometric models and economic forecasts**. 4.ed. New York: McGraw-Hill, 1998. 596 p.
- ROCHELLE, T.C.P. **O contrato futuro de boi gordo: uma análise do impacto da introdução da liquidação financeira sobre o risco da base**. Piracicaba: ESALQ, 1997. 138p. Dissertação (Mestrado em Economia Agrária) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1997.
- SCHOUCHANA, F. **Mercados futuros e de opções agropecuários: teoria e prática**. São Paulo: BM&F, 1995. 55 p.
- SCHOUCHANA, F. Mercados futuros e opções agropecuários no mundo e no Brasil. **Preços Agrícolas**, São Paulo, n. 132, p. 4-6, 1997a.
- SCHOUCHANA, F. Panorama de crescimento dos futuros agropecuários. **Resenha BM&F**, São Paulo, n. 118, p. 59-62, 1997b.

- SCHOUCHANA, F. **Introdução aos mercados futuros e de opções agropecuários**. São Paulo: BM&F, 1997c. 70 p.
- SCHOUCHANA, F. Hora de valer-se dos mercados futuros agropecuários. In: **Agrianual**. São Paulo: FNP Consultoria & Comércio, 1997c. p. 14-17.
- SILVA, A.B.M. **Análise da eficiência do mercado futuro de soja no Brasil**. Viçosa: UFV, 1998. 102 p. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa, 1998.
- SIMS, C. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, n. 48, p. 1-48, 1980.
- SOUZA, E.L.L. **Estudo do potencial de desenvolvimento de um mercado futuro de milho no Brasil**. Piracicaba: ESALQ, 1996. 122 p. Dissertação (Mestrado em Economia Agrária) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1996.
- TEIXEIRA, M.A. **Mercados futuros: fundamentos e características operacionais**. São Paulo: BM&F, 1992. 53 p.
- VARIAN, H.R. **Microeconomia: princípios básicos**. 2.ed. Rio de Janeiro: Campus, 1994. 710 p.
- VIEIRA, W.C. **Ajuste macroeconômico e preço relativo agricultura-indústria no Brasil: 1982/88**. Piracicaba: ESALQ, 1995. 134 p. Tese (Doutorado em Economia Agrária) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1995.
- WILEY, M.K., DAIGLER, R.T. Volume relationships among types of traders in the financial futures markets. **The Journal of Futures Markets**, Chicago, v. 18, n. 1, p. 91-113, 1998.

APÊNDICES

APÊNDICE A

PRINCIPAIS ESPECIFICAÇÕES DO CONTRATO FUTURO CAMBIAL¹⁸

AÇÚCAR CRISTAL ESPECIAL

- 1. Objeto de negociação:** açúcar cristal especial, com mínimo de 99,50 graus de polarização, máximo de 0,10% de umidade, máximo de 480 cor ICUMSA, máximo de 0,10% de cinzas, ensacado em sacas novas de polipropileno, destinado ao mercado interno.
- 2. Cotação:** pontos por saca de 50 kg líquidos, com duas casas decimais, sendo cada ponto equivalente à taxa de câmbio média entre as operações de venda de dólar dos Estados Unidos, para entrega pronta, contratada nos termos da Resolução 1.690/90, do Conselho Monetário Nacional - CMN, e divulgada pelo Banco Central do Brasil - Bacen.

¹⁸ As informações dos contratos de açúcar, bem como dos demais contratos, são de outubro de 1999. Dadas as constantes alterações nestes contratos, informações detalhadas e atualizadas deverão ser obtidas no site <http://bmf.com.br>. Obs.: Contratos vigentes até 24.11.1999. Em 25.11.1999, os contratos agropecuários da BM&F foram alterados pelo Ofício Circular, de 25.11.1999 (Apêndice B).

3. **Variação mínima de apregoação:** 0,01 ponto (equivalente a US\$0,01) por saca de 50 kg líquidos.
4. **Oscilação máxima diária:** o limite de oscilação será fixado pela BM&F. A BM&F poderá, a qualquer momento, alterar os limites de oscilação, bem como sua aplicação aos diversos vencimentos.
5. **Unidade de negociação:** 270 sacas de 50 kg líquidos.
6. **Meses de vencimento:** janeiro, março, maio, julho, setembro e novembro.
7. **Número de vencimentos em aberto:** no máximo oito.
8. **Data de vencimento e último dia de negociação:** último dia útil do mês de vencimento.
9. **Day trade:** são admitidas operações de compra e venda para liquidação diária (*day trade*), desde que realizadas no mesmo pregão, pelo mesmo cliente (ou operador especial), intermediadas pela mesma corretora de mercadorias e registradas pelo mesmo membro de compensação. Os resultados auferidos nessas operações são movimentados, financeiramente, no dia útil seguinte ao de sua realização. O valor em dólares será convertido em reais pela taxa de câmbio (TC), definida no item 10.
10. **Ajuste diário:** as posições em aberto, ao final de cada pregão, serão ajustadas com base no preço de ajuste do dia, estabelecido no *call* de fechamento, conforme regras da Bolsa, com movimentação financeira no dia útil subsequente.
11. **Ponto de entrega (local de formação do preço):** Estado de São Paulo (SP).
12. **Condições de liquidação no vencimento:**
 - a) *Liquidação financeira:* as posições em aberto, após o encerramento do último dia de negociação, serão liquidadas, financeiramente, pela BM&F,

mediante o registro de operação de natureza inversa (compra ou venda) à da posição, na mesma quantidade de contratos, pelo valor de liquidação, calculado pela multiplicação da média aritmética dos últimos três dias úteis do Indicador do Preço Disponível de Açúcar ESALQ/BM&F, do vencimento do contrato, pela unidade de negociação.

b) *Liquidação por entrega:*

- Período de emissão do Aviso Inicial no quinto dia útil anterior à data de vencimento e encerra às 10 horas do último dia de negociação.
- Local de entrega: armazéns de usinas produtoras.
- Procedimento de entrega: as corretoras de mercadorias, cujos clientes vendedores estiverem interessados em liquidar suas posições por entrega, emitirão o Aviso de Intenção de Liquidação por Entrega a partir do quinto dia útil anterior ao último dia de negociação, até essa mesma data (inclusive).

No final de cada dia, imediatamente após o *call* de fechamento, serão leiloados os Avisos de Intenção de Liquidação por Entrega, por ordem cronológica de recebimento.

Obs.: ATUALIZADO PELO OFÍCIO CIRCULAR 092/97-SG, DE 18.07.1997.

ALGODÃO

- 1. Objeto de negociação:** algodão em pluma, embalado em fardos, classificado pela BM&F, sob padrões do Ministério da Agricultura, depositado em armazéns gerais credenciados pela Bolsa, base tipo 6, de acordo com a legislação em vigor, e comprimento da fibra único de, no mínimo, 1 1/16 polegada.
- 2. Cotação:** centavos de ponto por libra-peso, com duas casas decimais, sendo cada ponto equivalente à taxa de câmbio média entre operações de venda de

dólar dos Estados Unidos, para entrega pronta, contratada nos termos da Resolução 1.690/90, do Conselho Monetário Nacional (CMN), e divulgada pelo Banco Central do Brasil (Bacen).

- 3. Variação mínima de apregoação:** 0,0001 ponto (equivalente a US\$ 0,0001) por libra-peso.
- 4. Oscilação máxima diária:** o limite de oscilação será fixado pela BM&F. A BM&F poderá, a qualquer momento, alterar os limites de oscilação, bem como sua aplicação aos diversos vencimentos.
- 5. Unidade de negociação:** 28.108,65 libras-peso ou 12.750 kg.
- 6. Meses de vencimento:** março, maio, julho, outubro e dezembro.
- 7. Número de vencimentos em aberto:** no máximo sete.
- 8. Data de vencimento e último dia de negociação:** sexto dia útil anterior ao último dia útil do mês do vencimento. Nesse dia, não se admitirá *day trade* nem abertura de novas posições vendidas para esse vencimento.
- 9. Day trade:** são admitidas operações de compra e venda para liquidação diária (*day trade*), desde que realizadas no mesmo pregão, pelo mesmo cliente (ou operador especial), intermediadas pela mesma corretora de mercadorias e registradas pelo mesmo membro de compensação. Os resultados auferidos nessas operações são movimentados, financeiramente, no dia útil seguinte ao de sua realização. O valor em dólares será convertido em reais pela taxa de câmbio (TC), definida no item 10.
- 10. Ajuste diário:** as posições em aberto, ao final de cada pregão, serão ajustadas com base no preço de ajuste do dia, estabelecido no *call* de fechamento, conforme regras da Bolsa, com movimentação financeira no dia útil subsequente.

- 11. Ponto de entrega:** município de São Paulo (SP).
- 12. Locais de formação dos lotes:** armazéns gerais credenciados pela BM&F, localizados nas regiões de São Paulo (SP), Ituverava (SP), Guará (SP), Maringá (PR), Londrina (PR) Itumbiara (GO), Cuiabá (MT), Rondonópolis (MT) e Primavera do Leste (MT).
- 13. Certificado de classificação:** a classificação será solicitada pelo cliente-vendedor à BM&F, por meio de armazém por ela credenciado, em formulário por ela adotado, no qual deverão constar número ou numeração atribuída pelo armazém e peso de cada fardo que compõe o lote, expresso em quilos e com uma casa decimal, acompanhado de termo de responsabilidade quanto à veracidade e conformidade das amostras encaminhadas.
- 14. Condições de liquidação no vencimento:**
- Período de entrega: inicia no segundo dia útil do mês de vencimento e encerra às 18 horas do sétimo dia útil anterior ao último dia útil do mês de vencimento.
 - Procedimento de entrega: o Aviso de Entrega será emitido pela corretora de mercadorias cujo cliente-vendedor formalizar a intenção de liquidar seus contratos por entrega. Durante o período de entrega, os Avisos de Entrega, recebidos pela BM&F até as 9 horas, serão divulgados ao mercado no mesmo dia, ficando disponíveis, durante o pregão desse dia, para consulta pelas corretoras com clientes com posição comprada, interessadas em receber o produto.
 - Arbitramento: quando do recebimento do lote, o cliente-comprador ou seu substituto terá o direito de examinar as amostras dos fardos enviadas à BM&F. Caso não concorde com a classificação, poderá solicitar arbitramento. O arbitramento proceder-se-á sobre a coleção de amostras dos fardos que compõem o lote, arquivadas na Bolsa por ocasião de seu envio pelo armazém geral.

- O arbitramento será feito por classificadores nomeados pela BM&F, conforme os regulamentos da Bolsa, escolhidos entre profissionais do mercado, cuja decisão será final, não cabendo qualquer recurso contra ela.
- Verificação da conformidade do lote: o cliente-comprador ou seu substituto poderá examinar a conformidade do lote no tocante à autenticidade das amostras, às condições de armazenamento, ao peso e ao estado dos fardos que formam o lote, desde que não tenham sido retirados do armazém.

15. *Hedgers*: produtores, cooperativas, beneficiadores, indústrias, exportadores, importadores, processadores e comerciantes do produto.

16. Margem de garantia: valor fixo por contrato, devido até o dia útil seguinte ao de abertura de posição, com redução de 20% para *hedgers*. A margem de garantia é alterável a qualquer momento, a critério da Bolsa.

17. Ativos aceitos como margem: dinheiro, ouro, cotas do FIF e, a critério da Bolsa, títulos públicos e privados, cartas de fiança, apólices de seguro, ações e cotas de fundos fechados de investimento em ações.

18. Custos operacionais:

- Taxa operacional básica
- Taxa de liquidação por entrega
- Taxas da Bolsa (emolumentos e fundos)
- Taxa de registro
- Taxa de classificação
- Taxa de arbitramento

Obs.: ATUALIZADO PELO OFÍCIO CIRCULAR 057/99-SG, DE 10.03.1999.

BOI GORDO

- 1. Objeto de negociação:** boi gordo acabado para abate. Tipo: bovinos machos, castrados, bem acabados (carcaça convexa), em pasto ou confinamento. Peso: vivo individual entre o mínimo de 450 kg e máximo de 550 kg, verificado na balança do local de entrega. Idade máxima: 60 meses.
- 2. Cotação:** pontos por arroba líquida, com duas casas decimais, sendo cada ponto equivalente à taxa de câmbio média entre as operações de venda de dólar dos Estados Unidos, para entrega pronta, contratada nos termos da Resolução 1.690/90, do Conselho Monetário Nacional-CMN, e divulgada pelo Banco Central do Brasil-Bacen.
- 3. Variação mínima de apregoação:** 0,01 ponto (equivalente a US\$ 0,01) por arroba líquida.
- 4. Oscilação máxima diária:** o limite de oscilação será fixado pela BM&F. A BM&F poderá, a qualquer momento, alterar os limites de oscilação, bem como sua aplicação aos diversos vencimentos.
- 5. Unidade de negociação:** 330 arrobas líquidas.
- 6. Meses de vencimento:** todos os meses.
- 7. Número de vencimentos em aberto:** no máximo 15.
- 8. Data de vencimento e último dia de negociação:** último dia útil do mês de vencimento.
- 9. Day trade:** são admitidas operações de compra e venda para liquidação diária (*day trade*), desde que realizadas no mesmo pregão, pelo mesmo cliente (ou operador especial), intermediadas pela mesma corretora de mercadorias e registradas pelo mesmo membro de compensação. Os resultados auferidos nessas operações são movimentados, financeiramente, no dia útil seguinte ao

de sua realização. O valor em dólares será convertido em reais pela taxa de câmbio (TC), definida no item 10.

10. Ajuste diário: as posições em aberto, ao final de cada pregão, serão ajustadas com base no preço de ajuste do dia, estabelecido no *call* de fechamento, conforme regras da Bolsa, com movimentação financeira no dia útil subsequente.

11. Condições de liquidação no vencimento:

a) Liquidação financeira: as posições em aberto, após o encerramento do último dia de negociação, serão liquidadas financeiramente pela BM&F, mediante o registro de operação de natureza inversa (compra ou venda) à da posição, na mesma quantidade de contratos, pelo valor de liquidação, calculado pela multiplicação da média aritmética dos últimos cinco dias úteis do Indicador de Preço Disponível do Boi Gordo ESALQ/BM&F, do mês de vencimento, pela unidade de negociação.

b) Liquidação por entrega

- Período de emissão do aviso: inicia no quinto dia útil anterior à data de vencimento e encerra às 18 horas do dia útil anterior a essa data.
- Data de entrega: data de pesagem dos animais.
- Local de entrega: currais localizados no município de Araçatuba (SP), credenciados pela BM&F.
- Procedimento de entrega: as corretoras de mercadorias, cujos clientes (compradores ou vendedores) estiverem interessados em liquidar suas posições por entrega, emitirão o Aviso de Intenção de Liquidação por Entrega. A data de entrega, que deverá ser acertada entre as partes para o período compreendido entre o segundo e o oitavo dia útil posterior à data de vencimento, será comunicada à BM&F pela corretora do cliente vendedor, mediante a apresentação de Aviso de Entrega, com dois dias úteis de antecedência no mínimo.
- Procedimentos no local de entrega: a entrega dos animais deverá ser realizada no curral determinado pela BM&F, das 7 às 22 horas do dia

anterior à data de pesagem, quando o recinto será fechado, para ser reaberto no dia seguinte. A movimentação física dos animais, do local de origem do vendedor aos currais credenciados pela BM&F em Araçatuba, SP, dentro do Estado de São Paulo, está amparada por Regime Especial de ICMS, concedido pela Secretaria de Fazenda do Estado de São Paulo. A pesagem e a classificação dos animais serão efetuadas pela BM&F, no dia posterior à entrada dos animais no curral, dentro do horário estabelecido pela Bolsa, podendo o cliente comprador e o vendedor fiscalizar esses atos.

- Valor de liquidação: quando da liquidação por entrega, calcula-se o valor de liquidação por contrato multiplicando-se a média aritmética dos últimos cinco dias úteis do Indicador de Preço Disponível do Boi Gordo ESALQ/BM&F, do mês de vencimento, pelo peso líquido apurado na pesagem dos animais.
- Arbitramento: todas as entregas serão arbitradas por árbitros escolhidos pela BM&F, que acompanharão o processo de entrega. A arbitragem realizada dessa forma será final, não cabendo qualquer recurso contra ela.

12. Hedgers: pecuaristas, frigoríficos, indústrias processadoras de carne, comerciantes de carne e fundos de investimento em commodities.

13. Margem de garantia: valor fixo por contrato, devida até o dia útil seguinte ao de abertura da posição, com redução de 20% para *hedgers*. A margem de garantia poderá ser alterada a qualquer momento, a critério da Bolsa.

14. Ativos aceitos como margem: dinheiro, ouro, cotas do FIF e, a critério da Bolsa, títulos públicos e privados, cartas de fiança, apólices de seguro, ações e cotas de fundos fechados de investimento em ações.

15. Custos operacionais:

- Taxa operacional básica
- Taxas da Bolsa (emolumentos e fundos)
- Taxa de registro

Obs.: ATUALIZADO PELO OFÍCIO CIRCULAR 092/97-SG, DE 18.07.1997.

CAFÉ ARÁBICA

- 1. Objeto de negociação:** café cru, em grão, de produção brasileira, *Coffea arabica*, tipo seis ou melhor, bebida dura ou melhor, ensacado em sacas novas de juta, não-viajadas, tipo oficial adotado, bem identificável, em perfeito estado de conservação, que não tenha sofrido avarias, danos, adulteração nem deterioração, não seja resultante de salvados de incêndio nem contenha corpos estranhos, além dos que lhe sejam próprios. O café deve ser classificado pela BM&F, de acordo com seus regulamentos e sob os padrões descritos no Decreto Federal 27.173, de 14 de setembro de 1949, depositado em armazém credenciado pela BM&F e formado em lotes, que comporão um contrato.
- 2. Cotação:** pontos por saca de 60 kg líquidos, com duas casas decimais, sendo cada ponto equivalente à taxa de câmbio média de reais por dólar dos Estados Unidos, para entrega pronta, contratada nos termos da Resolução 1.690/90, do Conselho Monetário Nacional (CMN), e divulgada pelo Banco Central do Brasil-Bacen.
- 3. Variação mínima de apregoação:** 0,01 ponto (equivalente a US\$ 0,01) por saca de 60 kg líquidos.

4. **Oscilação máxima diária:** o limite de oscilação será fixado pela BM&F. A BM&F poderá, a qualquer momento, alterar os limites de oscilação, bem como sua aplicação aos diversos vencimentos.
5. **Unidade de negociação:** 100 sacas de 60 kg líquidos.
6. **Meses de vencimento:** março, maio, julho, setembro e dezembro.
7. **Número de vencimentos em aberto:** no máximo sete.
8. **Data de vencimento e último dia de negociação:** sexto dia útil anterior ao último dia do mês de vencimento. Nesse dia, não se admitirá *day trade* nem abertura de novas posições vendidas para esse vencimento.
9. **Day trade:** são admitidas operações de compra e venda para liquidação diária (*day trade*), desde que realizadas no mesmo pregão, pelo mesmo cliente (ou operador especial), intermediadas pela mesma corretora de mercadorias e registradas pelo mesmo membro de compensação. Os resultados auferidos nessas operações são movimentados, financeiramente, no dia útil seguinte ao de sua realização. O valor em dólares será convertido em reais pela taxa de câmbio (TC), definida no item 10.
10. **Ajuste diário:** as posições em aberto ao final de cada pregão serão ajustadas com base no preço de ajuste do dia, estabelecido no *call* de fechamento, conforme regras da Bolsa, com movimentação financeira no dia útil subsequente.
11. **Locais de formação dos lotes:** armazéns credenciados pela BM&F, localizados nos municípios de São Paulo (SP), Santos (SP), Catanduva (SP), Espírito Santo do Pinhal (SP), Franca (SP), Batatais (SP), Leme (SP), Londrina (PR), Rolândia (PR), Elói Mendes (MG), Araguari (MG), Patrocínio (MG), Machado (MG), Monte Santo de Minas (MG), Varginha (MG), Guaxupé (MG), Poços de Caldas (MG), Piumhi (MG), Ouro Fino

(MG), São Sebastião do Paraíso (MG), Três Corações (MG) e Andradas (MG).

12. Certificado de classificação: a classificação será solicitada pelo cliente vendedor à BM&F, por meio de armazém por ela credenciado, em formulário por ela adotado, no qual serão discriminados o número de lotes e a quantidade de sacas de cada lote. A BM&F registrará a requisição de classificação e atenderá ao serviço pela ordem de entrada respectiva. O fornecimento do Certificado de Classificação será efetuado dentro de cinco dias úteis, contados da data de recebimento, pela BM&F, das respectivas amostras, desde que entregues até 10 dias úteis antes do último dia de entrega do mês.

- Período de entrega: inicia no segundo dia útil do mês de vencimento e encerra às 18 horas do sétimo dia útil anterior ao último dia do mês de vencimento.
- Procedimento de entrega: o Aviso de Entrega será emitido pela corretora de mercadorias, assim que o cliente vendedor formalizar a intenção de liquidar seus contratos por entrega.
- Formação do(s) lote(s) e do(s) contrato(s): os tipos serão seis ou melhor, não se admitindo lotes inferiores a esse tipo.
- Valor de liquidação: quando da liquidação por entrega, calcula-se o valor de liquidação por contrato multiplicando-se o preço de ajuste do dia útil anterior à data de apresentação do Aviso de Entrega pela taxa de câmbio de reais por dólar dos Estados Unidos (média de compra) do segundo dia útil da Data de Apresentação do Aviso de Entrega; em seguida, deduzem-se o deságio por tempo decorrido desde a emissão do Certificado de Classificação, se houver, e o deságio de frete, se houver; finalmente, divide-se o valor obtido por 60,50 kg e multiplica-se o resultado pelo peso bruto total dos lotes entregues.

- Pagamento e recebimento: a compensação financeira do valor resultante da liquidação por entrega será realizada no terceiro dia útil subsequente à data de apresentação do Aviso de Entrega.
- Arbitramento: o arbitramento do lote poderá ser solicitado a qualquer tempo, entre o pedido de classificação e a emissão do Aviso de Entrega. A decisão do arbitramento será final, contra a qual não caberá qualquer recurso.

13. Margem de garantia: valor fixo por contrato, devida até o dia útil seguinte ao de abertura de posição, com redução de 20% para *hedgers*. A margem de garantia é alterável a qualquer momento, a critério da Bolsa.

14. Ativos aceitos como margem: dinheiro, ouro, cotas do FIF e, a critério da Bolsa, títulos públicos e privados, cartas de fiança, apólices de seguro, ações, cotas de fundos fechados de investimento em ações e *warrants* endossáveis, de emissão de armazém credenciado pela BM&F.

15. Custos operacionais:

- Taxa operacional básica
- Taxa de liquidação por entrega
- Taxas da Bolsa (emolumentos e fundos)
- Taxa de registro
- Taxa de classificação
- Taxa de arbitramento

Obs.: ATUALIZADO PELO OFÍCIO CIRCULAR 092/97-SG, DE 18.07.1997.
ALTERADO PELO OFÍCIO CIRCULAR 107/99-SG, DE 29.06.1999.
ALTERADO PELO OFÍCIO CIRCULAR 111/99-SG, DE 07.07.1999.

MILHO EM GRÃO

- 1. Objeto de negociação:** milho em grão a granel, de origem brasileira, constituído de produto são, seco e comercializável, de odor e aspectos normais, em bom estado de conservação, livre de mofo, de fermentação e de sementes de mamona ou de quaisquer outras sementes prejudiciais, duro ou semiduro, amarelo, da última safra, de tipo 2 para melhor, com até 14% de umidade, máximo de 1% de impurezas, considerada a peneira 5, e até 6% de ardidos, observados os conceitos de classificação definidos nas "disposições gerais" da Portaria 845, de 8.11.76, do Ministério da Agricultura, e da Portaria Complementar 11, de 12.4.96.
- 2. Cotação:** pontos por 60 kg, com duas casas decimais, sendo cada ponto equivalente à taxa de câmbio média entre as operações de venda de dólar dos Estados Unidos, para entrega pronta, contratada nos termos da Resolução 1.690/90, do Conselho Monetário Nacional (CMN), e divulgada pelo Banco Central do Brasil-Bacen.
- 3. Variação mínima de apregoação:** 0,01 ponto (equivalente a US\$ 0,01) por 60 kg líquidos.
- 4. Oscilação máxima diária:** o limite de oscilação será fixado pela BM&F. A BM&F poderá, a qualquer momento, alterar os limites de oscilação, bem como sua aplicação aos diversos vencimentos.
- 5. Unidade de negociação:** 450 unidades, de 60 kg líquidos cada, de milho em grão, a granel (27 toneladas métricas).
- 6. Meses de vencimento:** janeiro, março, maio, julho, setembro e novembro.
- 7. Número de vencimentos em aberto:** no máximo 12.

- 8. Data de vencimento e último dia de negociação:** último dia útil do mês de vencimento.
- 9. Day trade:** são admitidas operações de compra e venda para liquidação diária (*day trade*), desde que realizadas no mesmo pregão, pelo mesmo cliente (ou operador especial), intermediadas pela mesma corretora de mercadorias e registradas pelo mesmo membro de compensação. Os resultados auferidos nessas operações são movimentados, financeiramente, no dia útil seguinte ao de sua realização. O valor em dólares será convertido em reais pela taxa de câmbio (TC), definida no item 10.
- 10. Ajuste diário:** as posições em aberto, ao final de cada pregão, serão ajustadas com base no preço de ajuste do dia, estabelecido no *call* de fechamento, conforme regras da Bolsa, com movimentação financeira no dia útil subsequente.
- 11. Ponto de entrega/local de formação do preço:** município de Campinas (SP).
- 12. Condições de liquidação no vencimento:**
- a) Liquidação financeira: As posições em aberto, após o encerramento do último dia de negociação, serão liquidadas financeiramente pela BM&F, mediante o registro de operação de natureza inversa (compra ou venda) à da posição, na mesma quantidade de contratos, pelo valor de liquidação, calculado pela multiplicação da média aritmética dos valores em dólares do Preço a Vista do Milho FGV/BM&F, verificados nos três últimos dias de pregão do mês de vencimento, pela unidade de negociação.
 - b) Liquidação por entrega:
 - Locais de formação dos lotes: armazéns gerais cadastrados pela BM&F, situados nas regiões de Campinas (SP), Londrina/Maringá (PR), Uberlândia (MG) e Rio Verde (GO).

- Período de emissão do aviso: inicia no quinto dia útil anterior à data de vencimento e encerra às 10 horas dessa mesma data.
- Data do aviso: o dia da divulgação, no pregão da BM&F, do Aviso de Intenção de Liquidação por Entrega.
- Data de entrega: o dia de carregamento do milho sobre veículo transportador.
- Procedimento de entrega: As corretoras de mercadorias, cujos clientes vendedores estiverem interessados em liquidar suas posições por entrega, emitirão o Aviso de Intenção de Liquidação por Entrega, especificando o diferencial (prêmio mínimo ou desconto máximo) pretendido sobre o preço de ajuste da data do aviso (e expresso em pontos por saca), a localidade e o armazém geral cadastrado, onde o milho está depositado integralmente, em nome do cliente vendedor.
- Valor de liquidação: quando da liquidação por entrega, calcula-se o valor de liquidação por contrato multiplicando-se o preço de ajuste da data do aviso, acrescido do diferencial (prêmio ou desconto) arrematado no leilão, pelo peso líquido constante da declaração de conformidade do comprador e pela taxa de câmbio definida no item 10 deste contrato. Em seguida, deduzem-se os eventuais deságios, acordados entre comprador e vendedor, por diferenças de qualidade na especificação do milho.

13. *Hedgers*: produtores, cooperativas, cerealistas, indústrias processadoras de milho, suinocultores, avícolas, pecuaristas confinadores, importadores e exportadores do produto, fornecedores de insumos e equipamentos agrícolas ligados ao mercado de milho e fundos de investimento.

14. Margem de garantia: valor fixo por contrato, devida até o dia útil seguinte ao de abertura de posição, com redução de 20% para *hedgers*. A margem de garantia é alterável a qualquer momento, a critério da Bolsa.

15. Ativos aceitos como margem: dinheiro, ouro, cotas do FIF e, a critério da Bolsa, títulos públicos e privados, cartas de fiança, apólices de seguro, ações e cotas de fundos fechados de investimento em ações.

16. Custos operacionais:

- Taxa operacional básica
- Taxas de liquidação por entrega
- Taxas da Bolsa (emolumentos e fundos)
- Taxa de registro

Obs.: ATUALIZADO PELO OFÍCIO CIRCULAR 092/97-SG, DE 18.07.1997.

SOJA EM GRÃO, A GRANEL

- 1. Objeto de negociação:** soja em grão, a granel, de tipo exportação, conforme padrão CONCEX (Resolução CONCEX 169, de 8.3.89), com até 14% de umidade; base de 1%, não ultrapassando o máximo de 2% de impurezas; máximo de 8% de avariados, com até 5% de ardidos; máximo de 10% de grãos verdes e de 30% de grãos quebrados, observada a unidade de negociação definida no item 5, cujo valor será expresso em pontos, na forma indicada no item 2.
- 2. Cotação:** pontos por 60 kg líquidos de soja em grão, a granel, com duas casas decimais, sendo cada ponto equivalente à taxa de câmbio (TC) de real por dólar dos Estados Unidos da América.
- 3. Variação mínima de apregoação:** 0,01 ponto (equivalente a US\$ 0,01) por 60 kg líquidos.

4. **Oscilação máxima diária:** o limite de oscilação é fixado pela BM&F. 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, correspondentes a 450 unidades de 60 kg líquidos cada, de soja em grão, a granel.
6. **Meses de vencimento:** fevereiro, março, maio, julho, setembro e novembro.
7. **Número de vencimentos em aberto:** no máximo 10.
8. **Data de vencimento e último dia de negociação:** último dia útil do mês de vencimento.
9. **Day trade:** são admitidas operações de compra e venda para liquidação diária (*day trade*), desde que realizadas no mesmo pregão, pelo mesmo cliente (ou operador especial), intermediadas pela mesma corretora de mercadorias e registradas pelo mesmo membro de compensação.
10. **Ajuste diário:** as posições em aberto, ao final de cada pregão, serão ajustadas com base no preço de ajuste do dia, estabelecido no *call* de fechamento, conforme regras da Bolsa, com movimentação financeira no dia útil subsequente.
11. **Condições de liquidação:** exceto por acordo expresso entre as partes interessadas, mediante procedimentos próprios, fixados pela BM&F no Anexo ao presente contrato, item A (Procedimentos de Liquidação Mediante Entrega/Recebimento de Soja), em nenhuma outra hipótese poderá ocorrer liquidação por meio da entrega da mercadoria objeto deste contrato. Todos os contratos ainda em aberto, ao se encerrar o pregão da data de vencimento, serão liquidados financeiramente no dia útil subsequente, pelo valor correspondente ao Preço Nacional da Soja verificado na data de vencimento.

13. *Hedgers*: produtores, cooperativas, cerealistas, indústrias de farelo e de óleo de soja, importadores e exportadores de soja, bem como fornecedores de insumos e equipamentos agrícolas ligados ao mercado de soja.

14. Margem de garantia: valor fixo por contrato, devido até o dia útil seguinte ao de abertura de posição, com redução de 20% para *hedgers*. A margem de garantia poderá ser alterada a qualquer momento, a critério da Bolsa.

15. Ativos aceitos como margem: dinheiro, ouro, cotas do FIF e, a critério da Bolsa, títulos públicos e privados, cartas de fiança, apólices de seguro, ações, cotas de fundos fechados de investimentos em ações, certificados de custódia e *warrants* endossáveis, de emissão de armazém credenciado pela BM&F.

16. Custos operacionais:

- Taxa operacional básica
- Taxa de liquidação por entrega/recebimento de soja
- Taxa de registro

Obs.: ATUALIZADO PELO OFÍCIO CIRCULAR 092/97-SG, DE 18.07.1997.
ALTERADO PELO OFÍCIO CIRCULAR 107/97-SG, DE 27.08.1997.

APÊNDICE B

OFÍCIO CIRCULAR BM&F 167/99-SG (25.11.1999)

Corretoras de Mercadorias, Membros de Compensação, Operadores Especiais e
Permissionárias Correspondentes Membros da BM&F, BMRS, BMP, BMM,
BMSC, BMPA, BMMS, BML, BMB e Brasbolsa

Ref.: **Internacionalização dos Mercados Agropecuários – Lançamento de
Contratos Agropecuários Denominados em Dólar dos Estados Unidos**

Prezados Senhores,

A BM&F iniciará, no próximo dia 08.12.1999, a negociação com os contratos futuros agrícolas autorizados aos investidores estrangeiros, como primeiro passo de seu projeto de internacionalização.

Anexas encontram-se as especificações, em português e inglês, dos contratos futuros de Açúcar Cristal Especial, Algodão, Boi Gordo, Café Arábica, Milho em Grão a Granel e Soja em Grão a Granel. As características operacionais desses contratos, **além daquelas constantes nas respectivas especificações**, estão discriminadas a seguir.

1. Cotação

Todos os contratos serão cotados em dólares dos Estados Unidos da América. Dessa forma, exceto quando especificado em contrário, os valores constantes das especificações estão expressos nessa moeda.

2. Códigos de negociação

Açúcar: ISU

Algodão: ICO

Boi Gordo: ILC

Café: ICF

Milho: ICN

Soja: ISO

3. Horários de negociação

Contrato	Açúcar	Algodão	Boi gordo	Café	Milho	Soja
Início	12:15	15:30	09:30	12:00	10:30	14:15
Término	13:00	16:30	10:30	16:45	11:30	16:15
Início do <i>call</i> de fechamento	13:00	16:30	10:30	16:45	11:30	16:15

4. Especificação de comitentes

Devido à necessidade de se apurar o valor a ser liquidado em dólares dos Estados Unidos no mesmo dia da operação, a BM&F deverá, imediatamente após o encerramento do pregão, iniciar o processo de atualização de posições e o cálculo do ajuste diário. Assim, a especificação dos comitentes deverá ser realizada, impreterivelmente, até as 17:30 do dia da operação. O sistema de especificação de comitentes a ser utilizado será o mesmo existente para os demais contratos da Bolsa. As operações não especificadas no horário previsto serão registradas, para esse efeito, na conta própria da Corretora de Mercadorias.

5. Dia útil

É importante notar que o conceito de dia útil, para os contratos em referência, é o disposto nas normas regulamentares da BM&F, ou seja, o dia em

que há pregão na Bolsa. Entretanto, para efeito de liquidação financeira, seja de ajustes, seja de custos operacionais, seja do valor de liquidação por entrega, considera-se dia útil o dia em que, além de haver pregão na BM&F, não for feriado bancário na praça de Nova Iorque. Desse modo, quando da ocorrência de feriado em São Paulo seguido de feriado em Nova Iorque, poderá haver situações em que o ajuste relativo a um pregão seja liquidado no dia seguinte, provocando a liquidação, num único dia, dos ajustes de mais de um pregão.

6. Margem de garantia (margem original)

A margem de garantia é estabelecida em dólares dos Estados Unidos da América. Para os clientes residentes, a margem será convertida para reais, diariamente, pela Taxa de Câmbio Referencial BM&F (consultar tabela com os valores).

Durante o período de entrega, os valores de margem de garantia serão acrescidos em 100%. Durante o período de cinco dias úteis anteriores aos feriados que provocarem a liquidação dos ajustes de mais de um pregão, num único dia, os valores de margem de garantia serão acrescidos em 50%. Após a liquidação dos ajustes, os valores serão restabelecidos.

A margem de garantia é devida no dia útil subsequente ao de abertura da posição ou, no caso de sua eventual alteração pela BM&F, na data estabelecida no respectivo Ofício Circular. Quando o dia estabelecido para depósito dos valores de margem for feriado em uma das praças - São Paulo e, ou, Nova Iorque, a margem de garantia será devida no dia útil subsequente na respectiva praça - São Paulo para os residentes e Nova Iorque para os não-residentes.

7. Ativos aceitos como margem de garantia

Os ativos aceitos como margem para os residentes são os mesmos aceitos para os demais contratos da BM&F e estão listados nas especificações contratuais. Para os não-residentes, a margem poderá ser atendida em dinheiro e títulos do Tesouro americano. Os depósitos em dinheiro deverão ser realizados em dólares dos Estados Unidos, na conta indicada pela BM&F junto ao Citibank

N.A., na praça de Nova Iorque. O atendimento da margem em títulos deverá observar as exigências da Bolsa com relação a prazos e tipos.

8. Cadastro de clientes

Só serão admitidas especificações de operações para comitentes previamente cadastrados. Para os clientes residentes, o cadastramento será realizado mediante o mesmo sistema atualmente em vigor para os demais contratos da BM&F. Para os clientes não-residentes, serão exigidas informações adicionais, segundo o disposto no Ofício Circular 165/99-SG, de 24.11.1999.

9. Tributação

Conforme divulgado no Comunicado Externo 066/99-SG, de 28.10.1999 [veja "Tributação"], os clientes não-residentes no Brasil e domiciliados em países cujo imposto sobre a renda não seja inferior a 20% estão isentos de tributação, relativamente aos ganhos de capital obtidos nos contratos em referência. Para os clientes domiciliados nos países constantes da relação anexa, a tributação será semelhante à do cliente residente no Brasil - imposto de renda de 10% sobre o ganho de capital obtido, apurado mensalmente, permitidas a dedução dos custos operacionais e a compensação das perdas passadas. Nesse caso, a BM&F adotará o seguinte procedimento:

- Será retido pela BM&F, a título de provisão para imposto de renda, o equivalente a 10% dos ajustes diários credores. Essa retenção será feita em dólares dos Estados Unidos e mantida na conta corrente com o Banco Liquidante da Bolsa em Nova Iorque;
- Os ajustes diários devedores serão pagos pelos clientes em sua totalidade;
- No último dia do mês, a BM&F apurará o valor do somatório dos ajustes diários recebidos no mês, deduzindo os custos operacionais incorridos no mês e eventuais perdas passadas passíveis de compensação. No caso de o valor resultante ser positivo, caracterizando a existência de ganho de capital no mês, será calculado o valor do imposto de renda a ser pago pelo cliente. A Bolsa recolherá o valor do imposto, procedendo à competente operação cambial, liberando ao cliente o saldo credor eventualmente disponível.

10. Programa de incentivos

Com vistas em incentivar a liquidez dos contratos em referência, o Conselho de Administração da BM&F aprovou a redução de 50% dos emolumentos relativos às operações realizadas até 30.06.2000.

Esclarecimentos adicionais poderão ser obtidos junto às Superintendências de Mercados Agrícolas (Arnaldo, Felix e Oscar), de Liquidação e Custódia (Nestor e Paulo Takano), Técnica (Marco Aurélio e Verdi) e de Operações (Garbato, Branco e Giba), Escritório Rio (Tatá e Galvão) e Escritório Nova Iorque (Luiz Forbes e Gerson).

Edemir Pinto
Superintendente Geral

ANEXO AO OFÍCIO CIRCULAR 167/99-SG

RELAÇÃO DOS PAÍSES CUJOS CLIENTES ESTÃO SUJEITOS À TRIBUTAÇÃO NOS MERCADOS FUTUROS AGROPECUÁRIOS DENOMINADOS EM DÓLARES DOS ESTADOS UNIDOS

(Atos Declaratórios do Secretário da Receita Federal
n.ºs 32, de 02.04.1998, e 110, de 27.07.1998)

- Ilhas Virgens Britânicas
- Ilhas Cayman
- Antilhas Holandesas
- Liechtenstein
- Chipre
- Barein
- Bermudas
- Barbados
- Panamá
- Costa Rica
- Gibraltar (Dependência do Reino Unido)
- Ilhas do Canal – Jersey e Guernsey (Dependências do Reino Unido)
- Ilhas Turks e Caicos (Dependência do Reino Unido)
- Ilha da Madeira (Portugal)

Obs.: Essa relação está sujeita a alterações, sem prévio aviso, segundo reavaliações e análises da própria Secretaria da Receita Federal.