

Universidade Federal de Pernambuco
Centro de Ciências Sociais Aplicadas
Programa de Pós-graduação em Administração

Uma Análise da Eficiência dos Mercados Futuros Agrícolas Brasileiros

Carlos Flávio Pedroza Amado

Dissertação apresentada como
requisito complementar para
obtenção do grau de Mestre em
Administração.

Recife, 2003

Agradecimentos

Ao orientador, Prof. Dr. Charles Carmona, pelo apoio e incentivo a minha carreira acadêmica.

Ao Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal de Pernambuco, pela estrutura oferecida.

Aos amigos da turma oito do Mestrado da UFPE.

Aos meus amigos que me incentivaram ao longo do trabalho.

A Ana, por sua compreensão e ajuda nos momentos finais da minha dissertação.

Aos meus irmãos, Abel, Cândida e Valéria, pela amizade e compreensão nos momentos em que estive ausente.

A minha mãe, Maria Arlete, por seu amor, carinho e incentivos durante todo este período de trabalho.

Ao meu pai, pelo exemplo e por ter procurado deixar as condições necessárias para continuar os meus estudos.

Resumo

Este estudo teve o intuito de verificar a eficiência do mercado futuro de *commodities* agrícolas no Brasil. Foram utilizados contratos futuros de três *commodities* negociados na BM&F(açúcar, café e milho) após o plano real de 1995 a 2003, período em que houve um grande crescimento na negociação desses contratos.

Considerando que a hipótese de um mercado futuro eficiente está ligada à capacidade do preço futuro em estimar o preço à vista, foi analisado se os preços futuros defasados em até três meses são viesados ou não. Teoricamente em um mercado futuro eficiente na forma fraca os agentes são neutros ao risco e não exigem um prêmio de risco, ou seja, os preços futuros não possuem viés.

Sabendo que a definição dos modelos de testes de eficiência de mercado dependem da condição de estacionariedade das séries, foram realizados testes de raiz unitária (Dickey-Fuller) que confirmaram que as séries eram integradas de ordem 1. Em função da não-estacionariedade das séries, foram realizados testes de cointegração e gerados modelos de correção de erro de Engle e Granger (1987).

As evidências sugerem que o preço futuro de café é um estimador não-viesado do preço à vista nos três períodos até vencimento e os mercados de milho e açúcar são eficientes nos dois primeiros períodos, porém, no mercado do açúcar existem indícios de que as informações passadas não estavam completamente incorporadas aos preços futuros.

Abstract

This study had the attempt to verify the efficiency of future market of agriculture commodities in Brazil. Future contracts of three commodities negotiated through BM&F (sugar, coffee and corn) after the Real plan from 1995 to 2003, period that had a great increasing in the negotiation of these contracts, were employed.

Considering that the hypothesis of an efficient future market is connected with the capacity of future price on estimating the expected *spot* price, it was made the analysis if the future prices showing are considered as bias or no. In theory, the efficiency of future market, in a weak form, the agents are neutral to the risk and do not demand a risk prize, that means the future prices don't have bias.

Knowing that the definition of test models of market efficiency depend on the condition of stationary series, it was accomplished test of unit root process (Dickey Fuller) wich confirmed that the series were in full order 1. Taking into account the series of no stationary condition tests of co-integration were carried out and Engel and Granger's (1987) models of error correction were generated.

The results suggest that coffee future price is a no bias estimator of expected cash price on the three time to maturity, however on sugar market there are signs of former information were not incorporated into the future prices.

Sumário

Lista de Tabelas	8
Lista de Figuras.....	9
Lista de Gráficos.....	10
1 Introdução	11
1.1 Apresentação do tema.....	11
1.2 Objetivos da pesquisa	14
1.3 Justificativa	15
1.4 Delimitação do estudo	17
2 Referencial teórico.....	18
2.1 Hipótese da eficiência de mercado	18
2.1.1 Normal Backwardation.....	24
2.1.2 Contango.....	25
2.1.3 Resultados de trabalhos empíricos sobre a existência de viés no mercado futuro ..	26
2.2 Mercados futuros	31
2.3 O mercado futuro no Brasil	39
2.3.1 A Evolução dos contratos futuros agropecuários no Brasil.....	42
2.4 Formação dos preços no mercado futuro	46
2.4.1 Formas do prêmio de risco.....	50
2.5 A moderna teoria de carteiras e a sua relação com os mercados futuros.....	53
2.6 Base e o risco de base	57
2.6.4 O impacto do risco de base no hedge	60
3 Metodologia	62
3.1 Dados	63
3.1.1 Construção da série para teste da eficiência do mercado.....	65
3.2 Método para teste do mercado futuro como estimador não-viesado do preço à vista ...	67
3.2.1 Estacionariedade	72
3.2.2 Teste de estacionariedade com base na função de autocorrelação e no correlograma	74
3.2.5 Teste de cointegração e o mecanismo de correção de erro (Engle e Granger).....	79
3.2.6 Teste de cointegração pela metodologia de Johansen	81
4 Análise dos resultados	84
4.1 Análise de estacionariedade das séries	86
4.2 Teste de cointegração de Engle e Granger.....	90
4.3 Teste de estacionariedade da diferença entre o preço à vista e futuro ($S_T - F_{t,T}$)	95
4.4 Teste de cointegração de Johansen	97
4.4 Teste da eficiência de mercado por meio do modelo de correção de erro.....	100
5 Conclusões	107
6 Referências bibliográficas.....	112

Apêndices.....	117
----------------	-----

Lista de Tabelas

Tabela 2.2 - Especificações dos contratos futuros de <i>Commodities</i> agropecuários negociados na BM&F	37
Tabela 2.3 - Participação de cada ativo no volume de negociação anual de contratos de derivativos negociados da BM&F entre 1994 a 2002.....	41
Tabela 3.1 -Vencimentos dos contratos utilizados para formação da série de preços futuro e <i>spot</i>	65
Tabela 4.1 - Teste para igualdade de média (Variâncias Iguais)	85
Tabela 4.2 - Teste de Dickey-Fuller (Açúcar)	89
Tabela 4.3 - Teste de Dickey-Fuller (Café)	89
Tabela 4.4 - Teste de Dickey-Fuller (Milho).....	90
Tabela 4.5 - Regressão de Cointegração (Açúcar)	92
Tabela 4.6 - Teste de Cointegração de Engle e Granger (1987).....	92
Tabela 4.7 - Regressão de Cointegração (Café)	93
Tabela 4.8 - Teste de Cointegração de Engle e Granger (1987) (café)	93
Tabela 4.9 - Regressão de Cointegração (Milho)	94
Tabela 4.10 - Teste de Cointegração de Engle e Granger (1987) (Milho)	94
Tabela 4.11 - Teste de Estacionariedade da diferença (ST – Fi) (Açúcar).....	96
Tabela 4.12 - Teste de Estacionariedade da diferença (ST – Fi) (Café).....	96
Tabela 4.13 - Teste de estacionariedade da diferença (ST –Fi) (Milho)	96
Tabela 4.14 - Teste de Cointegração de Johansen (Açúcar).....	98
Tabela 4.15 - Teste de cointegração de Johansen (café).....	98
Tabela 4.16 - Teste de Cointegração de Johansen (Milho).....	99
Tabela 4.17 - Modelo de Correção de Erro (Açúcar)	102
Tabela 4.18 - Modelo de Correção de Erro (Café)	104
Tabela 4.19 - Modelo de Correção de Erro (Milho).....	106

Lista de Figuras

Figura 2.1 - Modelo de disponibilização de informações adaptado de Nakamura e Mendonça (2002).....	20
Figura 2.2 - Volume de contratos futuros agropecuários negociados na BM&F	44
Figura 2.3 - Volume de contratos futuros agropecuários negociados na BM&F (1995-maio de 2003)	45
Figura 2.4 - Conjunto de combinações no mercado futuro.....	54
Figura 3.1 - Correlograma e Intervalo de Confiança	75

Lista de Gráficos

Gráfico 4.1 - Série dos preços futuros e <i>spot</i> de milho (mar/97 a mai/2003).....	87
Gráfico 4.2 - Série dos preços futuros e <i>spot</i> de Açúcar (nov/1995 a abr/2003).....	87
Gráfico 4.3 - Séries dos preços futuros de <i>spot</i> do café (maio/1995 a maio/2003).....	88

1

Introdução

1.1 Apresentação do tema

A utilização dos mercados futuros como forma de gerenciamento de risco de preço na agricultura brasileira tem aumentado nos últimos anos em função da menor participação do Estado na economia e da estabilização econômica. O governo deixou de ser a única fonte de proteção aos produtores rurais contra variações adversas nos preços, que aos poucos passam a usar os mecanismos de mercado como os contratos futuros, além dos mercados a termo (CPRs) e de opções para *hedge*.

Mas, além dessa capacidade de prover mecanismos para *hedge* (proteção contra variações nos preços de *commodities*), os mercados futuros têm papel fundamental na produção de informações sobre os preços esperados para o mercado à vista. Como se sabe que uma das funções básicas dos mercados futuros agrícolas, segundo Marques e Mello (1999), é oferecer um mecanismo de “descoberta de preços”, ou seja, uma estimativa não-viesada dos preços à vista esperados para o futuro, que permita o planejamento das atividades no setor agrícola. Os mercados futuros podem proporcionar a

“descoberta de preço” em função de possuírem um mecanismo centralizado de negociação, com disponibilidade de acesso e transparência. Nele, as informações são processadas, interpretadas e incorporadas às negociações com velocidade. Portanto, o preço futuro estabelecido em uma bolsa de derivativos pode ser explicado como o consenso dos agentes do mercado sobre quanto será o preço de uma *commodity* em um determinado ponto futuro (MARQUES; MELLO, 1999, p. 57).

Mas, para que o mercado futuro possa produzir informações sobre preços à vista esperados para o futuro, o processo de formação dos preços futuros teria que ser coerente com a existência de um mercado eficiente, em que, segundo Fama (1970), todas as informações sobre um determinado ativo já estariam totalmente incorporadas às séries de preços. Mais especificamente na forma fraca de eficiência, segundo Fama (1970), os preços refletem todas as informações contidas no seu histórico. Segundo Morgan et al. (1994), para que o mercado futuro seja eficiente na forma fraca é necessário que o preço futuro seja um estimador não-viesado para o preço à vista, ou seja, descobridor de preços.

Mas, apesar de sempre se considerar a habilidade dos mercados futuros como estimador não-viesado para os preços à vista esperados, uma das características fundamentais para existência de eficiência, diversos trabalhos empíricos têm demonstrado que, da mesma forma que no mercado de ações, eles incorporam um prêmio de risco sistêmico que estaria associado ao retorno dos contratos futuros (BENSSEMBINDER; CHAN, 1992; BJORNSON; INNES, 1992; BJORNSON; CARTER, 1997; MOOSA; AL-LOUGHANI, 1994).

Para o cálculo desse prêmio de risco, modelos de equilíbrio desenvolvidos para o mercado acionário (*CAPM* e *APT*) têm sido utilizados. Alguns trabalhos no mercado de energia têm também se utilizado de modelos *GARCH-M* para verificação da existência de prêmio de risco (MOOSA; AL-LOUGHANI, 1994). A utilização desses modelos se baseia

na teoria Keynesiana da *Normal Backwardation*, em que os especuladores exigiriam um prêmio por estarem assumindo o risco de preço dos *hedgers*. Dessa forma, o retorno obtido acima da taxa livre de risco aconteceria em função do prêmio de risco, que teoricamente deveria ser captado por alguns desses modelos.

Portanto, as diferenças entre o preço à vista (*spot*) esperado para o futuro e o preço futuro deveriam decorrer do prêmio pelo risco assumido pelos especuladores no mercado futuro. Assim sendo, o mercado futuro em si já não seria mais um estimador não-viesado para o preço à vista, mas ainda assim seria eficiente (Sassatani; Securato, 1998). Porém, a existência de viés, além de limitar o papel de descobridor de preços do mercado futuro, afetaria também a capacidade de proporcionar mecanismo de proteção contra os riscos da atividade agrícola (BECK, 1994; McKENZIE et al., 2002).

Segundo Marques e Mello (1999), o risco na atividade agropecuária difere de outras atividades produtivas, principalmente em função da dependência dos fatores climáticos, do elevado tempo em que algumas culturas permanecem no campo sem propiciar retorno do investimento realizado, da dificuldade de negociação em face de os produtos serem perecíveis, bem como da volatilidade dos preços.

Na agricultura, a diminuição do papel intervencionista do Estado fez com que os produtores e grandes consumidores de produtos rurais passassem a ter no mercado futuro uma alternativa de parâmetro para previsão dos preços à vista e proteção contra os riscos. De acordo com Sousa, Marques e Caffagani (1998), o governo brasileiro vem reduzindo os recursos para financiamento e comercialização desde a metade da década de oitenta, e percebe-se que os valores caíram de R\$ 30 bilhões para R\$ 6 bilhões na década de 90¹. Ainda segundo esses autores, o próprio governo passa a fazer uso de instrumentos amplamente utilizados por operadores privados, como as opções de venda e o incentivo ao

¹ Dados até 1997

mercado de CPR (Cédula de Produtor Rural), que é um tipo de derivativo (contrato a termo). Apesar disso, o mercado futuro agropecuário chegou a representar no máximo 4,8% dos contratos negociados no mercado de derivativos brasileiro em 1994, caindo de participação para 0,68% em 2002. Por outro lado, o volume de contratos cresceu, passando dos 123 mil em 1995 para 729 mil em 2002.

Portanto, a capacidade do mercado futuro de proporcionar dados para previsão de preços facilitará aos agentes econômicos a tomadas de decisões quanto aos níveis de produção, estoque e consumo e proporcionará um mecanismo importante de redução do risco, ajudando a substituir o antigo papel executado pelo Estado. Além disso, os modelos de *hedge* de mínima variância, que são utilizados para definir a quantidade de contratos futuros adequados para proteger as posições dos *hedgers* nos mercados à vista, valem-se da hipótese de que os preços nos mercados futuros são estimadores não-viesados dos preços *spot*, já que se baseiam na moderna teoria de carteira desenvolvida por Markowitz (1952).

Desse modo, de acordo com as considerações apresentadas anteriormente, pode-se formular a seguinte pergunta de pesquisa:

O mercado futuro de *commodities* agrícolas no Brasil é um estimador não-viesado do preço à vista e, portanto, ele é eficiente na forma fraca?

1.2 Objetivos da pesquisa

Este trabalho visa atingir o seguinte objetivo geral:

Avaliar se o mercado futuro de *commodities* agrícola no Brasil é um estimador não-viesado do preço à vista e, portanto, se ele é eficiente na forma fraca.

Para que seja atingido o objetivo geral, são formulados os seguintes objetivos específicos:

- Testar se as séries de preços à vista e futuro são estacionárias ou não;
- Realizar o teste de cointegração pelo modelo de Engle e Granger (1987) entre as séries de preço futuro e preço à vista;
- Verificar a existência de viés no longo prazo por meio da abordagem de Liu e Maddala (1992);
- Realizar o teste de Cointegração de Jonhansen entre as séries à vista e futuro e verificar se o mercado futuro é não-viesado no longo prazo;
- Utilizar o mecanismo de correção de erro de Engle e Granger (1987), para verificar a hipótese de eficiência de mercado;

1.3 Justificativa

A verificação de que o mercado futuro de *commodities* agrícolas é um estimador não-viesado para o preço à vista dará aos *hedgers* um balizador importante para suas decisões de investimento, gerenciamento do caixa e implementação de estratégias de proteção mais eficientes com a conseguinte redução dos custos de transação. Da mesma forma, a própria atuação governamental em políticas para o setor pode ser planejada tendo o preço futuro como um parâmetro importante.

Outro aspecto importante da verificação da eficiência de mercado é o fato de que os modelos de *hedge* de mínima variância se baseiam na teoria de carteira, que tem como um dos pressupostos básicos a eficiência de mercado. Além disso, esses modelos procuram reduzir o risco de uma posição nos mercados à vista pressupondo a não-

existência de risco sistêmico. Portanto, a existência ou não de um viés nos preços no mercado futuro provavelmente diminuirá a eficácia desses modelos como redutores do risco de preço para os *hedgers*. Isso gerará a necessidade de elaboração de modelos que levem em consideração a existência desse viés no preço, visto que, segundo McKenzie et al. (2002), a efetividade o *hedge* depende do co-movimento entre os preços futuros e *spot* e da habilidade dos preços futuros contemporâneos proverem uma previsão não-viesado do preço do mercado à vista.

Além disso, de acordo com Burnquist e Calderon (2001), o esgotamento das potencialidades dos programas de manutenção de preços realizadas pelas instituições governamentais em vários países em desenvolvimento, assim como a inoperância dos acordos internacionais de *commodities* (AIC's) frente às novas regras de liberalização do comércio internacional, geraram alterações profundas nas formas de alocação e administração dos riscos de preços de *commodities* agrícolas que envolveram a redução no nível de ingerência estatal. Essa redução no papel do Estado gera a necessidade de um mercado de derivativos agropecuários eficiente que possa servir como alternativa de gerenciamento de risco aos agentes econômicos do setor agrícola.

Além da menor participação do governo na política agrícola a estabilização econômica também proporcionou um estímulo ao mercado futuro já que ela cria condição para o planejamento de longo prazo (SOUSA; MARQUES; CAFFAGANI, 1998, p. 12). E apesar da queda de participação percentual entre os contratos de derivativos na BM&F, os contratos agropecuários apresentaram crescimento no número de negócios a partir da estabilização econômica, passando de cerca de 123 mil para 733 em 2001. O número de mercadorias negociadas também cresceu de duas em 1994 (Boi Gordo e Café Arábica), para nove em 2003 (Açúcar, Álcool Anidro, Algodão, Bezerro, Boi Gordo, Café Arábica, Café Conillon, Milho e Soja).

Diante do exposto, faz necessária uma análise da eficiência do mercado futuro de *commodities* agrícola já que este é um fator fundamental para que exista um maior aproveitamento desse instrumento de gerenciamento de risco.

1.4 Delimitação do estudo

O estudo foi realizado com contratos futuros de três *commodities* agrícolas (Açúcar, Café e Milho) negociadas na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) no período entre 1995 e 2003.

2

Referencial teórico

2.1 Hipótese da eficiência de mercado

A indicação de quanto será o preço à vista no futuro de uma mercadoria é uma das principais funções do mercado futuro de *commodities*. Essa indicação daria aos *hedgers* (produtores e compradores de determinada mercadoria) a possibilidade de otimizar suas decisões de produção e consumo, afora a possibilidade de utilizar a moderna teoria de carteira como forma de gerenciar seus riscos de preço sem perda de eficiência.

Na opinião de Morgan et al. (1994), para que haja redução de risco por meio dos mercados futuros é necessário que exista essa habilidade como previsores de preço. Segundo Mckenzie et al. (2002), a inexistência de viés tem importantes implicações para o cálculo da taxa ótima de *hedge*. Conforme Beninga et al. (1984) *apud* Mckenzie et al. (2002), o *hedge* de mínima variância só será ótimo se o mercado for não-viesado.

Na literatura, essa habilidade, segundo Arbex e Silva (1998), é conhecida como hipótese de eficiência dos mercados futuros e está associada à idéia de que os preços à vista e futuro convirjam no longo prazo. Dessa forma, intuitivamente, a eficiência dos

mercados futuros está intimamente relacionada à habilidade de previsão de preços (KASTENS; SCHROEDER, 1995, p.650).

Para Arbex e Silva (1998), a eficiência dos mercados futuros depende da qualidade do fluxo de informação entre o mercado futuro e os preços à vista. De acordo com Ross et al. (1995), um mercado eficiente é aquele em que os preços dos títulos refletem completamente as informações. Se os mercados forem eficientes, o preço de mercado fornece a melhor estimativa de valor e o processo de avaliação se torna o de justificar o preço de mercado. Porém, a eficiência de mercado não exigiria que o valor de mercado fosse igual ao valor esperado a cada instante, mas que os erros de previsão sejam não tendenciosos, ou seja, que os desvios sejam aleatórios (DAMODARAM, 2001, p. 184).

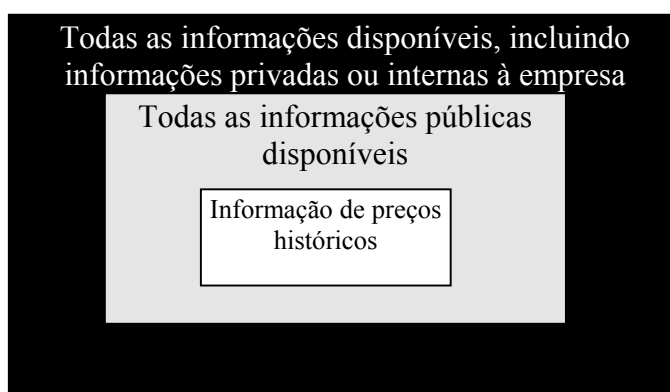
Como comentado anteriormente, a eficiência de mercado está ligada ao fluxo de informação. Desse modo, as definições de eficiência decorrem das informações disponíveis para tomada de decisão pelos investidores. Fama (1970) descreve três formas de eficiência em termos dos possíveis conjuntos de informações:

- **Forma fraca de eficiência:** Um mercado é eficiente na forma fraca se incorpora completamente toda a informação sobre os preços passados. Dessa forma, para que os preços futuros possam ser considerados eficientes devem conter todas as informações disponíveis até a data presente. Não se conseguiria, por parte do investidor, retornos em excesso mediante a análise dos preços históricos. Ou seja, todas as informações contidas nos preços passados não seriam úteis para execução de lucros anormais. De acordo com Ross et al. (1995), essa forma de eficiência é o tipo menos exigente que podemos esperar de mercado financeiro, pois a informação histórica sobre

preços é a espécie mais fácil de informação que se pode adquirir a respeito de um ativo.

- **Forma semiforte de eficiência:** As informações públicas, assim como os históricos de preços, já estariam todas refletidas nos preços. Portanto, baseados em informações públicas (notícias publicadas em jornais, revistas ou relatórios anuais de empresas, etc.) os investidores não conseguiriam obter retornos extraordinários negociando no mercado futuro. Técnicas de análise fundamentalista não agregariam valor ao processo de tomada de decisão por parte de um especulador, uma vez que as informações utilizadas já estariam incorporadas ao preço. A metodologia de determinação da eficiência semiforte, em função de sua definição, tem utilizado o estudo de eventos.
- **Forma forte de eficiência:** Toda a informação relevante estaria contida no preço, incluindo informações privilegiadas e privadas. Nenhum investidor poderia conseguir retornos extraordinários usando qualquer informação, mesmo que ela venha de fontes confidenciais;

Figura 2.1 - Modelo de disponibilização de informações adaptado de Nakamura e Mendonça (2002)



Segundo Bruni e Famá (1998), a forma fraca de eficiência poderia ser analisada de acordo com estudos de séries temporais. Três tipos de metodologia poderiam ser empregados:

- **Jogo Justo:** O retorno real deve ser igual, na média, ao retorno esperado de um grande número de amostras. As expectativas seriam não-viesadas e os preços futuros, na média, espelhariam o preço à vista esperado;
- **Martingale ou submartingale:** Nesse caso, os retornos nos mercados futuros seriam nulos ou positivos. O preço futuro seria igual ou maior que o preço à vista no futuro.
- **Os preços seguem um passeio aleatório (*Random walk*):** Metodologia que indica que os preços de um ativo seguem um passeio aleatório. No caso dessa metodologia, que é bastante utilizada para o mercado de ação, geralmente se verifica se os retornos dos ativos são estacionários e independentes (não-autocorrelacionado).

$$P_t = P_{t-1} + \text{erro aleatório}_i$$

No caso mais específico do mercado futuro, a hipótese de eficiência fraca do mercado, segundo Hakkio e Rush (1989), está sempre associada à questão de o preço futuro ser um estimador não-viesado do preço à vista. Segundo Bigmam et al. (1983), a eficiência do mercado futuro é definida normalmente como lucro global igual a zero, o que se trataria de jogo justo. Dessa maneira, os testes da hipótese de eficiência fraca do mercado de *commodities* se baseariam na:

$$E_t(S_T - F_{t,T} / \Phi_t) = 0 \quad (1)$$

Onde,

S_T : preço do ativo no instante t ;

$F_{t,T}$: Preço futuro no instante t para um ativo que será entregue no tempo T ;

Φ_t : é a informação corrente disponível no tempo t .

De acordo com Arbex e Silva (1998), uma relação desse tipo (1) demonstra que o preço futuro $F_{t,T}$, cotado no tempo t com vencimento em T , deve ser um estimador não-viesado do preço à vista no vencimento do contrato futuro, em função das informações correntes em t . À medida que o tempo passa, novas informações passarão a ser do conhecimento dos investidores, que tomariam decisões racionais de posse dela. A informação disponível no tempo t conterá todas as informações dos períodos anteriores. Portanto, preços futuros com a mesma data de vencimento, mas cotados em datas diferentes, apresentarão um nível de informações contidas diferentes. Assim sendo, os preços futuros que estiverem cotados mais próximos do vencimento tenderão a apresentar um desempenho melhor como estimador não-viesado, já que teoricamente foram avaliados pelos investidores a partir de mais informações.

Segundo Frick e Campos (1996), a utilização racional das informações para formar expectativas de preço futuro deve fazer com que a previsão do mercado não apresente um histórico de erros sistemáticos ao longo do tempo de maneira que algum agente não possa utilizar essa informação para obter. Existiria, assim, independência entre os erros de previsão de um período em relação aos próximos períodos, e as informações relevantes para tomada de decisão pelos agentes atuantes no mercado futuro já estariam incorporadas aos preços atuais.

De acordo com Moosa e Al-Luoghani (1994), a ligação entre a habilidade como estimador não-viesado e a eficiência do mercado futuro acontece porque, existindo diferença entre o preço futuro e o preço à vista esperado para o futuro, haverá tanto um erro de estimação sistemático quanto possibilidade de obtenção de arbitragem sistemática, ou seja, a possibilidade de lucro sem risco, o que seria incompatível com a eficiência na

forma fraca. A inexistência de viés garantiria que os investidores não utilizassem dados passados dessa tendência de previsão para obtenção de lucros sem risco.

De acordo com Beck (1994), o teste do mercado futuro como estimador não-viesado para o preço *spot* estudaria ao mesmo tempo a existência de um mercado eficiente e que, além disso, os investidores seriam neutros quanto ao risco. Dessa forma, a rejeição dessa hipótese poderia implicar um mercado ineficiente ou a existência de um prêmio de risco.

A hipótese de eficiência do mercado futuro pressupõe não só que os agentes são neutros ao risco, mas também que eles avaliam as informações de forma racional (HAKKIO; RUSH, 1989, p.1). Esse tipo de suposição é assumido por modelos teóricos na área de finanças.

De acordo com a relação (1), o preço futuro, como comentado anteriormente, seria um estimador não-viesado para o preço à vista, não possuindo prêmio de risco associado ao seu retorno. Alguns trabalhos, como os de Dusak (1973), Bessembinder e Chan (1992), Bjornson e Carter (1997), Kasten e Schroeder (1995), têm procurado utilizar modelo de precificação de ativos para verificar a existência de um prêmio de risco associado ao mercado de *commodities*.

Esses trabalhos têm se baseado na pressuposição de Keynes e Hicks (*apud* BJORNSEN; CARTER, 1997, p. 918) de que os especuladores exigem uma compensação para os riscos que enfrentam. Assim, se os *hedgers* mantiverem em geral posições vendidas e, conseqüentemente, os especuladores estiverem com posições compradas, o preço futuro ficará abaixo do preço à vista esperado para o futuro, caracterizando uma situação conhecida por *Normal Backwardation*. Em caso contrário, existiria uma situação chamada de *Contango*.

2.1.1 Normal *Backwardation*

O termo em inglês *Backwardation* é empregado nos mercados futuros para caracterizar uma situação em que o preço de uma mercadoria à vista S_t é superior ao valor do contrato futuro.

$$S_t > F_{t,T} \text{ para } T > t \quad (2)$$

Onde:

S_t : preço do ativo no instante t

$F_{t,T}$: cotação futura do ativo em t para entrega na data T .

Essa situação tende a ocorrer quando existe uma escassez momentânea da mercadoria e da possibilidade de uma oferta maior no futuro, o que resultará em cotações futuras negociadas com um desconto em relação ao preço à vista. Segundo Teixeira (1993, p.50) *apud* Sassatani e Securato (1998), esse tipo de fenômeno é mais comum quando se negociam mercadorias perecíveis. A teoria da *Normal Backwardation* proposta por Keynes advogava que o preço à vista deveria exceder o preço futuro em uma quantia que o produtor estivesse disposto a despendar para se proteger pelo risco de variação no preço da *commodity*. Desse modo, o prêmio pago pelo risco seria uma situação normal no mercado futuro.

Apesar do prêmio de risco e de o fenômeno da *Normal Backwardation* ter sido tratada inicialmente como a diferença entre o preço à vista realizado na data futura e o preço futuro, atualmente, segundo Hull (1996), Chatrath et al. (1997) e Deaves e Krinsky (1995), esse prêmio de risco deve ser calculado em função da diferença entre a expectativa do preço à vista e o preço futuro. O quadro abaixo ilustra a diferença entre essas duas concepções:

Quadro 2.1 - Concepções sobre o prêmio de risco

Concepção do prêmio de risco	Antiga	Atual
Prêmio	$S_T - F_{t,T}$	$E_t(S_T) - F_{t,T}$
Definição	Diferença entre o preço à vista realizado e o preço futuro.	Diferença entre a expectativa do preço à vista e o preço futuro.

Fonte: Sassatani e Securato (1998)

A teoria de *Normal Backwardation* pressupõe a existência das seguintes condições:

- Os especuladores possuiriam posições compradas, ou seja, se obrigariam a comprar determinada *commodity* no futuro pelo preço especificado no contrato. Como existiriam riscos associados a posições compradas, o único estímulo para uma participação dos especuladores seria fazer com que as expectativas dos preços *spot* no futuro fosse superior ao preço do contrato futuro;
- Os especuladores são avessos ao risco, exigindo, portanto, um retorno positivo para realizarem negócios no mercado futuro. Segundo Dusak (1973), teoricamente os contratos futuros seriam ativos como qualquer outro que façam parte da carteira de investimentos dos especuladores e, dessa forma, eles poderiam exigir um prêmio pelo risco do mesmo modo que no mercado de ações.

2.1.2 Contango

Em uma situação de contango, as expectativas dos preços *spot* no futuro seriam menores que o preço futuro. Os especuladores estariam nesse caso em uma situação

vendida e os *hedgers* em uma posição comprada. Portanto, quem estaria assumindo o risco de preço (os especuladores) exigiria uma diferença (prêmio) que poderia ser representada da seguinte forma:

$$\text{Prêmio} = F_{t,T} - E_t(S_T) \quad (3)$$

2.1.3 Resultados de trabalhos empíricos sobre a existência de viés no mercado futuro

O mercado futuro serve para dar visibilidade às expectativas de preços para o futuro, portanto pode ajudar produtores e comerciantes de determinada mercadoria a planejar tanto a produção como a quantidade que será adquirida da mercadoria. Segundo Jorion e Silva (1995) *apud* Arbex e Silva (1998), os preços futuros refletem as expectativas do mercado sobre os preços à vista no futuro.

Os mercados futuros seriam eficientes, segundo a discussão na seção 2.1, quando refletissem todas as informações relevantes à formação de preços até a data de vencimento do contrato. Alguns trabalhos têm procurado identificar a existência de um mercado não-viesado, assim como verificar a existência de prêmio de risco no mercado futuro.

Houthakker (1957) *apud* Hull (1995) verificou os preços futuros do trigo, do algodão e do milho, entre 1937 a 1957, e verificou a existência da possibilidade de lucros significativos mediante a compra de futuros. De acordo com Hull (1995), o trabalho de Houthakker (1957) sugere que investimentos no mercado futuro de milho apresenta um risco sistemático positivo e que $F_{t,T} < E(S_T)$.

Telser (1958) *apud* Hull (1995) encontrou evidências contrárias às de Houthakker (1957), uma vez que seus resultados demonstraram que os mercados futuros de algodão (1926 a 1950) e de trigo (1927 a 1954) não apresentaram margens de lucro

significativas tanto para operadores comprados quanto para os vendidos. O trabalho de Gray (1961) *apud* Hull (1995) encontrou resultados semelhantes aos de Telser (1958) para o mercado de milho, entre 1921 e 1959, refutando também o trabalho de Houthakker (1957).

Um dos primeiros trabalhos a utilizar um modelo de precificação de ativos para verificar a eficiência de mercado foi o de Dusak (1973). A partir do modelo *CAPM*, ela tentou verificar a existência de um prêmio de risco sistemático nos mercados futuros de trigo, milho e soja, assim como já se verificara no mercado de ações. Dusak (1973) partia do pressuposto de que os investidores diversificavam sua carteira e, portanto, os contratos futuros poderiam ser alvos dessa diversificação. Desse modo, os retornos no mercado futuro deveriam estar relacionados a uma carteira de mercado (S&P 500) da mesma forma que uma ação. Porém, os resultados encontrados não sugerem a existência de um risco sistemático no mercado futuro.

Fama e French (1988) realizaram estudo com 21 *commodities* (agrícolas, madeiras, animais, metais), entre 1967 a 1984, e encontraram um alto poder de previsão para 10 produtos: frango, ovos, aveia, porcos, gado, barriga de porco, soja, farelo de soja, suco de laranja e madeira compensada; porém, as duas últimas também apresentaram evidência de algum prêmio de risco. Outras duas *commodities* apresentaram prêmios de risco variáveis ao longo do tempo, tais como óleo de soja e madeira, e quase nenhum poder de previsão. Por sua vez, o café, o cobre e o algodão são alguns dos exemplos de mercadorias que apresentaram, ao mesmo tempo, algum poder de previsão e prêmios de risco.

Os trabalhos, na década de 90, procuraram verificar a existência de eficiência (estimador não-viesado) utilizando técnicas para variáveis não-estacionárias, como os testes de cointegração de Engle e Granger (1987). O trabalho de Morgan et al. (1994)

demonstrou que para várias *commodities*, como, cacau, café, açúcar e trigo, os mercados futuros são estimadores não-viesados, ou seja, não existem prêmios de risco. Porém, estudos como o de Kaminsky e Kumar (1990) *apud* Arbex e Silva (1998) concluíram que para o cacau, trigo e materiais de cobre a hipótese de estimador não-viesado seria rejeitada. Os trabalhos desses autores partem do pressuposto de que os mercados futuros não apresentam prêmio de risco e, portanto, a existência de viés seria decorrente de ineficiência do mercado.

No Brasil, Frick e Campos (1996), utilizando a abordagem de Nordhaus (1987), procuraram evidências de que a mudança da forma de liquidação do contrato futuro de Boi Gordo trouxe maior eficiência informacional a esse mercado futuro. Os autores utilizaram contratos entre os períodos de 1991 a 1996 e evidenciaram que existiu uma melhora na eficiência do mercado de Boi Gordo na BM&F com a introdução do indicador ESALQ/BM&F como parâmetro para liquidação financeira. Segundo os autores, o aumento da eficiência provavelmente aconteceu devido ao aumento de liquidez após utilização da liquidação financeira, pois deve ter acontecido a entrada de mais especuladores no mercado futuro de Boi Gordo.

Um outro trabalho sobre o mercado brasileiro foi realizado por Arbex e Silva (1998) utilizando dados dos mercados futuros de café (1992 a 1998) e soja (1995 a 1997) da BM&F. Os autores encontraram evidências de eficiência de mercado. Porém, segundo os resultados, o mercado de café apresentava maior eficiência que o mercado futuro de soja. Além disso, esses autores constataram que um aumento do prazo em relação ao vencimento diminui a significância estatística do teste.

Outro trabalho realizado no mercado brasileiro de café (1992 a 1998) por Leite e Bressan (2000) mostrou que esse mercado é eficiente e adapta as suas cotações a qualquer novo fluxo de informação que surge por meio de operações de arbitragem. Apesar

dessa eficiência, os autores encontraram ineficiência em 42% dos contratos, indicando que os agentes deste mercado não estariam obtendo todas as informações. A metodologia utilizada por Leite e Bressan (2000) é a mesma do trabalho de Frick e Campos (1996).

Outros trabalhos no mercado futuro internacional têm procurado diferenciar a eficiência de curto e de longo prazo por meio do modelo de correção de erro de Engle e Grange (1987) e testes de cointegração de Johansen (1991). O trabalho de Newbold et al. (1999a) procura identificar a eficiência levando em consideração a influência da sazonalidade e o prazo de vencimento dos contratos. Os resultados do trabalho demonstram que os testes de eficiência podem ser influenciados pela sazonalidade, já que em alguns testes esse fator se mostrou estatisticamente significativo. Com relação à eficiência, o trabalho mostrou que os mercados futuros de soja e de porcos vivos são eficientes (1980 a 1999), mas o mercado de boi se mostrou extremamente ineficiente.

Os mesmos autores (NEWBOLD et al., 1999b) realizaram trabalho em que procuram verificar o impacto das séries irregulares de alguns mercados futuros (café, cacau, milho e algodão e trigo) nos testes de eficiência. Nos mercados futuros de café, cacau e trigo, os testes indicaram que a irregularidade das séries não seria relevante. Porém, nos mercados de milho e algodão houve diferenças significativas. Nesse trabalho, os mercados futuros de café e algodão não se mostraram eficientes.

Trabalhos mais recentes no mercado futuro internacional também têm procurado evidenciar a inexistência de viés. McKenzie et al. (2002) encontraram evidências de que o mercado futuro de arroz nos Estados Unidos é um estimador não-viesado do preço à vista. Esses autores verificaram que o mercado, além de ser eficiente, não possui prêmio de risco sistemático, ou seja, todas as informações relevantes sobre o mercado de arroz já se encontram incorporadas ao preço futuro e este pode ser utilizado para prever o comportamento do preço no mercado *spot*. O trabalho de McKenzie et al. (2002), assim

como o de Beck (1994), Newbold et al. (1999), também comparam a existência de eficiência de longo prazo e de curto prazo por meio dos testes de cointegração de Johansen e do modelo de correção de erro de Engle e Granger (1987).

Mas, embora alguns dos trabalhos tenham procurado mostrar a capacidade preditiva do mercado futuro, em outras pesquisas têm procurado mostrar a existência de prêmio de risco associado aos mercados futuros. Mais especificamente nos mercados de *commodities* agropecuárias, o trabalho de Bessembinder (1992) mostrou que, embora menores que os de futuros não-agropecuários e financeiros, existem evidências de um prêmio de risco associado a contratos de gado, soja e algodão. Posteriormente, Bessembinder e Chan (1992) e Bjornson e Carter (1997), utilizando modelos de precificação de ativos, mostraram a existência de prêmios de risco variáveis ao longo do tempo.

Em outros estudos em mercados como os de petróleo e energia, Serletis (1991) e Moosa e Al-Loughani (1994) encontraram prêmio de risco, enquanto Peroni e McNown (1998) encontraram evidências contrárias. Dessa forma, a interpretação do mercado futuro como um previsor não-viesado para o preço à vista tem gerado muitas controvérsias. Outra questão importante levantada por esses trabalhos é o fato de que a existência de viés na estimação de preços nos mercados futuros não significaria que a hipótese de eficiência de mercado seria descartada e sim que os mercados futuros poderiam conter um prêmio de risco intrínseco aos seus retornos, o que por si só já significaria um viés nos preços futuros em relação aos preços *spot*.

2.2 Mercados futuros

Os mercados futuros, segundo Bessada (2000), seriam mercados organizados nos quais podem ser assumidos compromissos de compra ou de venda de uma determinada mercadoria, para pagamento ou recebimento no futuro. A existência dos mercados futuros decorre do fato de existir a possibilidade de variação nos preços à vista das mercadorias. De acordo com Marques e Mello (1999), os mercados futuros de *commodities* agropecuárias proporcionam uma forma de seguro em meio ao risco para o produtor rural, possibilitando uma “garantia” quanto aos efeitos negativos de uma queda ou elevação de preços. O risco na atividade agropecuária difere de outras atividades produtivas, principalmente em função da dependência dos fatores climáticos, do elevado tempo em que algumas culturas permanecem no campo sem propiciar retorno do investimento realizado, da dificuldade de negociação em função de os produtos serem perecíveis, bem como a volatilidade dos preços (MARQUES; MELLO, 1999, p. 65).

Mercadorias que possuem preços controlados não podem ter derivativos sobre elas, pois não existe a possibilidade de o preço dessas mercadorias variar e, portanto, não há risco de preço, porquanto, políticas de preços mínimos estabelecidas por governos desestimulam o surgimento de mercado futuros. Segundo Marques e Mello (1999), as principais funções dos mercados futuros são:

- Garantir aos agentes interessados em uma determinada mercadoria física proteção contra eventuais oscilações desfavoráveis nos preços que possam ocorrer no futuro. De acordo com Bessada (2000), uma das funções fundamentais dos mercados futuros é fazer com que os indivíduos que assumem riscos sejam aqueles realmente dispostos a fazê-lo. Segundo Bessada (2000):

Na ausência desses mercados, os agentes econômicos – tais como o produtor de uma determinada mercadoria, o exportador, as instituições financeiras que emprestam e que carregam títulos governamentais em suas carteiras – ficariam forçosamente expostos aos riscos das oscilações de preços e das taxas de juros, o que, na prática, os transformariam em especuladores compulsórios, pois não teriam no mercado qualquer alternativa de defesa.

- “Descobridor de preços”, ou seja, o preço futuro de uma *commodity* estabelecido em uma bolsa em um determinado dia pode ser interpretado como reflexo do consenso entre os agentes do mercado naquele dia sobre quanto será o preço em uma determinada data futura (MARQUES; MELLO, 1999, p. 57).

Dessa forma, os mercados futuros representariam um parâmetro para os agentes econômicos sobre as futuras taxas de câmbio, taxas de juros, preços de *commodities* e comportamento do mercado de ações. Essa capacidade de geração de dados para previsão dos preços facilitará aos agentes econômicos suas tomadas de decisões quanto aos níveis de produção, estoque e consumo. De acordo com Bessada (2000):

Do ponto de vista econômico, os preços assim formados representam informação importante, nas economias de mercado, para o processo de tomada de decisão. Até o governo pode inferir tendências e expectativas dos mercados através da observação dos preços futuros, relevantes para formação de política econômica.

Essa função de servir como estimativa para os preços no mercado à vista seria chamada de função de preço a descoberto, ou descobridor de preços.

Porem, para que o preço seja um estimador não-viesado (descobridor de preços, conforme Marques e Mello (1999)) para o mercado à vista se faz necessário que exista eficiência de mercado na forma fraca Morgan et al. (1994). A ausência de viés nos preços dos contratos futuros é também fundamental para utilização da moderna teoria de carteira como maneira de realizar o *hedge* no mercado futuro.

- Outra função importante dos mercados futuros de *commodities* é diminuir as oscilações decorrentes do caráter sazonal das atividades agrícolas. Ou seja, grandes consumidores de uma determinada *commodity* podem garantir o fornecimento dessa mercadoria na entressafra e assegurar preços melhores, repassando assim esses preços para o mercado à vista;
- Outra função do mercado futuro é facilitar a obtenção de financiamento pelos produtores rurais, uma vez que por meio do *hedge* esses agentes reduzem os seus riscos e diminuem, conseqüentemente, o risco de empréstimos fornecidos pelas instituições financeiras, ou seja, as instituições financeiras e órgãos financiadores podem avaliar melhor a situação de crédito do produtor rural que fez o *hedge*.

Segundo Hull (1995), os contratos negociados no mercado futuro são compromissos de vender ou comprar determinado ativo, em uma data específica no futuro, por um preço previamente estabelecido. Portanto, na negociação nos mercados futuros existem duas partes, o comprador e o vendedor:

- O comprador se compromete a pagar o preço combinado ($F_{t,T}$) pelo ativo objeto especificado no contrato. Quando um agente econômico compra contratos futuros, diz-se que assumiu uma posição comprada no mercado futuro. Em uma situação em que o preço caia abaixo do especificado no contrato, o investidor que assumiu a posição comprada terá um prejuízo no mercado futuro;
- O vendedor se compromete a vender e a entregar pelo preço especificado no contrato ($F_{t,T}$) determinada mercadoria. Quando um agente econômico vende contratos futuros, diz-se que assumiu uma posição vendida no mercado futuro. Na situação de subida nos preços acima do especificado no contrato, os investidores que assumem a posição vendida no contrato futuro têm prejuízos.

Outro modo de classificar os principais agentes econômicos que atuam nos mercados futuros é:

- **Os *Hedgers*:** Pessoa física ou jurídica que negocia com determinada mercadoria e que busca manter o lucro esperado do seu negócio se expondo ao mínimo risco possível de perdas em função das oscilações adversas nos preços. O *hedger* transferirá nos mercados futuros o seu risco de preço para o especulador. De acordo com Marques e Mello (1999), os agentes que têm interesse em procurar proteção nos mercados futuros agropecuários são:
 1. Produtores rurais, procurando proteção para queda dos preços de produtos em produção já estocados;
 2. Agroindústrias processadoras que buscam se proteger de um aumento nos preços da matéria-prima ou queda nos preços de matéria-prima já estocada;
 3. Exportadores que já assumiram compromisso de exportar por determinado preço;
 4. Importadores que procuram se proteger de uma queda nos preços de mercadorias já contratadas para entrega futura e ainda não recebidas.
- **Os especuladores:** Constituem um grupo bastante maior que os *hedgers*, podendo ser pessoa física ou jurídica em que a atividade principal não está ligada ao bem objeto do derivativo. Assumem o risco e procuram ganho devido à volatilidade dos preços. Segundo Arbex e Silva (1998), motivados pela possibilidade de ganhos na volatilidade de preços dos ativos, os especuladores conferem maior agilidade e liquidez ao mercado. A existência de mais liquidez no mercado futuro é o que poderá conferir maior eficiência ao mercado futuro. O especulador tem papel importante na

equalização entre a oferta e a demanda de contratos futuros, pois nem sempre existe um volume de *hedgers* procurando proteção contra o aumento de preços que seja igual à de *hedgers* procurando proteção contra uma alta no preço (MARQUES; MELLO, 1999, p. 71). Os especuladores, portanto, enxergam no mercado futuro uma fonte importante potencial de lucros, mas para isso ele procura utilizar técnicas de previsão de preços. As duas principais escolas que procuram prever os movimentos de preços são: a escola fundamentalista e a escola técnica ou grafista.

- **O arbitrador:** atua no mercado aproveitando-se das distorções de preço entre determinados produtos. Geralmente, as operações são de curtíssimo prazo, comprando-se contratos a um preço mais barato e vendendo-se a um preço mais elevado. Essa busca por realização de lucros por meio de arbitragem é o que faz o mercado futuro corrigir seus preços, ou seja, fazem com que o preço futuro convirja para um valor bastante próximo ou igual ao preço à vista durante o período de entrega da mercadoria (HULL, 1995, p. 24).

As principais características do mercado futuro são descritas nos itens abaixo:

1. Negociação dos Contratos em Bolsas: Nos mercados futuros, as negociações são realizadas em bolsas por intermédio de corretoras e operadores autorizados. As bolsas de futuros fornecem uma localização centralizada para que os negócios com futuros ocorram de forma transparente, facilitando assim o processo de divulgação de preços e o aumento de liquidez dos contratos futuros. No Brasil, a principal instituição responsável pela organização em manutenção dos mercados

de derivativos é a BM&F (Bolsa de Mercadoria e Futuros), localizada em São Paulo.

2. Os contratos futuros são padronizados: Quando a bolsa de futuros lança um novo contrato, ela deve especificar o ativo objeto do contrato, o tamanho do contrato, os procedimentos de entrega do ativo, os meses de vencimento, a forma de cotação do contrato e outros (Hull, 1995, p. 20) (Tabela 2.2). O objetivo dessa padronização dos contratos é conferir liquidez ao mercado, já que fica facilitada a transferência entre diferentes participantes do mercado. Um aumento na liquidez fará o mercado se tornar mais eficiente e expressar melhor as informações dos agentes econômicos sobre os preços futuros.

Tabela 2.2 - Especificações dos contratos futuros de *Commodities* agropecuários negociados na BM&F

Ativo-Objeto	Cotação	Unidade de negociação (tamanho do contrato)	Meses de vencimento	Data de vencimento e último dia de negociação
Açúcar Cristal	Dólares dos Estados Unidos da América por saca de 50 quilos líquidos, com duas casas decimais.	270 sacas de 50 quilos líquidos.	Março, maio, agosto, outubro e dezembro.	Décimo quinto dia útil do mês anterior ao mês de vencimento do contrato.
Boi Gordo	Reais por arroba líquida, com duas casas decimais.	330 arrobas líquidas.	Todos os meses.	Último dia útil do mês de vencimento.
Algodão	Centavos de dólar dos Estados Unidos da América por libra-peso, com duas casas decimais.	12,5 toneladas métricas, equivalentes a 27.557,50 libras-peso.	Março, maio, julho, outubro e dezembro.	Décimo dia útil anterior ao primeiro dia do mês de vencimento.
Bezerro	Reais por animal, com duas casas decimais.	33 animais.	Fevereiro, março, abril, maio, junho, julho, agosto, setembro e outubro.	Último dia útil do mês de vencimento.
Alcool Anidro	Reais por metro cúbico (1.000 litros), com duas casas decimais.	30 metros cúbicos (30.000 litros).	Março, maio, agosto, outubro e dezembro.	Décimo quinto dia útil do mês anterior ao mês de vencimento do contrato.
Café Arábica	Dólares dos Estados Unidos da América por saca de 60 quilos líquidos, com duas casas decimais.	100 sacas de 60 quilos líquidos.	Março, maio, julho, setembro e dezembro.	Sexto dia útil anterior ao último dia do mês de vencimento.
Café Robusta Conillon	Dólares dos Estados Unidos da América por saca de 60 quilos líquidos, com duas casas decimais.	250 sacas de 60 quilos líquidos.	Janeiro, março, maio, julho, setembro, novembro.	Último dia útil do mês de vencimento.

Fonte: Bolsa de Mercadoria e Futuros (2003)

3. Existência de uma câmara de negociação. Para assegurar que os negócios possam ser realizados, existem as câmaras de compensação (*clearing house*) que controlam o mecanismo de margens de garantia.

4. Margem de Garantia e Ajustes. Para que seja evitada a inadimplência nos negócios, as bolsas de mercadorias estabeleceram as margens de garantia e os ajustes diários. Os participantes, ao iniciarem um negócio no mercado, devem depositar uma margem inicial na corretora. Os ajustes diários são as diferenças que serão pagas ou recebidas pelos participantes em função das flutuações nos preços futuros favoráveis e desfavoráveis.
5. Impessoalidade. Em uma negociação no mercado futuro, quem comprou ou vendeu o contrato não conhece a outra parte, ou seja, existe a impessoalidade. Dessa forma, os sistemas de garantia das bolsas impediriam que existissem problemas com o não-cumprimento dos contratos.
6. Tipos de Liquidação. Outra característica importante dos mercados futuros é sua forma de liquidação. Os mercados futuros podem ser liquidados de três formas: por entrega física, por diferença ou por liquidação financeira. Se for realizada a entrega do produto, diz-se que saíram do mercado por entrega. Se os agentes decidiram sair antes do vencimento com a realização de uma operação oposta, ou seja, se um determinado produtor rural que estava vendido no mercado futuro realizar uma operação de compra no mesmo volume da sua venda diz-se que ele liquidou sua posição por diferença. Por sua vez, a liquidação financeira, segundo Aguiar (2003), tenta evitar a entrega física atraindo investidores que não querem correr o risco de um eventual recebimento da mercadoria. O acerto, no caso da liquidação financeira, é feito por meio de indicador financeiro do mercado à vista, que busca representar

o valor do produto base no mercado físico. No Brasil, os indicadores são calculados pelo CEPEA/ESALQ e FGV.

A formação de lotes para entrega física pode não ser tão fácil de realizar em função, por exemplo, do padrão do produto. Além disso, outros fatores podem causar problemas, como aspectos tributários e legais, decorrentes do fato de compradores e vendedores estarem situados em regiões diferentes. Para o especulador, que é um dos agentes que proporcionam liquidez ao mercado, a possibilidade de ter que receber o produto inibe sua atuação (MARQUES; MELLO, 1999, p. 154). Por outro lado a existência da entrega física possui uma vantagem importante para o produtor que é a garantia de mercado para seu produto.

2.3 O mercado futuro no Brasil

O mercado futuro agropecuário no Brasil foi o embrião do mercado de derivativos no país, com a fundação em 1917 da Bolsa de Mercadorias de São Paulo (BMSP). Os primeiros negócios com o mercado futuro no Brasil foram realizados em 1918, e no primeiro ano foram negociados: mamona, açúcar cristal, feijão, arroz e algodão. Este último foi o produto mais comercializado em função do crescimento da indústria têxtil. Os negócios com futuros no país ficaram restritos à Bolsa de Mercadorias de São Paulo até a 1970, com negociação exclusiva de contratos futuros agropecuários.

A partir da década de setenta, os futuros financeiros começam a ser negociados em todo o mundo, principalmente o de moeda, em função do rompimento do tratado de Bretton Woods e conseqüente liberação das taxas de câmbio. Em 1979, a Bolsa de Valores do Rio de Janeiro conseqüentemente libera a liberação das taxas de câmbio. Em 1979, a Bolsa de

Valores do Rio de Janeiro passa a oferecer negociações com os mercados futuros de ações individuais, e já na década de oitenta as duas principais bolsas de valores brasileiras (BVRJ e BOVESPA) lançam projetos para criação de bolsas de derivativos. A bolsa do Rio de Janeiro funda em 1983 a Bolsa Brasileira de Futuros, que inicia suas operações em novembro de 1984 com o contrato futuro de ouro.

A Bovespa lança em 1985 a Bolsa Mercantil e de Futuros (BM&F), que começa a operar com contratos de ouro e logo após, em 1986, ela lança contratos futuros de IBOVESPA e ORTN (extinta em 14 dias devido ao Plano Cruzado). O primeiro contrato futuro de *commodities* agrícolas lançado pela BM&F foi o de café, em 1986, sendo posteriormente (1987) lançado o contrato futuro de Boi Gordo.

Em 1991, a BM&F se funde com a Bolsa de Mercadorias de São Paulo, passando a se chamar Bolsa de Mercadorias e Futuros, e reforça sua atuação no mercado de *commodities* agropecuárias. Porém, os contratos de derivativos financeiros são nesse momento o carro-chefe da BM&F e do próprio mercado de derivativos no mundo. Em 1993, a Bolsa de Mercadorias e Futuros registra 100 milhões de contratos negociados e assume a sexta colocação entre as bolsas de derivativos do mundo, permanecendo entre as dez maiores nos últimos 10 anos. Em 1997, a BM&F funde-se com a Bolsa Brasileira de Futuros e passa a ser a única a negociar derivativos no Brasil.

Apesar do crescimento do mercado de derivativos no Brasil na década de noventa, segundo Silveira (2002), a primeira metade dessa década foi marcada por intervenções estatais no mercado financeiros. Exemplos disso foram os planos Collor I, que determinou o bloqueio das contas e restringia assim a liquidez nos mercados, e o Collor II que determinou a liquidação financeira compulsória de todos os contratos futuros negociados na BM&F e a volta de sua negociação em um mês (SILVEIRA, 2002, p 18).

A partir da segunda metade da década de noventa, logo após o Plano Real, houve um incremento do mercado de derivativos no país em função da queda da inflação e da abertura comercial e financeira ao exterior (SILVEIRA, 2002, p. 18). A queda da inflação foi talvez o aspecto importante para o crescimento do mercado de derivativos, vez que possibilita o fechamento de negociações de longo prazo, além da possibilidade de criar regras estáveis.

Apesar desse crescimento inicial, observou-se uma tendência de queda no número de negócios na BM&F, a partir de 1995, em função das crises financeiras (crise asiática e da Rússia) e pela desvalorização cambial de janeiro de 1995. De acordo com Silveira (2002), em 1995, 148,8 milhões de contratos foram negociados e, em 1999, este número caiu para 55,9 milhões, porém, em 2000, houve uma melhora significativa, chegando a um volume de 82,9 milhões de contratos, com um crescimento de 18% em 2001, quando o volume chegou a 97,8 milhões de contratos.

Pela Tabela 2.3 abaixo, constata-se que o peso nas negociações de contratos derivativos se concentram nos ativos financeiros, principalmente taxas de juros e taxas de câmbio.

Tabela 2.3 - Participação de cada ativo no volume de negociação anual de contratos de derivativos negociados da BM&F entre 1994 a 2002

Ano	Ouro	Índice de Ações	Taxa de Juros	Taxas de câmbio	Títulos da dívida	Agropecuários	Swaps	Opções Flexíveis
	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)
1994	14,72	9,63	31,33	36,72	0,00	4,38	3,44	0,00
1995	2,94	10,34	23,65	52,40	0,00	2,94	3,63	4,10
1996	0,75	11,40	37,47	37,48	0,45	0,23	6,40	5,82
1997	0,62	12,51	30,49	39,70	0,25	0,23	12,58	3,62
1998	0,43	11,53	44,93	25,36	0,01	0,44	13,68	3,62
1999	0,85	9,97	45,22	21,75	0,00	0,99	19,31	1,90
2000	0,30	8,45	52,87	26,06	0,00	0,81	10,82	0,69
2001	0,26	5,43	67,40	20,43	0,00	0,76	4,84	0,86
2002	0,37	4,95	63,33	15,41	0,01	0,68	14,12	1,12

Fonte: Adaptado de Silveira (2002), com informações da BM&F (2003) ano 2002

Os contratos de derivativos agropecuários apresentaram uma boa participação nos volume de contratos negociados entre 1994 e 1995 em função dos fundos de *commodities* criados em 1992. O Banco Central determinou que 10% dos recursos colocados nesse fundo fossem para derivativos agropecuários, e esses recursos foram principalmente destinados ao mercado de café arábica, que chegou a representar 96% do total transacionado (SILVEIRA, 2002, p. 21). Segundo Ferreira e Horita (1996), esses fundos chegaram a somar um patrimônio de 30 bilhões de reais em 1995, véspera de deixar de existir em setembro do mesmo ano. As operações realizadas no mercado de café eram geralmente do tipo *box* (negociação de opções de compra e de venda), posto que assim os bancos cumpriam a determinação de aplicar os recursos em derivativos agrícolas, recebendo uma taxa fixa, e ao mesmo tempo, podiam tomar recursos emprestados por intermédio do *box* conseguindo taxas mais baixas que no mercado de empréstimos bancários. Apesar do fim da obrigatoriedade de aplicação em *commodities* agrícolas em 1995, a queda da participação dos derivativos agrícolas no mercado de derivativos acontece principalmente pelo crescimento dos contratos de câmbio e taxa de juros e não pela queda no número de contratos negociados.

2.3.1 A evolução dos contratos futuros agropecuários no Brasil

Como comentado na seção anterior, os mercados futuros de *commodities* agrícolas no Brasil começaram com os negócios na Bolsa de Mercadorias de São Paulo em 1918, com os primeiros contratos lançados de mamona, açúcar cristal, feijão, arroz e algodão. Por um bom período, o contrato de algodão foi o principal contrato futuro negociado no país. Na década de setenta (1978), são lançados os contratos de café e soja na Bolsa de mercadorias de São Paulo, e em 1980 surge o contrato de Boi Gordo.

Atualmente, a única bolsa que atua no mercado futuro agropecuário no Brasil é a BM&F. Os primeiros contratos agropecuários lançados pela BM&F foram os de café e Boi Gordo. Em 1991, com a fusão da BMSP com a BM&F, esta última passou a ser a única bolsa a negociar contratos futuros agropecuários no Brasil.

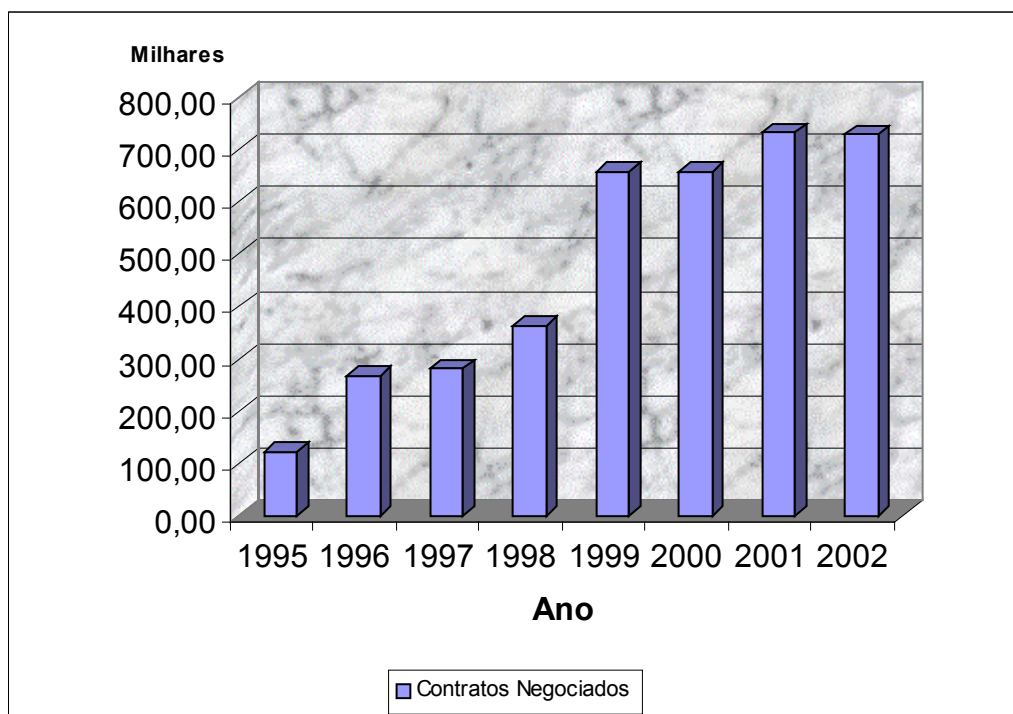
No início dos anos 90, surge um novo ambiente institucional, com uma economia mais aberta ao mercado internacional, que passa a priorizar novos mecanismos em substituição ao papel intervencionista do Estado no fornecimento de crédito e gerenciamento da política de riscos. A partir de 1997, o próprio governo começou a adotar na sua política agrícola instrumentos típicos de agentes privados, como as opções de venda, e a incentivar o desenvolvimento do mercado a termo por meio das CPR (Cédulas do Produtor Rural) (SOUSA; MARQUES; CAFFAGNI, 1998, p. 1). Segundo Schouchana (1999), os riscos de produção e comercialização da agricultura brasileira ficaram mais explícitos na década de 90 com a crise do Estado e com a redução dos programas de garantia de preço mínimo e financiamento (EGFs e AGFs), uma vez que até a década de 90 os produtores faziam *hedge* com um único tomador de risco que era o governo.

É nesse ambiente institucional que a BM&F, em 1995, lança os contratos de soja e açúcar cristal com a modalidade de liquidação financeira, que já era utilizada para liquidação do contrato futuro de Boi Gordo desde 1994 e que já havia sido utilizado para o contrato de bezerro negociado no início da década de noventa. Posteriormente, em 1996, são lançados os contratos de milho e algodão também com liquidação financeira. A liquidação desses contratos era feita por meio de indicadores calculados como uma média ponderada dos preços das principais regiões produtoras das *commodities*, e as instituições que ficaram encarregadas de calcular os índices foram a ESALQ/USP (açúcar, Boi Gordo, algodão), FGV (Milho) e a FIPE (Soja). Essa modalidade de liquidação, segundo Ferreira

Filho (1996), estimularia a entrada dos especuladores, que garantiriam a liquidez do mercado.

Apesar de o mercado de derivativos agropecuários ter perdido participação no volume total de negociação dos contratos na BM&F a partir de 1995, seu volume de negociação de contratos cresceu de 123 mil, em 1995, para 733,5 mil, em 2001, com uma pequena queda em 2002 para 729 mil (Figura 2.2).

Figura 2.2 - Volume de contratos futuros agropecuários negociados na BM&F



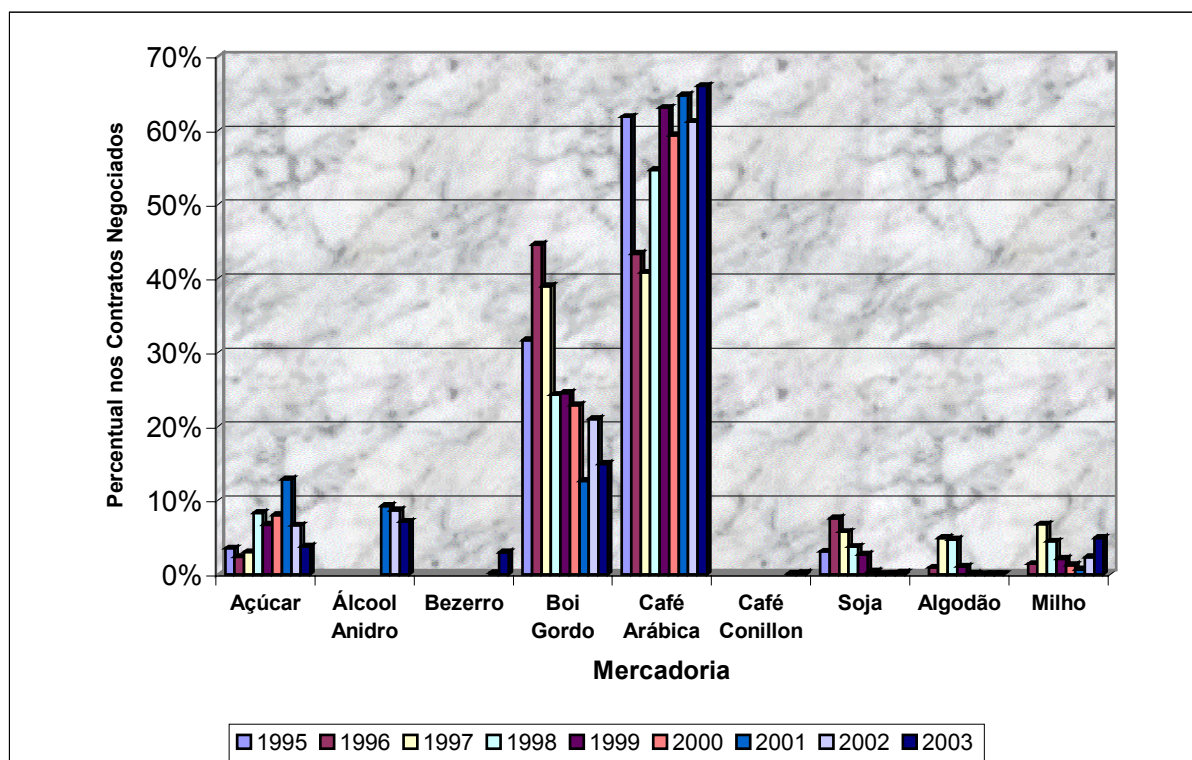
Fonte: BM&F sistema de recuperação de informações

Os principais motivos para o crescimento desse volume de negociação de contratos futuros são a queda da inflação, que possibilitou a negociação de contratos com prazos maiores, a redução do papel governamental como garantidor de preços e a abertura comercial. Conforme Souza, Marques e Caffagani (1998), a estabilização econômica possibilita maior possibilidades de planejamento em longo prazo e fornece condições para o desenvolvimento de instrumentos de gerenciamento de riscos, como os mercados futuros.

É importante destacar que, apesar do sistema de liquidação financeira disponível inicialmente para os todos os contratos futuros, excetuando-se o café, a liquidez do mercado futuro de *commodities* agrícolas no Brasil continuou concentrada no café e no boi gordo, surgindo o açúcar como a terceira *commodity* mais negociada. Outra mercadoria que tem aparecido com bom potencial de desempenho é o contrato futuro de álcool anidro, que nos últimos 2 anos assumiu o lugar do açúcar como terceira *commodity* mais negociada na BM&F.

A Figura 2.3, abaixo, mostra a evolução no percentual de negociação de contratos de todas as *commodities* negociadas no mercado futuro brasileiro de 1995 a 2003.

Figura 2.3 - Volume de contratos futuros agropecuários negociados na BM&F (1995-maio de 2003)



Fonte: BM&F (Sistema de Recuperação de Informações)

2.4 Formação dos preços no mercado futuro

Para formação dos preços no mercado futuro de *commodities*, será necessária uma suposição inicial de que não existe a possibilidade de arbitragem, ou seja, não existe discrepância entre o preço esperado para a data de vencimento e o preço *spot* nessa mesma data. A manutenção da posse do ativo (mercadoria) até uma certa data deve ter o mesmo valor que assumir uma posição comprada em um contrato futuro nesse mesmo ativo até a data de vencimento do contrato. Portanto, deveria haver a seguinte relação:

$$F = (S + U)e^{rt} \quad (4)$$

Onde:

F: é o preço a termo ou futuro do ativo;

S: é o preço corrente

U: custo de armazenagem;

r: é a taxa de juros livre de risco

T: tempo para que a mercadoria seja entregue pelo contrato futuro

Se houvesse a possibilidade de arbitragem ($F > (S + U)e^{rt}$), um investidor poderia pegar emprestado $(S + U)$ a uma taxa de juros livre de risco para comprar a mercadoria, pagando os custos de armazenagem e, ao mesmo tempo, assumir uma posição vendida em um contrato futuro, realizando assim um lucro sem risco. Ou, no caso de uma ocasião contrária ($F < (S + U)e^{rt}$), o investidor poderia vender o ativo aplicando os recursos à taxa livre de risco e assumindo uma posição comprada em contratos futuros dessa mercadoria.

No caso de *commodities* que não são compradas para investimento, como é o caso das *commodities* agrícolas, os indivíduos as manteriam em estoque não por seu valor de investimento e sim pela possibilidade de consumo. Os indivíduos que possuem essa

mercadoria não desejariam vendê-la para comprar contratos futuros, já que eles não poderiam ser consumidos imediatamente (HULL, 1995, p. 75).

Para uma *commodity* de consumo, poderia ser definido um limite para o preço futuro da seguinte forma:

$$F \leq (S + U)e^{rt} \quad (5)$$

Por essa relação, não haveria um incentivo à produção de uma *commodity* ou a sua compra no mercado à vista. Por outro lado, o que poderia equilibrar essa relação seria a possibilidade de ganho por quem detivesse essa mercadoria em caso de uma escassez temporária ou com a possibilidade de manutenção de um determinado processo produtivo em andamento. Essa vantagem é conhecida como *convenience yield* do produto. Com a inclusão do *convenience yield*, as relações entre o preço à vista e futuro se equilibrariam e ficariam da seguinte forma:

$$Fe^{yT} = (S + U)e^{rT} \quad (6)$$

Onde:

y: *convenience yield*

De acordo com Hull (1995), o *convenience yield*:

Refletiria as expectativas do mercado quanto à disponibilidade futura de uma *commodity*. Quanto maior a possibilidade de ocorrer escassez durante a vida do contrato futuro, maior o *convenience yield*. Se os usuários da *commodity* possuírem estoques elevados, será pouco provável a ocorrência de escassez em um futuro próximo, e o *convenience yield* tenderá a ser baixo. Por outro lado, baixos estoques resultarão em um *convenience yield* elevado.

Como comentado por Bessada (2000), a base, que corresponderia à diferença entre os preços futuros e o à vista, significaria o custo de manutenção da mercadoria

estocada reduzida do *convenience yield*. Portanto, ao longo do tempo esses preços tenderiam a convergir, já que esses custos deixariam de existir.

Seria esperado, então, que os preços futuros, no caso de um mercado eficiente onde os investidores seriam racionais e corrigiriam suas expectativas de preços ao surgimento de novas informações, fossem iguais ao preço do preço à vista esperado para o tempo T, e assim não existiria um prêmio de risco e o mercado forneceria uma previsão não-viesada do preço à vista:

$$F_{T-n} = E(S_T) \quad (7)$$

Onde:

$E(S_T)$: Esperança de preço na data T(vencimento do contrato)

F_{t-n} : preço futuro na data t-n;

n: períodos antes do vencimento

Porém, como demonstrado em alguns trabalhos empíricos comentados na secção 2.1.3, os preços futuros poderiam incorporar um prêmio pelo risco sistêmico e, por isso, um especulador que assumisse uma posição comprada em contratos futuros exigiria uma taxa de retorno para realizar o investimento em função do seu risco. A relação entre o preço futuro e preço à vista esperado para T seria:

$$F = E(S_T)e^{(r-k)T} \quad (8)$$

Onde:

K: seria a taxa de desconto que dependeria do risco sistemático;

Nessa situação, se o preço à vista estiver positivamente correlacionado com os fatores de risco sistêmicos, teremos, nesse caso, $k > r$ e $F < E(S_T)$. Por outro lado, se o preço à vista estiver negativamente correlacionado com os fatores de risco, então teremos uma situação em que $F > E(S_T)$. Obviamente, quando o preço não tiver correlação com os

fatores de risco sistêmicos o preço futuro poderá ser um estimador não-viesado para o preço à vista.

A fixação dos preços futuros e a convergência entre os preços à vista e futuro só serão garantidas pela arbitragem se se estiver tratando de *commodities* estocáveis, vez que essa é uma condição necessária para que exista arbitragem. Porém, algumas *commodities* consideradas perecíveis ou não-estocáveis negociadas no mercado futuro não poderiam ter seu preço fixado por intermédio da arbitragem. Segundo Damodaram (2001), em um contrato futuro de *commodities* não-estocáveis o preço será influenciado:

1. Pelo preço à vista esperado para a data de vencimento. Se se esperar que o preço à vista da mercadoria suba até o vencimento, os preços futuros serão maiores que o preço *spot* atual. Se se esperar que o preço caia até o vencimento, o preço futuro será menor que o atual preço à vista.
2. Pelo prêmio de risco associado à posição tomada no mercado futuro: Em um contrato futuro, existe uma posição comprada e outra vendida; a direção do prêmio de risco dependerá de o comprador ser visto como especulador ou *hedger*. Em um mercado agrícola em que os produtores são vendedores primários dos contratos futuros e os especuladores são compradores, os preços futuros tenderiam a ser menores que os preço esperados no futuro:

$$\text{Preço Futuro} = \text{Preço } spot - \text{Prêmio de risco (Normal Backwardation)}$$

Em uma situação em que os compradores são usuários da mercadoria e os especuladores são os vendedores dos contratos futuros e garantidores dos preços de compra, os preços futuros seriam maiores que os preços à vista esperado (*Contango*). De acordo com Damodaram (2001), nos mercados futuros modernos não haveria compradores ou vendedores dominados por usuários ou produtores e, portanto, não haveria nenhuma razão para que os prêmios de risco sejam positivos ou negativos. Se ambos os agentes

estiverem especulando no preço, em vez de fazer a proteção o benefício pode ser zero, o que levaria a um prêmio igual a zero (DAMODARAM, 2001, p. 550).

A hipótese de eficiência do mercado futuro na forma fraca pressupõe a inexistência de prêmio de risco e, portanto, os preços futuros seriam, no caso de *commodities* perecíveis, iguais às expectativas dos preços à vista. Os agentes do mercado futuro seriam neutros ao risco e, por isso, não exigiriam um prêmio pelo risco.

2.4.1 Formas do prêmio de risco

Segundo Sassatani e Securato (1998), o prêmio de risco tem aparecido sob três formas na literatura sobre os mercados futuros:

1. Diferença entre o preço futuro especificado em contratos futuros para determinada data e a expectativa do preço *spot*. O prêmio de risco, de acordo com essa forma, poderia ser representado pela equação abaixo:

$$\text{Prêmio} = F_{t,T} - E(S_T) \quad (9)$$

Pela equação acima, teríamos a definição *ex-ante* do prêmio, já que ele seria estabelecido a partir da expectativa do preço à vista no futuro e da cotação do contrato futuro. Esse conceito de prêmio só seria conveniente nos casos em que os modelos de formação de preços possam descrever a expectativa de preços no futuro. No caso de *commodities* agrícolas, de acordo com os modelos de formação de preços apresentados na seção anterior, precisaríamos definir quais os custos de armazenagem e o *convenience yield*. Para o caso de índices de ações como o IBOVESPA, em que os dividendos já estão incorporados ao cálculo do índice, se utilizam taxas de juros livres de risco para gerar essa expectativa do índice no futuro (SASSATANI; SECURATO, 1998). No trabalho de Liu e Maddala (1992), foram utilizadas as expectativas médias de instituições que atuam no

mercado financeiro como valor para verificar se o mercado futuro de câmbio incorporava um prêmio de risco.

1. Retorno acima da taxa livre de risco, que seria função do risco sistêmico, calculado a partir do modelo CAPM, ou mediante outros modelos de precificação de ativos financeiros como o APT. No trabalho de Dusak (1973), foi utilizada a equação abaixo para definição e cálculo do prêmio de risco:

$$\text{Prêmio} = \beta(R_m - R_f) \quad (10)$$

Onde:

R_m : seria o retorno de uma carteira que representasse o mercado, que no caso brasileiro poderia ter como *proxy* o IBOVESPA;

R_f : retorno de um ativo considerado livre de risco.

2. Diferença entre a cotação futura e o preço do ativo no futuro. Esse prêmio seria calculado *ex-post*. Essa concepção do prêmio de risco parte do pressuposto de que os agentes de mercado sejam racionais, o que, segundo Liu e Maddala (1992), indicaria que a expectativa do preço à vista seria igual ao preço realizado.

$$S_T = E(S_T) + e_t \quad (11)$$

Onde:

e_t : Seria ruído branco, ou seja, seus valores não seriam autocorrelacionados ao longo do tempo e seriam estacionários (GUJARATI, 2000, p. 742).

Como demonstrado na relação (9), a existência de um prêmio de risco implicaria uma diferença entre o preço à vista esperado e o preço futuro.

$$\text{Prêmio} = F_{t,T} - E(S_T) \quad (12)$$

Portanto, em função das duas relações acima, poder-se-ia derivar a seguinte relação:

$$S_T = F_{t,T} + e_t - \text{Prêmio} \Rightarrow S_T - F_{t,T} = v_t \quad (13)$$

A caracterização desse viés como um prêmio de risco só poderia ser considerada verdadeira se variáveis que representassem condições ligadas às teorias de *Normal Backwardation* e *Contango* fossem relacionadas às diferenças entre o preço à vista e o preço futuro ($S_T - F_{t,T}$). No trabalho realizado por Chatrath et al. (1997), foi utilizada como variável dependente a diferença dos volumes de contratos comprados e vendidos, procurando-se verificar a existência da *Normal Backwardation*.

Outra abordagem que poderia ser utilizada para verificar a existência de risco é a utilização de modelos *ARCH-M* ou *GARCH-M*, como utilizado nos trabalhos de Moosa et al. (1994) (*GARCH-M*), no mercado de petróleo e nos trabalhos de Engle, Lilien e Robins (1987) apud Enders (1995, p. 159) (*ARCH-M*) sobre o mercado futuro de câmbio. Um modelo *GARCH-M* (1,1) para o cálculo do prêmio de risco poderia ser estimado pela seguinte equação segundo Moosa et al. (1994):

$$\begin{aligned} p_t &= S_T - F_{t,T} \\ p_t &= \alpha_0 + \alpha_1 h_t + u_t \\ h_t &= \delta_0 + \delta_1 h_{t-1} + \delta_2 u_{t-1}^2 + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (14)$$

Onde:

p_t : diferença entre o preço *spot* e o preço dos contratos futuros, aproximadamente a receita obtida no mercado futuro por uma posição comprada ou prejuízo em uma posição vendida.

h_t : variância condicional; ela varia ao longo do tempo em função das informações que são avaliadas por todos os investidores, ou seja, em função da variância já esperada pelos investidores h_{t-1} e da variância no período $t-1$. Se os investidores exigirem um prêmio de

risco, o coeficiente α_1 tenderá a ser positivo e estatisticamente significativo, ou seja, uma informação sobre o risco estaria incorporada no viés do mercado futuro.

A inexistência de prêmio de risco no mercado futuro de *commodity* agropecuária será um fator importante para utilização da moderna teoria de carteiras como estratégia de *hedge*, pois, conforme Myers e Thompson (1989), ela requer que os preços à vista esperados sejam iguais ao preço futuro, ou seja, que não exista um prêmio de risco. Além disso, pela teoria de carteiras os riscos sistêmicos não são quantificados e identificados como importantes para o processo de redução de risco.

2.5 A moderna teoria de carteiras e a sua relação com os mercados futuros

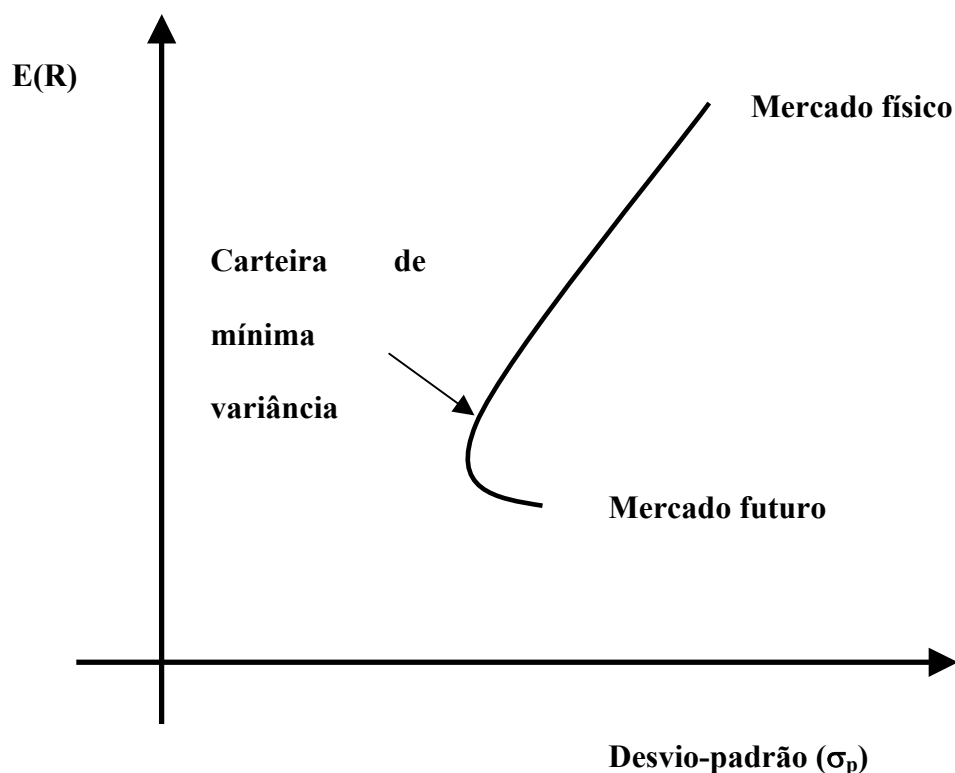
O risco tem sido definido em finanças como a variabilidade dos retornos de um determinado investimento. Medidas de dispersão da distribuição de probabilidade dos retornos, tais como a variância e o desvio padrão, têm sido utilizadas para o risco de um ativo individual. Porém, a maioria dos investidores possui carteira de ativos. Dessa maneira, seria importante definir a influência da introdução de determinado ativo para o risco de uma carteira.

A teoria de carteira pressupõe que os investidores sejam racionais e procurem maximizar a utilidade (satisfação) dos seus investimentos. Dessa forma, eles procurariam o máximo de retorno para um nível específico de risco, ou um risco máximo para um determinado retorno. A teoria de carteiras também admite que o mercado seja eficiente, ou seja, os preços de um ativo reflitam, instantaneamente, todas as informações relevantes que lhe dizem respeito. Além disso, por meio da teoria de carteiras se procura selecionar a

carteira que possua a proporção de ativos que minimize o risco em função de um determinado investimento. Isto é, ela procura determinar uma carteira ótima para maximizar a utilidade de um investidor racional.

Um *hedger* que utiliza o mercado futuro para se proteger de variações no preço de uma *commodity* possui uma posição no mercado físico e outra no mercado futuro, ou seja, ele detém uma carteira que pode conter determinadas proporções de contratos futuros que podem vir a minimizar o seu risco de preço. A intenção do *hedger* não é obter lucro no mercado futuro e sim reduzir ao máximo o seu risco. Portanto, a razão de *hedge* seria exatamente essa proporção de contratos futuros que minimiza o risco. A partir das diversas combinações entre essas duas posições no mercado físico e no mercado futuro, poder-se-ia traçar uma curva com suas possibilidades, conforme mostra a figura abaixo:

Figura 2.4 - Conjunto de combinações no mercado futuro



O *hedge* de mínima variância, ou melhor, a combinação entre contratos futuros e posição no mercado físico com menor variância possível é dada pela posição no gráfico da carteira de mínima variância. Portanto, para o cálculo da razão de *hedge* de mínima variância, ou seja, para o cálculo da quantidade de contratos futuros que deve ser utilizada para cobrir posições no mercado à vista podem-se utilizar as análises da teoria de carteiras. O retorno de uma carteira que possua uma posição no mercado físico e uma posição comprada no mercado futuro será dado pela seguinte equação:

$$R_t = W_s \left(\frac{S_t - S_{t-1}}{S_{t-1}} \right) - W_f \left(\frac{F_t - F_{t-1}}{F_{t-1}} \right) \text{ ou} \quad (15)$$

$$R_t = W_s \frac{\Delta S}{S_{t-1}} - W_f \frac{\Delta F}{F_{t-1}}$$

Onde:

R_t : Retorno da carteira que possui nos mercados futuros e físico no tempo t ;

W_s : tamanho na posição no mercado físico;

ΔS : Diferença nos preços do mercado no instante t em relação aos valores do instante $t-1$;

ΔF : Diferença nos preços futuros no instante t em relação aos valores do instante $t-1$;

W_s : tamanho da posição no mercado à vista;

W_f : Tamanho da posição no mercado futuro.

A razão de *hedge* de mínima variância (h) é exatamente a proporção de contratos futuros em relação à posição no mercado físico (W_f/W_s), que minimiza o risco da carteira. Dividindo a equação 1 pelo tamanho da posição no mercado físico (W_s), tem-se a seguinte relação:

$$\frac{R_t}{W_s} = \left(\frac{S_t - S_{t-1}}{S_{t-1}} \right) - h \left(\frac{F_t - F_{t-1}}{F_{t-1}} \right) \quad (16)$$

Onde:

$\frac{R_t}{W_s}$: É o retorno por unidade de produto

Como o objetivo é minimizar a variância da por meio da operação *hedge*, precisamos calcular a variância do retorno por unidade de produto:

$$\begin{aligned} Var\left(\frac{R}{W_s}\right) &= var\left[\left(\frac{S_t - S_{t-1}}{S_{t-1}}\right) - h\left(\frac{F_t - F_{t-1}}{F_{t-1}}\right)\right] \\ \sigma_h^2 &= var\left(\frac{S_t - S_{t-1}}{S_{t-1}}\right) + h^2 \times var\left(\frac{F_t - F_{t-1}}{F_{t-1}}\right) - 2 \times h \times cov\left[\left(\frac{S_t - S_{t-1}}{S_{t-1}}\right), \left(\frac{F_t - F_{t-1}}{F_{t-1}}\right)\right] \\ \sigma_h^2 &= \sigma_s^2 + h^2 \times \sigma_f^2 - 2 \times h \times \sigma_{sf} \quad (17) \end{aligned}$$

Onde:

σ_h^2 : Variância do retorno por unidade de produto

σ_s^2 : Variância do retorno no mercado à vista

σ_f^2 : Variância do retorno no mercado futuro

σ_{sf} : Covariância entre retornos nos mercados à vista e futuros

Igualando a derivada da variância do retorno por unidade de produção pela razão de *hedge* a zero, pode-se minimizar a variância da receita da carteira e conseqüentemente o risco diversificável, e com isso calcular a proporção de contratos futuros ótima:

$$\begin{aligned} \frac{\partial(\sigma_h^2)}{\partial h} &= 2 \times h \times \sigma_f^2 - 2 \times \sigma_{sf} = 0 \\ h &= \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_f^2} \quad (18) \end{aligned}$$

A razão de *hedge* de mínima variância, que nos mostra a posição ótima no mercado futuro em relação à posição nos mercados à vista, depende da covariância entre retorno no mercado físico e os retornos nos mercados futuros e do retorno dos contratos futuros. A razão de *hedge* de mínima variância, em função da relação calculada acima, pode ser dada pelo coeficiente angular da regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) entre as variações percentuais no preço futuro e as variações percentuais no preço à

vista. O grau de ajuste desse modelo, ou seja, o poder de explicação será medido pelo R^2 (coeficiente de determinação): quanto maior o seu valor, mais eficiente será o *hedge* efetuado por meio dos modelos de mínima variância. Como o valor do coeficiente de determinação é o quadrado da correlação entre as mudanças no preço *spot* e o preço futuro, quanto maior essa correlação, maior a efetividade do *hedge*. Assim, segundo Aguiar (1999) *apud* Nogueira, Aguiar e Lima (2002), pode-se concluir que quanto maior a correspondência entre o produto físico comercializado e o produto especificado no contrato futuro, maior será a correlação entre as mudanças de preços futuros e à vista e, conseqüentemente, maior será a efetividade do *hedge*.

Outro aspecto que deve ser observado é que mediante a utilização da teoria de carteiras está se procurando reduzir a variância da carteira que é composta por contratos futuros e pela produção física da *commodity*, como forma de minorar os riscos. Portanto, por meio da diversificação, conforme proposta por Markowitz, pode-se reduzir ou até eliminar o risco ao máximo diversificável (não-sistemático) de uma carteira, mas poderá ainda estar presente na parcela do risco sistemático (ASSAF, 2001, p. 280). Isto é, para que a redução do risco aconteça será necessário que não exista um prêmio de risco sistêmico associado aos retornos no mercado futuro. Dessa forma, posição como *Normal Backwardation* e *Contango* teriam impacto negativo na realização do *hedge* de mínima variância.

2.6 Base e o risco de base

Quando um produtor rural faz um *hedge* utilizando o mercado futuro, ele procura eliminar totalmente o risco de variação de preços do produto, porém pode passar a

sofrer o risco de base. A base, segundo Hull (1995), é a diferença entre o preço da *commodity* no mercado à vista e o preço futuro para determinado vencimento do contrato.

$$Base = S_t - F_{t,T} \quad (19)$$

De acordo com Fontes et al. (2003), para que o *hedge* possa ser perfeito é necessário que na data de vencimento do contrato o valor da base seja zero. Desse modo, o preço futuro na data de vencimento do contrato seria igual ao preço à vista nessa mesma data.

Essa diferença entre o preço à vista da mercadoria e o preço futuro, ou seja, a base, segundo Aguiar (2003), possui três dimensões: qualidade, espaço e tempo. A diferença entre a qualidade do produto especificada no contrato futuro e a negociada no mercado físico terá impacto na base em função de esses dois produtos receberem provavelmente preços distintos. O efeito da dimensão espacial sobre a base acontecerá em função de o preço à vista em cada localidade ser diferente, e já que o preço futuro será o mesmo, a base será diferente para cada localidade. Por sua vez, a dimensão temporal terá impacto na base em função dos custos de armazenagens, pois, como foi visto na seção 2.4, o preço futuro é função dos custos de armazenagem e da taxa de juros livre de risco. Portanto, quanto maior o tempo para vencimento do contrato, maior tenderá a ser a diferença entre o preço *spot* e o preço futuro.

Dessa forma, produtos que possuam a mesma qualidade especificada nos contratos e que sejam negociados na região de entrega especificada nesse mesmo contrato tenderão a ter preços à vista que convirjam para os preços futuros na data de vencimento dos contratos. Com isso, a base simplesmente possuiria a sua dimensão temporal e representaria possibilidade de valorização ou desvalorização do preço à vista até a data de vencimento do contrato. Fama e French (1988) utilizaram esse conceito da base para testar

a hipótese do mercado futuro como estimador não-viesado do preço à vista, conforme a expressão abaixo:

$$S_T - S_t = \alpha_1 + b_1(F_{t,T} - S_t) + \varepsilon_{t,T} \quad (20)$$

No modelo acima, se o preço futuro for um estimador não-viesado b_1 deverá ter um valor igual a 1 e α_1 igual a zero, ou seja, a base conterá todas as informações sobre as mudanças de t até T . Esse modelo é criticado por Liu e Maddala (1992) em função de as possibilidades das duas variáveis serem não-estacionárias, o que, dessa forma, faria com que o lado esquerdo da equação (20) se tornasse estacionário, mas não garantiria a estacionariedade da variável base do lado direito da equação (20), condição importante para que os testes de hipótese sejam levados adiante.

A base, além de ser importante na questão do teste da eficiência de mercado, poderá ter impacto na realização do *hedge*, principalmente porque em geral os prazos de vencimento no mercado futuro dificilmente casam com os prazos de recebimento ou de pagamento nos mercados à vista. Desse modo, os preços futuros ainda não teriam convergido para um valor igual ao do mercado físico. Portanto, na realização de uma operação de um *hedge* em t_1 , e com encerramento em t_2 o valor efetivo a ser recebido pelo ativo será (HULL, 1995, p. 95):

$$S_2 + F_1 - F_2 = F_1 + b_2 \quad (21)$$

Onde:

S_2 : preço à vista em t_2 , encerramento do contrato;

F_1 : preço futuro no instante t_1 início da operação de *hedge*;

b_2 : base no vencimento do contrato.

De acordo com Hull (1995), o fato de não se conhecer o valor de b_2 , já que não se sabe os valores do preço *spot* e no preço futuro em t_2 é que existe o risco de base. Portanto, a utilização de contratos futuros sobre mercadorias diferentes das

comercializadas no mercado à vista, o descasamento entre as datas de vencimentos dos contratos futuros e o recebimento ou pagamentos no mercado à vista é que ocasionarão o risco de base que terá influência na receita de uma operação de *hedge*.

2.6.4 O impacto do risco de base no *hedge*

Como demonstrado na seção anterior, o preço a ser recebido por um *hedge* de venda será dado pela seguinte relação:

$$P = F_1 + b_2 \quad (22)$$

Onde:

P: é o preço a ser recebido efetivamente por *hedger* em uma operação de *hedge* de compra;

De acordo com a relação acima, um aumento no valor na base (Fortalecimento da base) proporcionaria um aumento no ganho em uma operação de *hedge* de venda, uma vez que o preço efetivo a ser recebido será maior. Por outro lado, para um *hedge* de compra, melhor será que o valor da base diminua, ou seja, que a base enfraqueça, a fim de ser pago um valor efetivo menor pela mercadoria.

No caso de um *hedger* que utilizasse um contrato futuro sobre mercadorias iguais as negociadas por ele no mercado físico, negociasse essas mercadorias na mesma região definida para entrega das *commodities* pelo contrato futuro e que, além disso, hipoteticamente possuísse prazos de recebimento iguais aos vencimentos dos contratos futuros, teria um valor para base no prazo final igual a zero, já que os preço (futuros e *spot*) convergiriam para o mesmo valor no prazo de vencimento. Dessa forma, o valor a ser pago seria igual a F_1 , que, em um mercado em que o preço futuro é um estimador não-viesado

do preço *spot*, seria igual ao preço esperado para a data de vencimento do contrato, conforme mostra a relação abaixo:

$$F_1 = E(S_T) \quad (23)$$

No caso da existência de viés, os *hedgers* podem estar pagando mais no caso de hedge de compra ou recebendo menos no caso de *hedge* de venda, em função da existência de um prêmio de risco pago aos especuladores ou, de outra forma, estarem tendo esse custo maior em função de ineficiências no mercado futuro.

2

Metodologia

A pesquisa foi realizada com o intuito de testar a eficiência na forma fraca do mercado futuro de *commodities* agrícolas e terá natureza quantitativa. Em relação aos fins, essa será uma pesquisa exploratória, uma vez que será realizada sobre a eficiência do mercado futuro agrícola no Brasil, assunto com pouco conhecimento acumulado e sistematizado, já que só foram realizados testes de eficiência sobre o mercado futuro de café, soja e Boi Gordo (VERGARA, 2000, p. 47). Segundo Vergara (2000), uma pesquisa exploratória não comporta hipóteses, mas, elas podem surgir durante a pesquisa. Portanto, no presente estudo elas não foram formuladas.

Quanto aos meios de investigação, ela será de caráter documental, porquanto se baseará em dados secundários colhidos junto a instituições de pesquisa (Cepea/Esalq, FGV) e da Bolsa de Mercadorias e Futuros (VERGARA, 2000, p. 48).

O universo da pesquisa será composto dos mercados futuros de três *commodities* agrícolas negociadas (Café, Açúcar e Milho) na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), posto que elas tiveram a maior regularidade de negociação no período após o Plano Real. *Commodities* como soja e algodão tiveram suas negociações suspensas para reformulação dos contratos, respectivamente, em setembro e dezembro de 2001.

3.1 Dados

Os dados secundários referentes aos preços futuros foram coletados junto à BM&F de 1995 a 2003. As cotações futuras coletadas se referem a dados diários, que no caso do café são de 2 de janeiro de 1995 até 23 de junho de 2003, das cotações de ajuste do dia atual. No caso do açúcar, foram coletadas as cotações de ajuste do dia atual de 29 de setembro de 1995 até 23 de junho de 2003. No caso do milho, foram utilizadas cotações de 29 de novembro de 1996 até 31 de maio de 2003. Porém, só foram utilizadas para estimação dos modelos as cotações de ajuste do dia atual dos pregões que atecessem os vencimentos em 30, 60 e 90 dias, dessa forma, não foram utilizadas as cotações de forma contínua e sim de forma discreta.

Para os preços à vista, foram utilizadas como *proxy* os preços futuros na data de vencimento dos contratos. O uso do preço futuro na data de vencimento como *proxy* dos preços *spot* seguiu o trabalho realizado por Fama e French (1988). Segundo Fama e French (1988), os preços futuros na data de vencimento garantem que o preço siga as mesmas especificações dos contratos futuros e que os dois possuam a mesma base. É importante destacar que o milho e o açúcar tiveram seu contrato lançado com a modalidade de liquidação financeira e, portanto, os seus preços futuros na data de vencimento nada mais são que uma média dos três últimos dias de um indicador do preço à vista, o que forçosamente faz com que o preço futuro convirja na data de vencimento para o preço à vista. No caso do açúcar, foi utilizado (10/1995 a 07/1997) inicialmente o indicador do preço médio para o Estado de São Paulo, calculado pela ESALQ, o qual era utilizado como índice para liquidação financeira na data de vencimento. Posteriormente, esse índice deixou de ser calculado e foi substituído pelo indicador da ESALQ/BM&F. A liquidação financeira no mercado futuro de milho era realizada por meio do indicador fornecido pela FGV.

O principal motivo para que fosse usado no estudo o preço futuro na data de vencimento é que para teste da eficiência de mercado seria importante que os preços fossem da mesma base. Dessa forma, avaliou-se primeiramente se haveria diferença de base entre os indicadores à vista e o preço futuro na data de vencimento mediante um teste de diferença de média e verificou-se que, no caso do café, a média dos preços à vista é diferente dos preços futuros no vencimento, a 10% de significância. Por esse motivo, foi utilizado o preço futuro no vencimento como *proxy* do preço *spot*. Além disso, existiu um ganho de graus de liberdade no caso do café uma vez que a série de preço é maior. Em relação ao café, foi utilizado, para efeito do teste de média, o indicador calculado pela ESALQ a partir de uma média ponderada dos preços das principais regiões produtoras de café do país (São Paulo, Minas Gerais e Paraná).

É importante mencionar que o indicador ESALQ/BM&F começou a ser calculado para o café a partir de setembro de 1996, portanto só foram utilizados para teste os preços futuros referentes aos vencimentos de setembro de 1996 até maio de 2003. Para o açúcar, como os indicadores começaram a serem calculados desde o início da negociação, foram utilizados os vencimentos de novembro de 1995 até fevereiro de 2003. No caso do milho, como esse contrato começou a ser negociado em novembro de 1996, com o primeiro vencimento em março de 1997, a sua série foi formada pelos preços de novembro de 1996 a março de 2003.

Com relação aos testes de raiz unitária, os preços foram deflacionados pelo IGP-DI (calculado pela FGV e coletado junto ao *site* do IPEA), já que poderia haver a impressão de um movimento do tipo passeio aleatório para os preços quando, na realidade, existia um efeito da inflação. Portanto, para efeito do teste de raiz unitária os preços estavam na base de agosto de 1994. Em relação aos outros testes, foram utilizadas as cotações nominais.

3.1.1 Construção da série para teste da eficiência do mercado

Na construção das séries para teste de eficiência de mercado, deve ser levado em conta que os mercados de *commodities* agrícolas, em geral, não possuem vencimentos em todos os meses e que muitas vezes, em função da sazonalidade e aspectos institucionais do mercado, os vencimentos possuem diferentes distâncias de um para o outro. No quadro abaixo, são mostrados as datas de vencimento dos contratos de café, açúcar e milho no período em que foi realizada a pesquisa.

Tabela 3.1 -Vencimentos dos contratos utilizados para formação da série de preços futuro e *spot*

<i>Commodity</i>	95 – 97	98 – 2000	2001 - 2003
Açúcar	02, 04, 07, 09, 11	01, 03, 05, 07, 09, 11	02, 04, 07, 09, 11
Milho	03,05,07,09,11	01,03,05,07,09,11	01,03,05,07,09,11
Café	03, 05, 07, 09, 12	03, 05, 07, 09, 12	03, 05, 07, 09, 12

Fonte: BM&F, 2003

Com o intuito de verificar o impacto no prazo para vencimento no viés do mercado futuro, foram criadas séries com períodos de 30, 60 e 90 dias antes do vencimento para o café, açúcar e milho seguindo a mesma metodologia utilizada por Newbold et al. (1999b), Morgan et al. (1994), Arbex e Silva (1998) e Fama e French (1988). Dessa forma, o primeiro preço futuro da série com 90 dias antes do vencimento será a cotação de ajuste do dia atual coletada no mês 06/96 para um contrato que venceria em 09/96; o segundo preço futuro seria o preço de ajuste do dia atual coletado em 09/96 para vencimento em 12/96. Por conseguinte os preços à vista seriam representados pelas cotações dos contratos futuros na data de vencimento do contrato. Essa metodologia de construção de séries foi utilizada por boa parte dos trabalhos sobre eficiência no mercado futuro de *commodities* (FAMA; FRENCH, 1988; MORGAN et al., 1994; PERONI; McNOWN, 1998; ARBEX; SILVA, 1998; McKENZIE et al., 2002).

Conforme Newbold et al. (1999b), a existência de uma série em que a distância de uma observação para outra é irregular pode afetar os testes de estacionariedade e de eficiência pelo modelo de correção de erro. Para Newbold et al. (1999b), essa diferença entre um determinado vencimento e o próximo vencimento representaria regimes diferentes. Esses autores propõem a utilização de modificações nos testes de raiz unitária e de eficiência que levem em consideração essa diferença. Por outro lado, a própria definição de séries temporais utilizada por Enders (1995) considera que observações em seqüência ao longo do tempo, mesmo que irregulares, podem ser consideradas séries temporais. É importante observar que no caso do milho esse problema não ocorre, uma vez que os vencimentos ocorrem em espaços regulares (2 meses).

As séries de preços futuros do café iniciaram com o vencimento de maio de 1995, já que o vencimento de março não apresentaria valores defasados em 90 dias antes do vencimento, terminando no vencimento de maio de 2003, completando 41 observações para as 4 séries (S, F_1, F_2, F_3)². No caso do açúcar, a série foi construída por um período menor (novembro de 1995 até abril de 2003), com 40 observações. A série de milho foi constituída com os vencimentos de março de 1997 a maio de 2003, e, portanto foram utilizadas 37 observações.

Os preços foram logaritmados, da mesma forma que nos trabalhos sobre eficiência de mercado de Morgan et al. (1994), Arbex e Silva (1998), Fama e French (1988), Liu e Maddala (1992), Newbold et al. (1999b). Dessa forma, a variável S_T representou o logaritmo do preço futuro na data de vencimento e F_1 , representou o logaritmo do preço futuro 30 dias antes do vencimento do contrato e assim por diante.

² A variável S_T será representada pelo preço futuro no vencimento.

3.2 Método para teste do mercado futuro como estimador não-viesado do preço à vista

Para o teste do preço futuro como estimador não-viesado têm se utilizado as análises de séries temporais, tanto dos preços à vista quanto dos preços futuros. Uma série temporal é um conjunto de observações geradas sequencialmente ao longo do tempo. Assim, dada uma variável aleatória y_t , ocorrendo em instantes $t = 1, 2, \dots, N$, homogeneamente espaçados, diz-se que $y_1, y_2, \dots, y_m$ é uma série temporal. Segundo Enders (1995, p. 64), na maioria das aplicações na área de economia o t se refere a tempo. Contudo, t não precisa se referir necessariamente a medidas de tempo como ano, dias, minutos, mas também pode ser usada como um número de eventos ordenados (ENDERS, 1995, p. 64).

Como a metodologia que fundamenta o teste do preço como estimador não-viesado é o jogo justo, o preço à vista esperado no tempo t teria que ser igual ao preço futuro para esta mesma data. Desse modo, não existiria prêmio de risco no mercado futuro, o que implicaria a seguinte relação:

$$F_{T-n} = E(S_T) \quad (24)$$

A relação acima também indica, de acordo com a discussão sobre prêmio de risco e eficiência, que os agentes são neutros ao risco. Por outro lado, como não existem dados nem modelos que definam o preço à vista esperado na data futura, a existência ou não de viés só poderá ser testada utilizando-se as realizações do preço *spot*, assumindo que os investidores teriam que possuir expectativas racionais. Segundo Liu e Maddala (1992), a existência de expectativas racionais implicaria que os agentes econômicos usariam todas as informações possíveis sobre o mercado e formariam as expectativas sobre o preço e estas seriam estimativas não-viesadas. Portanto, o preço à vista teria que ser igual ao preço esperado para futuro, mais um erro ruído branco ($S_T = E(S_T) + e_t$). Ou seja, na média, as

realizações dos preços *spot*, seriam iguais às expectativas dos investidores do mercado.

Nesse caso, a relação entre o preço à vista e o preço futuro poderia ser dada por:

$$S_T = F_{t,T} + e_t \quad (25)$$

Onde:

e_t : seria um ruído branco, ou seja, um termo aleatório não-autocorrelacionado, com variância constante (homocedasticidade) e estacionário.

Essa relação poderia ser testada mediante uma regressão por mínimos quadrados ordinários (MQO), conforme os trabalhos de Morgan et al. (1994), entre os preços à vista e futuros, da seguinte forma:

$$S_t = \alpha + \beta F_{t-n,T} + v_t \quad (26)$$

A utilização da regressão tenta estimar o valor médio de uma variável em função dos valores fixados de outra variável. Se a regressão acima possuir coeficientes significantes, poder-se-ia prever na média do preço à vista a partir dos preços futuros cotados antes do vencimento dos contratos, por exemplo, a 60 dias do vencimento.

No modelo de regressão acima, a condição para que o mercado seja um estimador não-viesado acontecerá quando os parâmetros da regressão α e β forem respectivamente iguais a 0 e 1 e os seus resíduos forem ruído branco. Segundo Arbex e Silva (1998), a acumulação de informações com a passagem do tempo sugere que deverá existir um aumento no valor R^2 com a redução no prazo para o vencimento $T-n$. Por outro lado, a maior parte dos trabalhos tem demonstrado que nas séries de preço no mercado de *commodities* as duas variáveis são não-estacionárias e que a existência de uma relação estatisticamente significativa pode, em uma regressão de séries temporais não-estacionárias, significar a existência de uma tendência comum, originando assim uma regressão espúria. Para Gujarati (2000, p. 731), os testes t e F usuais não são válidos quando se realiza uma regressão de uma variável não-estacionária sobre outra não-estacionária no caso de uma

relação espúria. De acordo com Granger e Mewbold (1974) *apud* Gujarati (2000), uma boa regra para suspeitar de uma regressão espúria é um $R^2 > dw$ (Durbin-Watson).

Uma alternativa seria diferenciar as duas séries de preço futuro e preço *spot* para torná-las estacionárias, e conseqüentemente os testes estatísticos se tornariam válidos. Os trabalhos de Hakkio (1981), Baillie, Lippens e McMahon (1983) para o mercado futuro de taxa de câmbio utilizaram essa alternativa, através do modelo abaixo:

$$\Delta S_t = a + b\Delta F_{t-1} + u_t \quad (27)$$

A hipótese de eficiência no modelo acima continuaria a ser $a = 0$ e $b = 1$, respectivamente. A solução de diferenciação pura e simples, segundo Fava (2000), não é verdadeira, vez que ao reduzir ou eliminar a tendência mediante a diferenciação esconderia as propriedades de longo prazo na série, isto é, ainda assim poder-se-ia estar perdendo a relação de longo prazo entre essas duas variáveis. Segundo Gujarati (2000), resolver o problema da estacionariedade simplesmente diferenciando as séries pode gerar a perda de relação de longo prazo entre as séries que são dadas pelos níveis das variáveis e não pelas diferenças.

A verificação da existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo verdadeira entre as séries é dada pelo teste de cointegração. A cointegração entre essas séries indicaria a existência de uma combinação linear estacionária entre os preços à vista e futuro. Portanto, ele consiste em testar se o erro da regressão (26) $v_t = S_t - \alpha - \beta F_t$, T é estacionário ou $I(0)$. Quando v_t é estacionário as tendências entre as duas variáveis se anulam (GUJARATI, 2000, p. 732). Segundo Gujarati (2000), se as variáveis forem cointegradas os resultados de uma regressão (26) podem não ser espúrios e os teste t e F usuais são válidos. Porém, de acordo com Liu e Maddala (1992), quando as séries são não-estacionárias podem existir problemas com os testes t e F . Para Stock (1987) *apud* Peroni e McNown (1998), os parâmetros estimados por uma equação de cointegração são (super)

consistentes, embora viesados em pequenas amostras. O erro da regressão pode ser tratado como termo de equilíbrio de longo prazo e o β como parâmetro cointegrante. Dessa forma, o termo v_t pode ser usado para ligar o comportamento de longo prazo com o comportamento em curto prazo em um modelo de correção de erro.

Porém a existência de cointegração, conforme, Newbold et al. (1999b), Morgan et al. (1994) e McKenzie et al. (2002), é condição necessária para eficiência, mas não suficiente. Para que o preço futuro possa ser considerado eficiente, será necessário que os parâmetros sejam, respectivamente, iguais a 0 e 1 (NEWBOLD et al., 1999b; MORGAN et al., 1994; McKENZIE et al., 2002). Segundo Liu e Maddala (1992), uma forma de testar essa restrição seria por meio do teste de estacionariedade da diferença $S_T - F_{t,T}$, que indicaria a cointegração entre as duas séries com vetor igual a 1 sem intercepto. Essa condição também pode ser testada pelo modelo de cointegração Johansen (1991), utilizando-se o teste de Máxima Verossimilhança. Esse teste, segundo Newbold et al. (1999b), seria feito impondo uma restrição ao vetor de cointegração ($\alpha = 0$ e $\beta = 1$). A realização dos dois testes indicaria que a relação de longo prazo entre o preço à vista e o preço futuro é eficiente, ou seja, o mercado futuro seria um estimador não-viesado no longo prazo. Porém, a indicação de que o mercado futuro é eficiente no longo prazo não garante que não possam existir desequilíbrios no curto prazo, por causa do tempo de ajuste a uma nova informação, e a introdução do termo de equilíbrio de longo prazo pode corrigir os desvios de curto prazo.

O mecanismo de correção de erro (MCE) incorpora as relações de longo prazo entre as duas séries à regressão das variáveis diferenciadas e seria especificado da seguinte forma:

$$\Delta S_{t-1} = \lambda + \rho v_{t-1} + \beta \Delta F_{t-1} + \sum_{i=2}^m \beta_i \Delta F_{t-i} + \sum_{j=1}^k \psi_j \Delta S_{t-j} + v_t \quad (28)$$

Onde:

e_{t-1} : é o termo de correção de erro que liga o comportamento de curto prazo da variável com o seu valor de longo prazo. Esse termo captura o ajustamento para o equilíbrio de longo prazo (GUJARATI, 2000, p. 734 e 735).

O modelo de correção de erro a ser utilizado para verificação da eficiência de mercado, conforme Liu e Maddala (1992), Hakkio e Rush (1989), Mackenzie et al. (2002), deve ser formulado incorporando-se a restrição ao termo de correção de erro ($\alpha = 0$ e $\beta = 1$), indicando a inexistência de viés no longo prazo. Se a pressuposição de eficiência no longo prazo for válida, o viés de curto prazo será testado a partir das restrições $\rho = -1, \lambda = 0, \beta = 1, \beta_i = 0, \psi = 0$. Portanto, o modelo de correção de erro a ser utilizado para verificar a eficiência de mercado seria igual à fórmula abaixo:

$$\Delta S_{t-1} = \lambda + \rho (S_{T-1} - F_{t-1, T-1}) + \beta \Delta F_{t-1} + \sum_{i=2}^m \psi_i \Delta F_{t-i} + \sum_{j=1}^k \varpi_j \Delta S_{t-j} + v_t \quad (29)$$

Onde:

ΔS_T : representa uma diferenciação da variável S_T ;

$\Delta F_{t,T}$: representa uma diferenciação da variável preço futuro para o tempo T;

$S_{T-1} - F_{t-1, T-1}$: termo de correção de erro que captura o ajustamento de equilíbrio de longo prazo.

A existência de um coeficiente $\rho = -1$ indicaria que os desequilíbrios de curto prazo entre a variável preço à vista e preço futuro seriam totalmente corrigidos no período posterior, portanto ele dá uma indicação de em quanto tempo haverá o ajuste a uma nova informação e o coeficiente $\beta = 1$ indicaria que as mudanças de curto prazo nos preços

futuros acontecem na mesma proporção do preço à vista indicando que existe eficiência no curto prazo. A esse modelo de correção de erro podem ser incorporadas as defasagens das duas variáveis diferenciadas para evitar a existência de autorcorrelação no erro v_t da regressão McKenzie et al. (2002), Beck (1994), Hakkio e Rush (1989). A existência de significância estatística nos coeficientes das variáveis defasadas indicaria que as informações não estariam completamente incorporadas ao último preço futuro. Portanto, para verificação da eficiência de mercado no presente estudo serão realizados os seguintes testes relacionados abaixo:

1. Teste de estacionariedade sobre as séries de preços futuros e à vista;
2. Regressão por MQO (26);
3. Teste de estacionariedade dos resíduos para verificar a cointegração pelo modelo de Engle e Granger (1987);
4. Teste de estacionariedade entre o preço à vista e futuro, indicando que o preço futuro não é viesado no longo prazo (eficiente);
5. Teste de cointegração por meio da metodologia de Johansen (1991) e teste de máxima-verossimilhança para restrições nos vetores para verificar a existência de eficiência de longo prazo, isto é, a inexistência de viés;
6. Execução do modelo de correção de erro para verificação da eficiência de curto prazo.

3.2.1 Estacionariedade

As séries temporais de preços, como qualquer outra, são geradas por processos estocásticos que podem ser classificados em estacionários e não-estacionários. Os processos estacionários são definidos como estritamente estacionários e fracamente

estacionários. Um processo estacionário em um sentido estrito acontece quando suas características (média, variância e covariância) não variam ao longo do tempo. Segundo Gujarati (2000), um processo pode ser considerado estacionário na forma ampla se:

Suas médias e variâncias forem constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre os dois períodos de tempo depender apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos, e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada.

Ainda conforme Gujarati (2000), nos trabalhos empíricos baseados em dados de series temporais supõem-se que elas sejam estacionárias pelo menos na forma fraca. No caso dos preços futuros de *commodities*, as séries têm se mostrado não-estacionárias e integradas de ordem 1. Vários trabalhos sobre eficiência de mercado demonstraram que as séries de preços são não-estacionárias (MORGAN et al., 1994; BECK, 1994; ARBEX; SILVA, 1998; NEWBOLD et al., 1999b; McKENZIE et al., 2002).

Logo, com a utilização da regressão por MQO (26), poder-se-ia estar regredindo duas variáveis não-estacionárias e neste caso, os procedimentos de teste (t e F) usuais podem apresentar problemas (LIU; MADDALA, 1992, p. 368). Além disso, poderíamos estar utilizando nessa regressão duas variáveis que se movimentam conjuntamente em função de uma tendência o que, por certo geraria uma regressão espúria.

Apesar desses problemas, Bessada (2000, p. 41) afirma que os preços à vista e futuro tendem a mover-se na mesma direção. E é essa sincronia, segundo Gujarati (2000), a intuição por trás das séries temporais cointegradas, que tornam a relação entre as duas variáveis válidas.

De acordo Johnston e DiNardo (2001), são dois os principais métodos para averiguar a estacionariedade ou não de uma série temporal:

- O julgamento subjetivo com base na função de autocorrelação e no correlograma

- Aplicação de testes de raízes unitárias.

3.2.2 Teste de estacionariedade com base na função de autocorrelação e no correlograma

Para detectar a existência de estacionariedade na forma fraca em uma determinada série temporal, pode-se utilizar a Função de Autocorrelação (FAC), ou seja,

calcular a correlação entre S_t e S_{t-k} . Se se considerar $\hat{\gamma}_k$, como a covariância entre S_t e sua variável defasada S_{t-k} e $\hat{\gamma}_0$, variância de S_t , a FAC ($\hat{\rho}_k$) seria:

$$\hat{\rho}_k = \frac{Cov(S_t, S_{t-k})}{Var(S_t)} = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0} \quad (30)$$

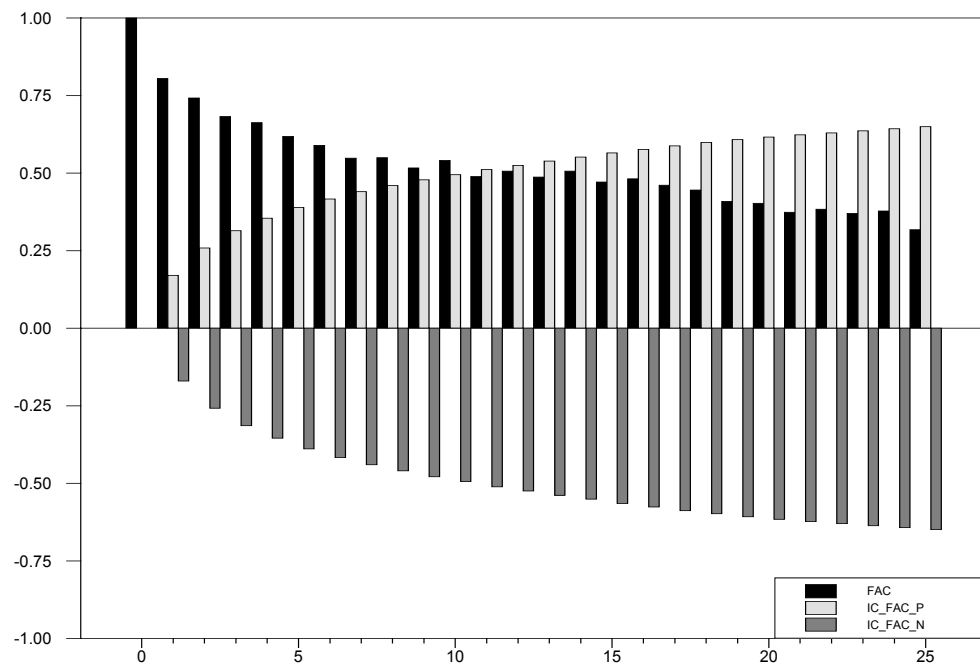
A existência de autocorrelação, estatisticamente significativa, entre o preço no tempo t e os preços defasados em k poderia demonstrar a existência de uma série temporal não-estacionária, já que, segundo Fava (2000, p. 216), séries não-estacionárias apresentam fortes correlações seriais e os valores dos coeficientes de autocorrelação declinam muito lentamente à medida que k aumenta. Esses coeficientes de autocorrelação calculados, conforme Bartlett, *apud* Gujarati (2000), apresentam distribuição aproximadamente normal, com média 0 e variância $1/n$ (sendo n o tamanho da amostra), o que possibilita testar a hipótese de eles serem iguais a zero. Para realização de teste da hipótese conjunta, isto é, de que todos os coeficientes de autocorrelação são iguais a zero, pode-se usar a estatística Q , elaborada por Box e Pierce e sua variante, que é a estatística de Ljung-Box (LB):

$$Q = n \sum_{k=1}^m \hat{\rho}_k^2 \approx \chi_{(m)}^2 \quad (31)$$

$$LB = n(n+2) \sum_{k=1}^m \left(\frac{\hat{\rho}_k^2}{n-K} \right) \approx \chi_{(m)}^2 \quad (32)$$

Outra forma de se conseguir uma primeira indicação da condição não-estacionariedade é por meio do correlograma (figura 3.1). Como se pode verificar no gráfico abaixo, as autocorrelações declinam muito lentamente podendo indicar que a série é não-estacionária.

Figura 3.1 - Correlograma e Intervalo de Confiança



Os testes para verificar a existência de autocorrelação conjunta (Q e LB) foram utilizados na verificação dos resíduos da regressão do modelo de correção de erro. A existência de autocorrelação pode indicar que os agentes que atuam no mercado futuro estão aptos, a partir de informações de dados históricos, a prever os acontecimentos futuros do mercado, o que contradiz a hipótese de eficiência de mercado na forma fraca.

Embora sejam úteis, os testes de estacionariedade mediante a FAC geram subjetividade, posto que teria que se julgar se a autocorrelação estaria declinando rapidamente ou não. Os testes de raiz unitária detectam a ocorrência de estacionariedade e a ordem de integração (indica o número de diferenciações necessárias para que a série seja diferenciada se torne estacionária).

3.2.3 Teste de raiz unitária para detectar estacionariedade

O teste de raiz unitária detectará se a série temporal apresenta um processo estacionário ou não. Evidências sobre os preços internacionais de *commodities* (café, açúcar, algodão e cacau), como o estudo de Morgan et al. (1994) e nacionais Arbex e Silva (1998) (Café e Soja), mostraram que essas séries apresentavam um processo não-estacionário, e, além disso, os testes de raiz unitária sobre os logaritmos dos preços apresentaram uma ordem de integração 1 (I(1)). Dessa forma, essas séries apresentariam um comportamento do tipo caminho aleatório, que poderia ser mostrado da seguinte forma:

$$S_t = S_{t-1} + \varepsilon_t \quad (33)$$

Onde:

ε_t : é o termo estocástico e segue as hipóteses clássicas de média zero, variância σ^2 e não-autocorrelacionado.

O teste de raiz unitária é feito rodando a seguinte regressão:

$$S_t = \rho S_{t-1} + \varepsilon_t \quad (34)$$

Se o coeficiente ρ , do termo defasado for igual a 1, tem-se um problema de raiz unitária e pode-se dizer que a variável preço à vista seguirá um caminho aleatório, ou seja,

ela é uma série não-estacionária. O teste do coeficiente é feito pelo cálculo da estatística τ (tau), ou teste de Dickey-Fuller, já que se a hipótese nula for verdadeira, $\hat{\rho}$ apresentará um viés negativo, e a estatística t não poderá ser realizada, pois esse coeficiente não terá a distribuição t de *Student* (FAVA, 2000, p 246).

O teste de estacionariedade geralmente é realizado utilizando-se o operador de primeira diferença, como na fórmula abaixo:

$$\begin{aligned}\Delta S_t &= (\rho - 1)S_{t-1} + u_t \\ \Delta S_t &= \delta S_{t-1} + u_t\end{aligned}\quad (35)$$

A hipótese nula, nesse caso, para comprovação de que existe estacionariedade é que $\delta = 0$ ($\delta = (\rho - 1)$), utilizada também a estatística de Dickey-Fuller (DF), já que $\Delta S_t = (S_t - S_{t-1}) = u_t$, ou seja, seria uma série temporal estacionária.

Segundo Gujarati (2000), por razões teóricas e práticas, o teste Dickey-Fuller é geralmente aplicado às regressões, colocando-se intercepto e um termo de tendência:

$$\Delta S_t = \delta S_{t-1} + u_t \quad (36)$$

$$\Delta S_t = \beta_1 + \delta S_{t-1} + u_t \quad (37)$$

$$\Delta S_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta S_{t-1} + u_t \quad (38)$$

Da mesma forma que na regressão (35), a hipótese nula de que existe problema de raiz unitária será que $\delta = 0$. Os testes DF pressupõem que se a hipótese nula for rejeitada, S_t é estacionário e pode ser descrito por ARMA (p, q) (modelo auto-regressivo e de média móvel). Se a hipótese nula do teste Dickey-Fuller não for rejeitada, a série de preços precisaria ser diferenciada ($S_t - S_{t-1}$) para verificação novamente da estacionariedade. Se, após esse processo de diferenciação, a nova série ΔS_t for estacionária, poder-se-á dizer que os preços são integrados de ordem 1 $I(1)$. Aos modelos de regressão

das equações (36), (37) e (38), podem ser acrescentados termos defasados para evitar a existência de autocorrelação dos resíduos da regressão, que passariam a ter as seguintes formas:

$$\Delta S_t = \delta S_{t-1} + \sum_{i=1}^{m-1} \delta_i \Delta S_{t-1} + \varepsilon_t \quad (39)$$

$$\Delta S_t = \beta_1 + \delta S_{t-1} + \sum_{i=1}^{m-1} \delta_i \Delta S_{t-1} + \varepsilon_t \quad (40)$$

$$\Delta S_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta S_{t-1} + \sum_{i=1}^{m-1} \delta_i \Delta S_{t-1} + \varepsilon_t \quad (41)$$

O teste de DF aplicado a esses modelos é chamado de teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF). De acordo com Gujarati (2000), o teste ADF apresenta a mesma distribuição assintótica que a DF, de forma que podem ser utilizados os mesmos valores críticos.

3.2.4 Cointegração

Conforme foi descrito anteriormente, o teste do mercado futuro de *commodities* agrícolas como previsor não-viesado de preços poderá ser realizado com uma regressão mínimos quadrados ordinários (MQO), tendo como variável dependente o preço a vista e como variável independente o preço futuro. Porém, a realização dos testes de hipótese poderá estar comprometida, pois como foi demonstrado em trabalhos anteriores em mercados internacionais, como os realizados por Morgan et al. (1994), as séries dessas variáveis tendem a ser não-estacionárias e integradas de ordem 1. Além disso, a significância e o grau de ajustamento do modelo podem ser causados por uma relação espúria entre as variáveis, ou seja, elas não apresentam uma relação de longo prazo.

A verificação da cointegração entre duas variáveis servirá para evitar que sejam realizadas regressões espúrias, uma vez que ela verifica a existência de um equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Segundo Gujarati (2000), se simplesmente fossem regredidas as variáveis diferenciadas poder-se-ia estar perdendo a relação de longo prazo entre as variáveis que são dadas pelos níveis das duas variáveis.

Para que exista cointegração se faz necessário que todas as variáveis dos modelos estejam integradas na mesma ordem. Outra condição para cointegração é que as duas séries mantenham uma diferença constante ao longo do tempo. A verificação da cointegração será dada pela verificação da estacionariedade dos resíduos da regressão abaixo:

$$S_t = \alpha + \beta F_{t-n,T} + \varepsilon_t \quad (42)$$

Posteriormente, à verificação da cointegração, será necessário incorporar ao modelo de regressão essa relação de longo prazo, e para isso será necessário utilizar o mecanismo de correção de erro de Engle e Granger (1987).

3.2.5 Teste de cointegração e o mecanismo de correção de erro (Engle e Granger)

Para realizar os testes de cointegração deve-se procurar, primeiramente, verificar se as séries temporais das variáveis são não-estacionária e qual a ordem de integração necessária para que elas se tornem estacionárias. Se a ordem de integração entre as duas séries for a mesma, será realizado um teste de estacionariedade nos resíduos da regressão (42) para verificar se os resíduos são estacionários. A hipótese nula a ser testada é:

H_0 : as séries não são co-integradas

ou

$$H_0: \rho = 1 \text{ em } \varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + u_t$$

Segundo Fava (2000), a hipótese $\rho = 1$ nada mais é que a existência de uma raiz unitária. O teste será realizado pela estatística do teste t de γ resultante da estimação da regressão:

$$\hat{\Delta \varepsilon_t} = \gamma \hat{\varepsilon_{t-1}} + \hat{\mu_t} \quad (43)$$

A rejeição da hipótese nula confirmará que as séries são cointegradas. Segundo Enders (1995), se os resíduos aparentemente possuírem autocorrelação podem ser utilizados um modelo do tipo ADF:

$$\hat{\Delta \varepsilon_t} = \gamma \hat{\varepsilon_{t-1}} + \sum_{i=1} \alpha_i \hat{\Delta \varepsilon_{t-i}} + \hat{\mu_t} \quad (44)$$

Na existência de cointegração, fica demonstrado que as variáveis apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo e, conforme Gujarati (2000), o termo de erro pode ser usado para ligar o comportamento de uma variável com o seu comportamento a longo prazo. O modelo de correção de erro de Engle e Granger (1987), que poderia ser utilizado para testar a eficiência do mercado futuro, seria dado pela relação seguinte:

$$\Delta ST = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \alpha_2 \Delta Ft, T + w_t \quad (45)$$

Nesse modelo, o termo ε_{t-1} captura o ajustamento para o equilíbrio de longo prazo, ou seja, α_1 indica qual proporção de desequilíbrio a curto prazo é corrigida no período seguinte. Esse termo de erro é capturado por meio dos resíduos da regressão realizada inicialmente para verificar a existência de cointegração. Se α_1 for estatisticamente

significante, ele nos dirá qual proporção de desequilíbrios na variável explicada será corrigida no período seguinte.

3.2.6 Teste de cointegração pela metodologia de Johansen

O método de Engle e Granger, apesar de ser de aplicação simples, pode sofrer com problemas quando se trata de um modelo com mais de duas variáveis. Além disso, de acordo com Gomes da Silva *et al.* (2000), a realização do teste de raiz unitária sobre os resíduos da regressão depender da escolha de qual variável será dependente, o que pode levar à conclusão de cointegração para o caso do preço à vista como variável dependente e à inexistência de cointegração, para o caso de colocar-se o preço futuro como dependente. Esse fato não deveria ocorrer, já que segundo Enders (1996) *apud* Gomes da Silva *et al.* (2000), o teste de cointegração não deveria variar com a escolha das variáveis.

O teste de cointegração de Johansen (1991) pode ser realizado para uma relação multivariada entre as variáveis. De acordo com Enders (1995), o procedimento de Johansen não é nada mais que o teste de Dickey-Fuller generalizado.

$$\begin{aligned}\Delta x_t &= (A - I)x_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta x_t &= \pi x_{t-1} + \varepsilon_t\end{aligned}\quad (46)$$

Onde: x_t e ε_t são vetores ($n \times 1$)

A_1 = uma matriz ($n \times n$) de parâmetros

I = é uma matriz identidade ($n \times n$)

e π é definida como $(A_1 - I)$

O método de Johansen consiste em testar se os coeficientes da matriz contêm informações de longo prazo sobre as variáveis. Podem ser encontrados três casos possíveis,

considerando o rank ou posto dessa matriz. Segundo Enders (1995), o rank de uma matriz é conhecido pelo número de raízes características que são diferentes de zero. Primeiro, se a matriz (π) for de posto completo as variáveis x serão estacionárias. Segundo Enders (1995), se o posto dessa matriz for igual a zero, então não existe nenhum vetor de cointegração, ou seja, todas as raízes características serão iguais a zero. Terceiro, se o posto for $\leq n - 1$, existem $n - 1$ vetores de cointegração. No caso do teste de eficiência de mercado, só poderá existir um vetor de cointegração, já que se trata de duas variáveis.

Este valor pode ser alcançado por meio de dois testes de razão de verossimilhança, o de máximo valor e o de traço. O fundamento do primeiro teste é de verificar a significância do maior autovalor, conferindo a hipótese nula de que r vetores de cointegração são significativos contra a alternativa de que o número de vetores significativos seja de $r + 1$. A hipótese do segundo teste é de que o número de vetores de cointegração é $r \leq p$ (em que $p = 1, 2, 3, \dots, n-1$), e a hipótese alternativa é de $r = n$. Esses testes são calculados respectivamente por:

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad p = 1, 2, 3, \dots, n-1 \quad (47)$$

$$\lambda_{traço} = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad p = 1, 2, 3, \dots, n-1 \quad (48)$$

Para verificação da existência de eficiência de mercado, é necessária a existência de cointegração, porém essa não é a única restrição para que o mercado futuro seja considerado eficiente. Para que isso aconteça no longo prazo, o vetor de cointegração deve ter α e β com valores respectivamente iguais a 0 e 1 (NEWBOLD et al., 1999b; McKENZIE et al., 2002). O teste pode ser realizado comparando-se o modelo restrito e outro irrestrito, da seguinte forma:

$$T \sum_{i=1}^{\infty} [\ln(1 - \lambda^*) - \ln(1 - \hat{\lambda}_i)] \approx \chi^2 \quad (49)$$

Onde:

λ^* : é a raiz característica do modelo restrito;

$\hat{\lambda}_i$: raízes características do modelo irrestrito.

4

Análise dos resultados

Os testes de eficiência de mercado na forma fraca indicam se os mercados futuros são estimadores não-viesados dos preços do mercado físico. Portanto, para que o teste seja realizado é necessário que os preços utilizados como *proxy* para os preços à vista sejam da mesma base do mercado futuro. A existência de preço da mesma base dos preços futuros indicaria que os preços futuros na data de vencimento seriam teoricamente iguais aos preços *spot*. Como comentado no capítulo sobre metodologia, foram utilizados os preços futuros na data de vencimento como *proxy* para o preço à vista, seguindo a recomendação de Fama e French (1988), para evitar que existissem diferenças de base, já que os testes de diferença de média apresentaram um resultado desfavorável para o café (Indicador Esalq/BM&F). O teste de diferença de média utilizado foi o teste t, porém, para que este fosse realizado foram verificados seus pressupostos (normalidade e igualdade de variância). O teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov (tabela 4.1) demonstrou existir normalidade para as séries, em função da significância estatística apresentada. Além disso, o teste F mostra que existe igualdade de variância (tabela 4.1), portanto poderá ser realizado o teste t para amostras com variância iguais. O teste t realizado entre o indicador ESALQ/ BM&F e o preço futuro na data de vencimento do café indicou uma diferença de média com uma significância estatística de 10%.

Em função de os mercados futuros de açúcar e milho utilizarem respectivamente os indicadores ESALQ e FGV para liquidação dos contratos na data de vencimento, os testes t de diferença de média apresentaram bons resultados (Tabela 4.1). Os preços futuros nas datas de encerramento dos contratos são calculados com base na média das três últimas cotações do indicador ESALQ (açúcar) e FGV (Milho). Portanto, o mais importante na realização do teste de diferença de médias era o de acompanhar o desempenho do indicador do café.

No caso do café, foi utilizado o indicador ESALQ/BM&F em reais. Embora o indicador do preço à vista tenha se apresentado igual ao preço futuro na data de vencimento a um nível de significância de 5%, ele não obteve um resultado tão satisfatório quanto os dos indicadores de milho e açúcar. Em função do resultado do teste de média, nos testes de eficiência dos mercados futuros de café açúcar e milho foram utilizados os preços futuros na data de vencimento como *proxy* do preço à vista. Esse resultado, contudo, decorreu principalmente do fato de que o contrato de café não apresentou em nenhum momento, dentro do período de estudo, liquidação financeira por meio de índices.

Tabela 4.1 - Teste para igualdade de média (Variâncias Iguais)

	Café		Açúcar		Milho	
	F_0	S	F_0	S_T	F_0	S_T
Média	177,25	158,29	18,22	18,67	12,36	12,23
Variância	2052,01	1699,96	58,32	66,44	30,93	25,80
Observações	34,00	34,00	41	41	37	37
Hipótese da diferença de média	0		0		0	
Gl	66,00		80		72	
Stat t	1,81		-0,26		0,11	
P(T<=t) bi-caudal	0,08		0,80		0,91	
t crítico bi-caudal	2,00		1,99		1,99	
Teste de Normalidade						
Kolmogorov-Smirnov Z	0,94	0,76	0,94	0,96	1,03	1,09
Asymp. Sig. (2-tailed)	0,34	0,60	0,34	0,32	0,24	0,18
Teste-F para igualdade de variâncias						
F	1,21		1,02		0,83	
P(F<=f) uni-caudal	0,30		0,48		0,29	
F crítico uni-caudal	1,79		1,70		0,57	

O próximo passo para o teste de eficiência será verificar se as variáveis preço à vista e futuro são estacionárias ou não, vez que esse é um ponto fundamental para decidir qual o modelo a ser utilizado para verificar a eficiência do mercado futuro.

4.1 Análise de estacionariedade das séries

O primeiro passo para verificar a eficiência de mercado é verificar a estacionariedade da série dos preços à vista (preço futuro no vencimento) e futuro, pois caso elas sejam estacionárias será possível utilizar uma regressão por mínimos quadrados ordinários sem a preocupação com os testes (t e F) de hipótese, para verificar a hipótese da eficiência fraca. Se as séries se mostrarem não-estacionárias, será necessário utilizar os testes de cointegração, que passarão a ser condições necessárias para a existência de eficiência. Além disso, os testes de Dickey-Fuller aumentado, utilizados para verificar a estacionariedade, também indicarão a ordem de integração das variáveis.

Estudos realizados com *commodities* agrícolas, como os de Morgan et al. (1994), Arbex e Silva (1998), Newbold et al. (1999b), McKenzie et al. (2002), verificaram que a série de preços de *commodities* são não-estacionárias e integradas em ordem 1. Os gráficos abaixo mostram as séries dos preços (F_1 e S) das três *commodities* e não dão uma indicação clara da existência de estacionariedade ou não das séries.

Gráfico 4.1 - Série dos preços futuros e *spot* de milho (mar/97 a mai/2003)

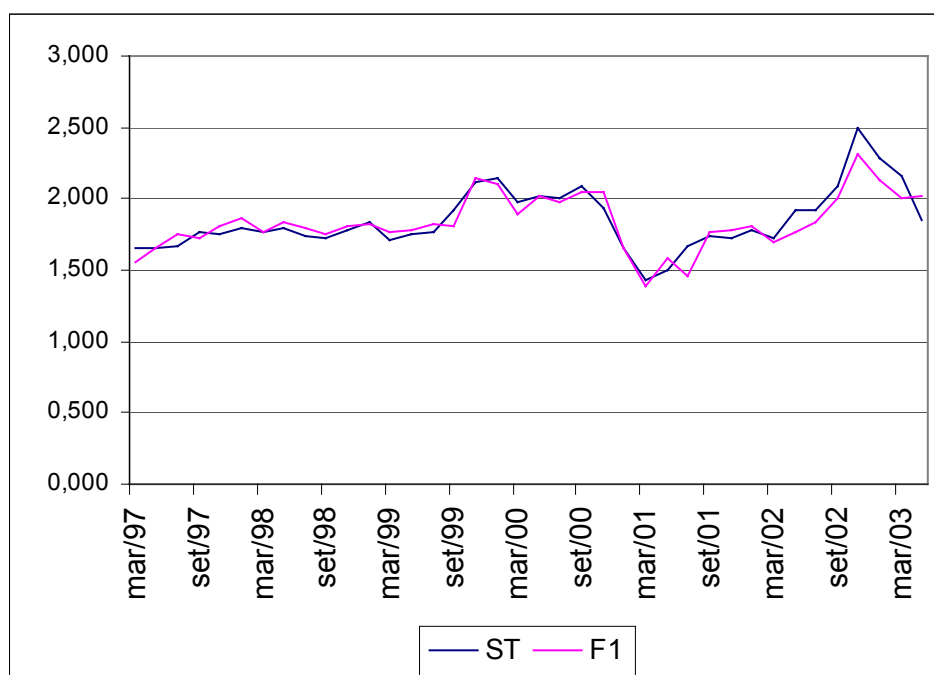


Gráfico 4.2 - Série dos preços futuros e *spot* de Açúcar (nov/1995 a abr/2003)

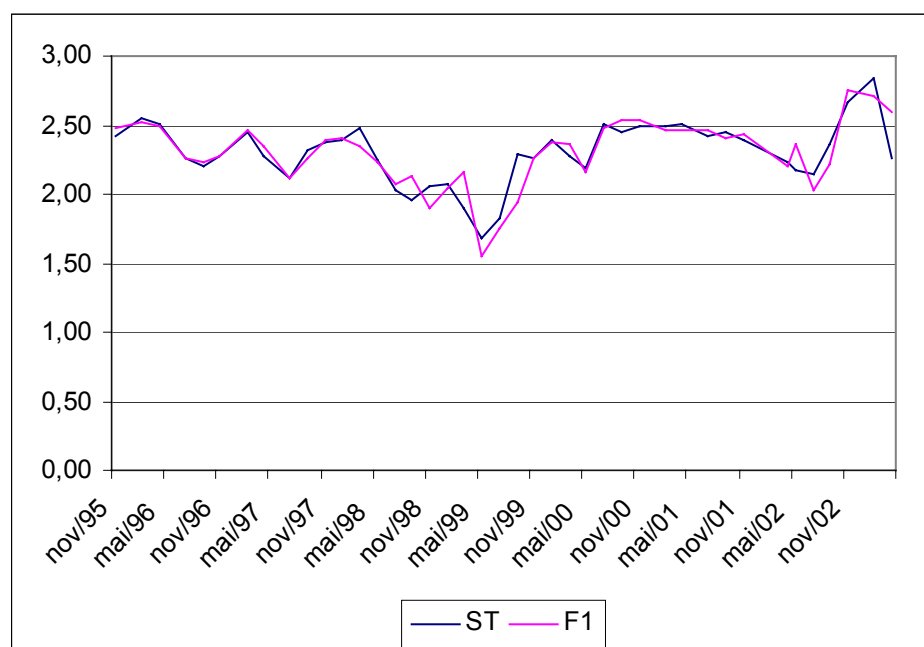
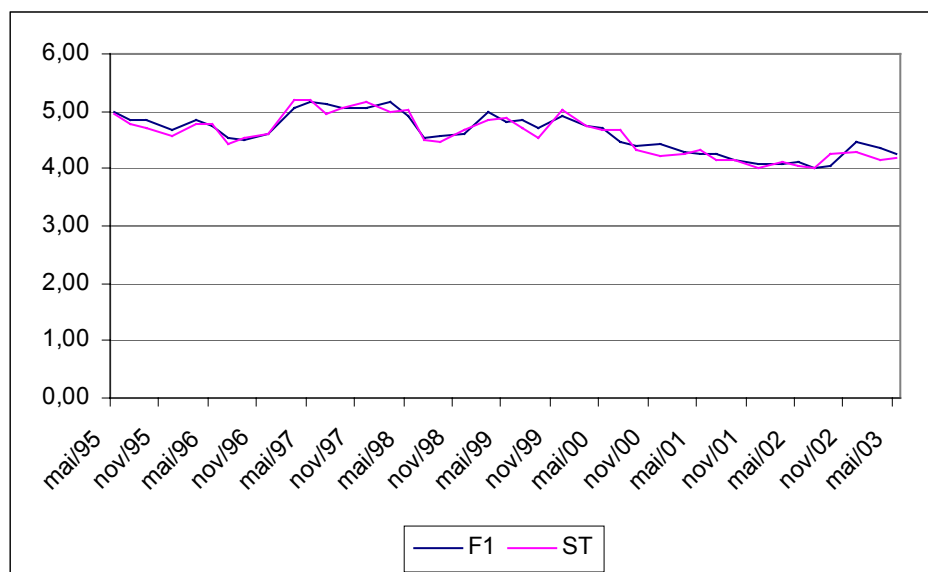


Gráfico 4.3 - Séries dos preços futuros de *spot* do café (maio/1995 a maio/2003)

Portanto, para verificar a existência ou não de estacionariedade foram realizados os testes de Dickey-Fuller. Foram geradas regressões (39) com até 3 defasagens, com tendência e com intercepto. O número de defasagens utilizadas na regressão foi escolhido pelo critério de Akaike, em função do menor valor (Apêndices 1, 2 e 3). As séries utilizadas foram todas deflacionadas pelo IGP-DI, com base em agosto de 1994. Os testes demonstram que as séries de açúcar são integradas de ordem 1, ou seja, teriam que ser diferenciadas uma vez para se tornarem estacionárias. A tabela abaixo mostra que o valor do teste estatístico é menor que os valores críticos para as séries não diferenciadas, dessa forma, aceitando a hipótese nula de não-estacionariedade e são maiores que os valores críticos para as variáveis diferenciadas, rejeitando assim a hipótese nula. As variáveis com um asterisco mostram as séries não-estacionárias a 5 e 1% e as com dois asteriscos mostram as séries não-estacionárias a 1%.

Tabela 4.2 - Teste de Dickey-Fuller (Açúcar)

Série de Preço	Teste estatístico	Valor crítico a 10%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%	Defasagens
S_t *	-3,4089	-3,2400	-3,6000	-4,3800	1
ΔS_t	-5,1941	-3,2400	-3,6000	-4,3800	1
F_1	-3,0336	-3,2400	-3,6000	-4,3800	1
ΔF_1	-4,7867	-3,2400	-3,6000	-4,3800	2
F_2 *	-3,3839	-3,2400	-3,6000	-4,3800	1
ΔF_2	-4,6855	-3,2400	-3,6000	-4,3800	3
F_3 **	-3,6283	-3,2400	-3,6000	-4,3800	1
ΔF_3	-5,2162	-3,2400	-3,6000	-4,3800	3

* não estacionária a 5 e 1%

** não estacionária a 1%

A tabela 4.3, abaixo, mostra que as séries de café também são não-estacionárias e integradas de ordem 1. Os valores dos testes estatísticos das séries não diferenciadas são todos menores que os valores críticos, já os valores das séries diferenciadas são maiores que os valores críticos.

Tabela 4.3 - Teste de Dickey-Fuller (Café)

Série de Preço	Teste estatístico	Valor crítico a 10%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%	Defasagens
S_t	-2,7574	-3,2400	-3,6000	-4,3800	0
ΔS_t	-5,4792	-3,2400	-3,6000	-4,3800	1
F_1	-2,3676	-3,2400	-3,6000	-4,3800	1
ΔF_1	-4,8495	-3,2400	-3,6000	-4,3800	2
F_2	-2,4921	-3,2400	-3,6000	-4,3800	1
ΔF_2	-7,0575	-3,2400	-3,6000	-4,3800	0
F_3	-2,2311	-3,2400	-3,6000	-4,3800	3
ΔF_3	-4,3170	-3,2400	-3,6000	-4,3800	2

Os testes sobre as séries de milho também confirmam que estas não são estacionárias e são integradas de ordem 1 (Tabela 4.4). A tabela abaixo, no caso do milho, comprova que a hipótese nula de não-estacionariedade foi aceita para as séries em nível (não diferenciadas) e rejeitada para as séries diferenciadas.

Tabela 4.4 - Teste de Dickey-Fuller (Milho)

Série de Preço	Teste estatístico	Valor crítico a 10%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%	Defasagens
S_t	-2,9591	-3,2400	-3,6000	-4,3800	1
ΔS_t	-4,2693	-3,2400	-3,6000	-4,3800	0
F_1	-2,7310	-3,2400	-3,6000	-4,3800	0
ΔF_1	-6,0972	-3,2400	-3,6000	-4,3800	0
F_{2*}	-2,9602	-3,2400	-3,6000	-4,3800	0
ΔF_2	-5,2537	-3,2400	-3,6000	-4,3800	3
F_3	-3,2554	-3,2400	-3,6000	-4,3800	0
ΔF_3	-6,7918	-3,2400	-3,6000	-4,3800	0

Os testes confirmam os resultados obtidos na maior parte dos estudos realizados com o mesmo tipo de *commodity* e, portanto, será necessária a realização do teste de cointegração, para verificar se não existiria uma relação espúria entre as séries. Para isso, será realizada a regressão por MQO e testar-se-á a estacionariedade dos resíduos dessa regressão pelo teste de Dickey-Fuller (NEWBOLD *et al*, 1999b; MORGAN *et al*, 1994; McKENZIE *et al*, 2002; ARBEX; SILVA, 1998). O teste de estacionariedade dos resíduos indicará se as séries são cointegrados (teste de cointegração de Engle e Granger (1987)) ou não, ou seja, os preços à vista e futuro possuem uma relação de longo prazo verdadeira.

4.2 Teste de cointegração de Engle e Granger

O teste de cointegração de Engle e Granger (1987) requer, inicialmente, que sejam geradas regressões por mínimos quadrados ordinários entre as variáveis. A regressão entre o preço futuro e *spot* que será utilizada está relacionada abaixo:

$$S_t = \alpha + \beta F_{t-n,T} + \varepsilon_t$$

O teste de cointegração de Engle e Granger (1987), consiste em testar a estacionariedade dos resíduos estimados por essa regressão. Para testar a estacionariedade dos resíduos, foram realizados testes de Dickey-Fuller Aumentado, com até 3 defasagens. As regressões não utilizaram o intercepto e a variável de tendência conforme as regressões (43) e (44). As tabelas mostram os modelos com até as três defasagens e os valores críticos.

Além de realizar os testes de cointegração, foram executados os testes da hipótese de eficiência de mercado ($\alpha = 0$ e $\beta = 1$), porém podem existir problemas com os testes de hipóteses para séries não-estacionárias, de acordo com Liu e Maddala (1992). Podem existir, também, problemas de viés nos parâmetros a depender do tamanho da amostra. A Tabela 4.5, abaixo, mostra que pela regressão entre preços à vista e futuro no mercado de açúcar poderia ser considerado eficiente, mesmo com o aumento da distância do vencimento do contrato. Outra característica importante é que, à medida que aumenta o prazo para o vencimento, o R^2 ajustado diminui o valor, já que teoricamente o mercado incorporaria mais informações aos preços futuros, o que facilitaria o processo de previsão. Além disso, o teste de cointegração comprova a existência de uma relação de longo prazo entre o preço futuro e o preço à vista do açúcar cristal. O teste de Durbin-Watson só apresentou algum valor significativo na terceira defasagem indicando autocorrelação positiva já que o valor crítico é de 1,246, porém, não se caracterizaria uma relação espúria em função do R^2 ajustado (0,643) possuir um valor menor que o do teste de Durbin-Watson (0,996).

Tabela 4.5 - Regressão de Cointegração (Açúcar)

$S_t = \alpha + \beta F_1 + e_t$				
α	β	R^2	$H_0: \alpha = 0, \beta = 1$	D-W
0,2452	0,9163	0,903	1,6329	1,904 ^c
1,7887 ^a	19,0409 ^a		0,2084 ^b	
$S_t = \alpha + \beta F_2 + e_t$				
α	β	R^2	$H_0: \alpha = 0, \beta = 1$	D-W
0,2956	0,9042	0,784	1,2878	1,353
0,1770	0,0000		0,2873	
$S_t = \alpha + \beta F_3 + e_t$				
α	β	R^2	$H_0: \alpha = 0, \beta = 1$	D-W
0,4607	0,8518	0,643	1,9280	0,996
1,5921	8,2768		0,1594	

^a Estatística t.^b Significância estatística (*p-value*).^c Teste de Durbin-Watson.**Tabela 4.6 - Teste de Cointegração de Engle e Granger (1987)**

Defasagens	0	1	2	3	Valor crítico	Significância
$S_t = \alpha + \beta F_1 + e_t$	-5,9850 ^d	-4,4434 ^d	-4,384 ^d	-3,307 ^d	-2,66	1%
$S_t = \alpha + \beta F_2 + e_t$	-6,0043	-4,5205	-4,617	-3,550	-1,95	5%
$S_t = \alpha + \beta F_3 + e_t$	-4,2182	-4,6968	-4,006	-3,243	-1,60	10%

^d valor do teste t da regressão do teste de Engle e Granger (1987) com 0 até 3 defasagens de Δe_{t-1} .

O mercado de açúcar cumpriu uma das condições necessárias para a existência de eficiência de mercado, que é a cointegração. A tabela 4.6 acima mostra que as séries dos resíduos são estacionárias nos três períodos utilizando modelos com até três defasagens. Os valores estatísticos calculados são maiores que os valores críticos, portanto, as séries de resíduos da regressão é estacionária. Além disso, pelos testes de hipótese realizados sobre os coeficientes da regressão pode-se observar que a hipótese de estimador não-viesado também foi aceita.

O mercado futuro de café apresenta os mesmos resultados. Os testes com os preços do café (à vista e futuro antes do vencimento) mostram que o teste de cointegração

foi aceito utilizando as três defasagens e os três períodos até o vencimento (Tabela 4.7). Além disso, a hipótese da existência de eficiência de mercado foi aceita nos três prazos até o vencimento, porém a um prazo de 2 meses o mercado só se mostrou eficiente com 1% de significância (tabela 4.7). Os resultados dos testes de eficiência por meio da regressão está demonstrado na tabela 4.7, abaixo. Outra questão que pode ser observada é que os interceptos apresentam valores estatisticamente significantes, podendo indicar a existência de um viés sistemático no mercado futuro de café a partir de um horizonte de dois meses de prazo de vencimento dos contratos. O viés observado indicaria a existência de uma média positiva indicando que nesse mercado os investidores com posições compradas obteriam lucros. Os testes de Durbin-Watson demonstram não existir autocorrelação o que de certa forma indicaria, juntamente com o valor do R^2 de uma relação verdadeira.

Tabela 4.7 - Regressão de Cointegração (Café)

$S_t = \alpha + \beta F_1 + e_t$				
α	β	R^2	H0: $\alpha = 0, \beta = 1$	D-W
0,2289	0,9515	0,804	0,8331	2,3848 ^c
0,59298 ^a	12,6546 ^a		0,4423 ^b	
$S_t = \alpha + \beta F_2 + e_t$				
α	β	R^2	H0: $\alpha = 0, \beta = 1$	D-W
1,3569	0,7308	0,508	3,3613	2,088
2,3734	6,5695		0,0450	
$S_t = \alpha + \beta F_3 + e_t$				
α	β	R^2	H0: $\alpha = 0, \beta = 1$	D-W
1,4270	0,6898	0,460	2,7903	1,837
2,2929	5,2177		0,0737	

^a Estatística t.

^b Significância estatística (*p-value*).

^c Teste de Durbin-Watson.

Tabela 4.8 - Teste de Cointegração de Engle e Granger (1987) (café)

Defasagens	0	1	2	3	Valor crítico	Significância
$S_t = \alpha + \beta F_1 + e_t$	-7,6045 ^d	-6,1260 ^d	-3,446 ^d	-3,739 ^d	-2,66	1%
$S_t = \alpha + \beta F_2 + e_t$	-6,5299	-4,3596	-2,830	-2,859	-1,95	5%
$S_t = \alpha + \beta F_3 + e_t$	-5,5432	-4,4228	-3,688	-2,863	-1,60	10%

^d valor do teste t da regressão do teste de Engle e Granger (1987) com 0 até 3 defasagens de Δe_{t-1} .

No caso do milho, os testes apresentam resultados parecidos com os do mercado de açúcar, posto que os preços à vista e futuro se mostraram cointegrados nas três defasagens, com a significância estatística diminuindo com o aumento do período até o vencimento (Tabela 4.10). Nos testes de hipótese sobre a eficiência de mercado, os preços futuros se mostraram eficientes com o aumento do prazo (Tabela 4.9). A tabela 4.9, abaixo, demonstra que a significância estatística da hipótese de eficiência ($\alpha = 0$ e $\beta = 1$) aumenta com o aumento do prazo.

Tabela 4.9 - Regressão de Cointegração (Milho)

$S_t = \alpha + \beta F_1 + e_t$				
α	β	R^2	H0: $\alpha = 0, \beta = 1$	D-W
-0,1620	1,0764	0,940	2,6804	1,81
-1,4551	23,7043		0,0822	
$S_t = \alpha + \beta F_2 + e_t$				
α	β	R^2	H0: $\alpha = 0, \beta = 1$	D-W
-0,1105	1,0549	0,885	0,9921	1,677
-0,7121	16,6614		0,3807	
$S_t = \alpha + \beta F_3 + e_t$				
α	β	R^2	H0: $\alpha = 0, \beta = 1$	D-W
-0,2280	1,1064	0,823	1,4588	1,530
-1,0924	12,9453		0,3825	

^a Estatística t.

^b Significância estatística (*p-value*).

^c Teste de Durbin-Watson.

Tabela 4.10 - Teste de Cointegração de Engle e Granger (1987) (Milho)

Defasagens	0	1	2	3	Valor crítico	Significância
$S_t = \alpha + \beta F_1 + e_t$	-5,7737 ^d	-4,0939 ^d	-3,026 ^d	-3,252 ^d	-2,66	1%
$S_t = \alpha + \beta F_2 + e_t$	-5,2779	-3,3456	-3,168	-3,268	-1,95	5%
$S_t = \alpha + \beta F_3 + e_t$	-4,724	-3,4165	-3,401	-3,193	-1,60	10%

^d valor do teste t da regressão do teste de Engle e Granger (1987) com 0 até 3 defasagens de Δe_{t-1} .

Os resultados apresentados acima mostram uma relação inversa do que se poderia esperar, uma vez que o mercado de café apresenta uma maior liquidez e, portanto, esperaria-se uma maior eficiência deste mercado. Os resultados podem demonstrar que o procedimento de liquidação física pode estar gerando essa diferença, mas, por outro lado,

ainda precisam ser realizados testes que confirmem essa tendência, já que, como comentado na seção 3.2, a existência de cointegração entre as séries é um dos requisitos à existência de eficiência de mercado, e mesmo os testes de hipóteses realizados sobre os coeficientes da regressão não garantem, para o caso de duas séries não-estacionárias, que exista eficiência, pois o teste t pode apresentar problemas ao ser realizado para regressões entre duas séries não-estacionárias.

Desse modo, serão realizados ainda testes que possam comprovar se, além de cointegrado ao preço à vista, o preço futuro é eficiente na forma fraca. Primeiramente, foram realizados testes de estacionariedade sobre as diferenças entre os preços à vista e futuro, já que, segundo Liu e Maddala (1992), esse teste indicaria que as séries, além de cointegradas possuem vetor de cointegração igual a 1, o que seria as duas condições necessárias para a existência de um mercado eficiente no longo prazo.

Posteriormente, foi realizado o teste de cointegração Johansen (1991). Foi verificado, também, a partir do teste de Johansen, se o vetor de cointegração com a restrição da hipótese de eficiência ($\alpha = 0$ e $\beta = 1$) é ainda cointegrado. Segundo McKenzie et al. (2002), a realização desse teste indicaria que a relação de longo prazo entre o mercado à vista e futuro, dada pelo termo de cointegração, não é viesada.

4.3 Teste de estacionariedade da diferença entre o preço à vista e futuro ($S_T - F_{t,T}$)

O teste de raiz unitária sobre a diferença entre o preço à vista e o preço futuro defasado, segundo Liu e Maddala (1992), indicaria que o vetor de cointegração entre as duas séries seria igual a 1. O teste garantiria que a imposição de um vetor de

cointegração igual a um não seria rejeitada. O teste de estacionariedade de Liu e Maddala (1992) foi realizado com o modelo de Dickey-Fuller Aumentado sem intercepto e tendência. Ele de certa forma anteciparia o teste de Johansen e indicaria que a relação de longo prazo entre os preços futuro e *spot* é não-viesada, ou seja, eficiente.

O teste proposto por Liu e Maddala (1992) também garantiria que o termo de correção de desequilíbrio imposto no modelo de correção de erro seja estacionário e que esse teste possa ser realizado. Os resultados apresentados nos testes (Tabelas 4.11, 4.12, 4.13) apresentam eficiência nos três mercados. Os valores dos testes t do modelo ADF são maiores que os valores críticos para as três *commodities* em todos os períodos considerando os modelos com até três defasagens (Tabelas 4.11, 4.12, 4.13).

Tabela 4.11 - Teste de Estacionariedade da diferença ($S_T - F_i$) (Açúcar)

Defasagens	0	1	2	3	Valor crítico	Significância
$S_t - F_1$	-6,0043 ^d	-4,5205 ^d	-4,617 ^d	-3,550 ^d	-2,66	1%
$S_t - F_2$	-4,2625	-4,9467	-4,343	-3,585	-1,95	5%
$S_t - F_3$	-3,625	-4,932	-3,287	-3,037	-1,60	10%

^d valor do teste t da regressão do teste ADF com 0 até 3 defasagens de $\Delta(S_T - F_i)_{t-1}$.

Tabela 4.12 - Teste de Estacionariedade da diferença ($S_T - F_i$) (Café)

Defasagens	0	1	2	3	Valor crítico	Significância
$S_t - F_1$	-7,4975 ^d	-5,9918 ^d	-3,367 ^d	-3,735 ^d	-2,66	1%
$S_t - F_2$	-7,2735	-4,8671	-3,028	-3,158	-1,95	5%
$S_t - F_3$	-6,3868	-4,8706	-4,394	-3,342	-1,60	10%

^d valor do teste t da regressão do teste ADF com 0 até 3 defasagens de $\Delta(S_T - F_i)_{t-1}$.

Tabela 4.13 - Teste de estacionariedade da diferença ($S_T - F_i$) (Milho)

Defasagens	0	1	2	3	Valor crítico	Significância
$S_t - F_1$	-4,5593 ^d	-3,0484 ^d	-2,2650 ^d	-2,4087 ^d	-2,660	1%
$S_t - F_2$	-4,773	-2,942	-2,763	-2,787	-1,950	5%
$S_t - F_3$	-4,076	-2,887	-2,871	-2,575	-1,600	10%

^d valor do teste t da regressão do teste ADF com 0 até 3 defasagens de $\Delta(S_T - F_i)_{t-1}$.

Os resultados acima demonstram que os três mercados podem ser considerados eficientes, o que é condição para o teste de eficiência no curto prazo realizado pelo mecanismo de correção de erro. Apesar de apresentar resultados de eficiência e cointegração para os três mercados futuros, o teste de raiz unitária sobre as diferenças entre o preço à vista e futuro não é coerente com os procedimentos de Johansen (1991). Os testes de cointegração de Johansen e das restrições no vetor de cointegração demonstraram que o mercado de milho não é eficiente em longo prazo. Os mercados mais líquidos (açúcar e café) apresentaram melhores resultados.

4.4 Teste de cointegração de Johansen

Os testes de cointegração de Johansen para os três mercados mostram que existe uma relação de longo prazo verdadeira entre o preço à vista e futuro. Todas os três períodos até o vencimento no mercado de açúcar (Tabela 4.14) são cointegradas, e os testes da hipótese de existência de um mercado futuro eficiente no longo prazo foram aceitos para os três períodos de defasagens. É importante destacar que para a realização desse teste foi utilizado o modelo de VEC (Vetor de Correção de Erro) com até 3 defasagens e com intercepto na equação de co-integrante como forma de testar a hipótese de eficiência de mercado e a possibilidade de existência de um viés sistemático capturado pelo intercepto α , os valores críticos dos testes de cointegração são para o nível de 10% de significância gerado pelo *software RATS*. No caso do açúcar, a tabela 4.14, abaixo, demonstra que a hipótese alternativa de existência de um vetor de cointegração é aceita para os três períodos, tanto pelo teste de máximo auto-valor quanto pelo teste de traço.

Tabela 4.14 - Teste de Cointegração de Johansen (Açúcar)

Teste de Cointegração								
<i>Lags</i>	1		2		3			
Períodos	L-max	Traço	L-max	Traço	L-max	Traço	V. Crítico(max)	V. Crítico(tração)
F ₁	42,42 ^a	43,69 ^b	27,55 ^a	28,57 ^b	21,51 ^a	22,65 ^b	10,29 ^c	17,79 ^c
F ₂	51,60	53,38	21,05	22,05	23,62	25,12	10,29	17,79
F ₃	61,62	69,12	17,44	19,00	22,05	23,06	10,29	17,79

Teste de Eficiência						
<i>Lags</i>	1		2		3	
Períodos	$\alpha = 0, \beta = 1$	Signif.	$\alpha = 0, \beta = 1$	Signif.	$\alpha = 0, \beta = 1$	Signif.
F ₁	1,15 ^d	0,56 ^d	1,03 ^d	0,49 ^d	1,85 ^d	0,40 ^d
F ₂	1,43	0,49	3,27	0,20	3,29	0,19
F ₃	1,75	0,41	1,75	0,42	2,35	0,31

^a valor calculado para o teste de auto-valor máximo para os modelos com até 3 defasagens.

^b Valor calculado para o teste de traço para os modelos com até 3 defasagens.

^c Os testes de traço e max apresentam valores críticos para 10% mostrados.

^d Valor do teste de máxima-verossimilhança e significância estatística respectivamente.

O mercado futuro de café também apresenta os mesmos resultados, com os preços cointegrados nos três períodos até o vencimento, excetuando-se o segundo período para o modelo com três defasagens. Além disso, a hipótese de mercado eficiente foi aceita para as três períodos. A tabela 4.15 abaixo mostra esse resultado:

Tabela 4.15 - Teste de cointegração de Johansen (café)

Teste de Cointegração								
<i>Lags</i>	1		2		3			
Períodos	L-max	Traço	L-max	Traço	L-max	Traço	V. Crítico(max)	V. Crítico(tração)
F ₁	39,06 ^a	45,22 ^b	29,55 ^a	37,69 ^b	11,84 ^a	18,96 ^b	10,29 ^c	17,79 ^c
F ₂	50,79	56,97	19,81	28,62	7,87	13,62	10,29	17,79
F ₃	61,62	69,12	12,89	19,22	12,89	19,22	10,29	17,79

Teste de Eficiência						
<i>Lags</i>	1		2		3	
Períodos	$\alpha = 0, \beta = 1$	Signif.	$\alpha = 0, \beta = 1$	Signif.	$\alpha = 0, \beta = 1$	Signif.
F ₁	2,03 ^d	0,36 ^d	2,86 ^d	0,24 ^d	2,11 ^d	0,45 ^d
F ₂	2,12	0,35	1,58	0,45	1,44	0,39
F ₃	1,34	0,24	2,07	0,36	2,07	0,36

^a valor calculado para o teste de auto-valor máximo para os modelos com até 3 defasagens.

^b Valor calculado para o teste de traço para os modelos com até 3 defasagens.

^c Os testes de traço e max apresentam valores críticos para 10% mostrados.

^d Valor do teste de máxima-verossimilhança e significância estatística respectivamente.

O mercado futuro de milho também apresenta cointegração nos três prazos até o vencimento, mas não apresenta um mercado considerado eficiente no longo prazo. A hipótese de que o mercado apresentaria um vetor de cointegração com $a = 0$ e $b = 1$ não foi aceita. De acordo McKenzie et al. (2002), isso indicaria que esses mercados não apresentam eficiência no longo prazo. O modelo de correção de erro com a imposição da restrição, segundo McKenzie et al. (2002), Newbold et al. (1999b), poderia indicar a existência de eficiência de curto prazo no mercado futuro, porém, no caso do mercado futuro de milho, a condição inicial de estimador não-viesado no longo prazo não foi satisfeita (em nenhum dos modelos utilizados), conforme a Tabela 4.16, porém, de acordo com a abordagem de Liu e Maddala (1992), o mercado de milho se apresenta não-viesado no longo prazo.

Tabela 4.16 - Teste de Cointegração de Johansen (Milho)

Teste de Cointegração								
Lags	1		2		3			
Períodos	L-max	Traço	L-max	Traço	L-max	Traço	V. Crítico(Max)	V. Crítico(tração)
F ₁	35,48 ^a	38,18 ^b	35,48 ^a	38,18 ^b	21,86 ^a	27,06 ^b	10,29 ^c	17,79 ^c
F ₂	50,62	53,50	20,09	23,63	21,73	25,61	10,29	17,79
F ₃	39,18	42,05	23,54	19,44	20,46	24,33	10,29	17,79
Teste de Eficiência								
Lags	1		2		3			
Períodos	$\alpha = 0, \beta = 1$	Signif.	$\alpha = 0, \beta = 1$	Signif.	$\alpha = 0, \beta = 1$	Signif.		
F ₁	13,91 ^d	0,00 ^d	16,87 ^d	0,00 ^d	12,73 ^d	0,00 ^d		
F ₂	15,52	0,00	12,52	0,00	10,75	0,00		
F ₃	14,3	0,00	10,01	0,00	9,77	0,01		

^a valor calculado para o teste de auto-valor máximo para os modelos com até 3 defasagens.

^b Valor calculado para o teste de traço para os modelos com até 3 defasagens.

^c Os testes de traço e max apresentam valores críticos para 10% mostrados.

^d Valor do teste de máxima-verossimilhança e significância estatística respectivamente.

4.4 Teste da eficiência de mercado por meio do modelo de correção de erro

O modelo de correção de erro utilizado no trabalho impõe a restrição de que o termo de correção de erro apresentará, respectivamente, os valores de $\alpha = 0$ e $\beta = 1$, conforme o modelo abaixo:

$$\Delta S_{t-1} = \lambda + \rho(S_{T-1} - F_{t-1,T-1}) + \beta \Delta F_{t-1} + \sum_{i=2}^m \psi_i \Delta F_{t-i} + \sum_{j=1}^k \varpi_j \Delta S_{t-j} + v_t$$

O termo de erro de equilíbrio incorpora ao modelo de variáveis diferenciadas a tendência de longo prazo entre as duas variáveis. Para teste do modelo de correção de erro, foram utilizadas de 1 a 3 defasagens da primeira diferença de F (ΔF_{t-1}) e S (ΔS_{t-1}). Foi utilizada o mesmo método de Newbold et al.(1999b), em que foram geradas as regressões com até três defasagens das duas variáveis e em seguida eram retiradas, ficando no modelo final a ser gerado só os coeficientes que fossem significantes, procurando guardar a simetria entre as duas variáveis. Inicialmente, foram retiradas as defasagens de ΔF e posteriormente ΔS . Em um segundo momento eram gerados modelos em que se retiravam a defasagem de ΔS e posteriormente ΔF (Apêndice). Foram rodadas, com esse processo, 126 regressões.

O modelo de correção de erro evidenciou que o único dos três mercados eficiente nos três períodos até o vencimento foi o de café, já o mercado futuro de açúcar é eficiente no primeiro período e no segundo com pequeno nível de significância. No mercado de café e açúcar os modelos de correção de erro foram gerados com termos de defasagem ΔS_{T-1} e $\Delta F_{i,T-1}$ podendo indicar que elas têm algum poder de informação para previsões sobre variações nos preços. Porém, no caso do açúcar é que as variáveis defasadas apresentaram significância estatística. Por seu turno, o mercado futuro de milho

apresentou viés apenas na terceira defasagem (F_3) e, além disso, os testes de Ljung-Box não detectaram a presença de autocorrelação em todos os modelos.

A Tabela 4.17, abaixo, mostra que o mercado futuro de açúcar é um estimador não-viesado para o prazo de até um mês e com 5% de significância para 2 meses. O ajustamento (R^2) dos modelos piora com o aumento das defasagens, já que os preços futuros mais próximos do vencimento incorporariam mais informações. Além de piorar o ajustamento, os testes mostram que informações passadas passam a ser uma fonte para previsão no mercado futuro, porém o coeficiente dessas defasagens não é estatisticamente significativo a 1% (0,0432).

Pode-se observar que com três meses de defasagens o coeficiente da mudança do preço futuro (β) não possui o valor igual a 1, ou seja, as mudanças nos preços futuros não ocorrem na mesma proporção que as dos preços à vista, e o componente de correção de erro (ρ) já não corrige as distorções de curto prazo totalmente no período posterior como era de esperar em um mercado eficiente. Além disso, observa-se que as informações passadas podem não estar completamente incorporada aos preços futuros, já que defasagens das variáveis apresentam algum poder de explicação, embora para as duas primeiras defasagens a significância estatística seja baixa.

Tabela 4.17 - Modelo de Correção de Erro (Açúcar)

F₁				
λ	ρ	β	Defasagens	Número
0,0170	-1,0318	0,9525	ΔS	2
0,8408	3,8688	6,5256	ΔF	2
0,4031	0,004	0,000		
teste de autocorrelação		R²	H₀: $\alpha = 0$, $\beta = 1$, $\rho = -1$	
Q(1)	0,948	0,67	0,5365	
Q(2)	0,781		0,6907	
Q(3)	0,375		H0: $\beta = 1$	0,9058
Q(4)	0,537		H0: $\Psi_2 = 0$	0,6823
Q(5)	0,673		H0: $\omega_2 = 0$	0,2108
			H0: $\rho = -1$	0,7469
F₂				
λ	ρ	β	Defasagens	Número
0,0216	-0,5768	0,8360	ΔS	1
0,7680	-1,3494	3,2038	ΔF	1
0,4478	0,186	0,003		
teste de autocorrelação		R²	H₀: $\alpha = 0$, $\beta = 1$, $\rho = -1$	
Q(1)	0,635	0,363	2,0796	
Q(2)	0,878		0,0922	
Q(3)	0,931		H0: $\beta = 1$	0,5338
Q(4)	0,955		H0: $\omega_1 = 0$	0,8181
Q(5)	0,984		H0: $\Psi_1 = 0$	0,0432
			H0: $\rho = -1$	0,3292
F₃				
λ	ρ	β	Defasagens	Número
0,0324	-0,1057	0,2129	ΔS	1,3
1,0930	-0,3785	0,9397	ΔF	1,3
0,2834	0,7078	0,3552		
teste de autocorrelação		R²	H₀: $\alpha = 0$, $\beta = 1$, $\rho = -1$	
Q(1)	0,908	0,241	6,2614	
Q(2)	0,746		0,0002	
Q(3)	0,883		H0: $\beta = 1$	0,0016
Q(4)	0,913		H0: $\omega_1 = 0$	0,4920
Q(5)	0,926		H0: $\Psi_1 = 0$	0,0019
			H0: $\omega_3 = 0$	0,6383
			H0: $\Psi_3 = 0$	0,0500
			H0: $\rho = -1$	0,0033

^a valores da estatística F e valores p para a hipótese em conjunto, $\rho = -1$, $\beta = 1$. $\lambda = 0$, $\psi = 0$ e $\omega = 0$

^b valores dos coeficientes abaixo teste t e em seguida valor p para todos os três modelos.

^c valor p da hipótese mostra da ao lado.

^d valor p do teste de Ljung-Box.

O modelo de correção de erro, no caso do preço futuro de café, mostra que existe eficiência na forma fraca para o curto prazo nos três períodos (F_1 , F_2 e F_3). Pode-se observar pela Tabela 4.18 que existe a possibilidade dos preços passados conterem alguma informação sobre os movimentos futuros dos preços, porém, os coeficientes não se apresentaram estatisticamente significantes e, além disso, não foram encontradas autocorrelações pelo teste de Ljung-Box.

Em relação à hipótese de eficiência de mercado ($\lambda = 0$, $\beta = 1$ e $\rho = -1$) ,observa-se que o coeficiente β , que indica a proporção das mudanças nos preços à vista que são acompanhadas pelos preços futuros é igual a 1 para as três defasagens e o coeficiente do componente de correção de erro apresenta um valor estatisticamente igual a 1 para os três meses (1% no terceiro mês), isto é, as distorções em um determinado vencimento foram completamente corrigidas no período posterior. No mercado futuro de café os preços são corrigidos instantaneamente de qualquer desequilíbrio temporário. É importante destacar que mesmo com o aumento no prazo os pressupostos da eficiência de mercado foram cumpridos mesmo existindo uma redução no poder de explicação do modelo.

Tabela 4.18 - Modelo de Correção de Erro (Café)

F_1				
λ^b	ρ^b	β^b	Defasagens	Número
-0,0225	-1,2023	0,9780	ΔS	0
-1,2411	-7,0525	9,5575	ΔF	0
0,2224	0,000	0,000		
teste de autocorrelação		R^2	$H_0: \alpha = 0, \beta = 1, \rho = -1^a$	
Q(1)	0,954	0,78	0,9828	
Q(2)	0,678		0,4113	
Q(3)	0,839		$H_0: \beta = 1^c$	0,83117
Q(4)	0,479		$H_0: \rho = -1^c$	0,24290
Q(5)	0,604			
F_2				
λ	ρ	β	Defasagens	Número
-0,0157	-1,0335	0,7893	ΔS	2
-0,5051	-3,9834	3,5166	ΔF	2
0,6169	0,000	0,001		
teste de autocorrelação		R^2	$H_0: \alpha = 0, \beta = 1, \rho = -1$	
Q(1)	0,437	0,369	1,1196	
Q(2)	0,699		0,3692	
Q(3)	0,869		$H_0: \beta = 1$	0,3546
Q(4)	0,942		$H_0: \omega_2 = 0$	0,1028
Q(5)	0,825		$H_0: \Psi_2 = 0$	0,8096
			$H_0: \rho = -1$	0,8982
F_3				
λ	ρ	β	Defasagens	Número
-0,013	-0,937	0,884	ΔS	0
-0,389	-2,903	2,802	ΔF	0
0,699	0,006	0,008		
teste de autocorrelação		R^2	$H_0: \alpha = 0, \beta = 1, \rho = -1$	
Q(1)	0,110	0,19	1,5181	
Q(2)	0,277		0,2087	
Q(3)	0,452		$H_0: \beta = 1$	0,7159
Q(4)	0,493		$H_0: \rho = -1$	0,8458
Q(5)	0,302			

^a valores da estatística F e valores p para a hipótese em conjunto, $\rho = -1$, $\beta = 1$. $\lambda = 0$, $\psi = 0$ e $\omega = 0$

^b valores do coeficientes abaixo teste t e em seguida valor p para todas os três modelos.

^c valor p da hipótese mostra da ao lado .

^d valor p para o teste de Ljung-box.

O modelo de correção de erro apresentou resultados que confirmam a hipótese de eficiência para os dois primeiros períodos (F_1 e F_2) do mercado de milho (Tabela 4.19). A partir do terceiro período, o coeficiente do componente de correção de erro (ρ) já não apresenta um valor estatisticamente igual a -1 . A hipótese da eficiência de mercado pressupõe que todas as discrepâncias entre o valor efetivo e o valor de longo prazo sejam corrigidas totalmente no próximo vencimento, o que não acontece com o mercado de milho.

O coeficiente β , que demonstra a proporção de alterações no preço futuro que acompanham as alterações no preço à vista, mostra que o mercado futuro em nenhuma das três defasagens muda na mesma proporção do preço no mercado físico. Para que existisse eficiência, os preços futuros deveriam variar na mesma proporção dos preços do mercado físico.

Por outro lado, no mercado futuro de milho não foram encontradas evidências de que informações passadas poderiam ser usadas para prever os acontecimentos do mercado. Embora viesado, o mercado futuro de milho não possui essa característica divergente da hipótese de eficiência de mercado.

Tabela 4.19 - Modelo de Correção de Erro (Milho)

F_1				
λ^b	ρ^b	β^b	Defasagens	Número
0,0170	-0,7317	0,8890	ΔS	0
1,0402	-3,6520	7,7407	ΔF	0
0,3056	0,001	0,000		
Teste de autocorrelação		R^2	$H_0: \alpha = 0, \beta = 1, \rho = -1^a$	
Q(1)	0,888	0,64	1,2783	
Q(2)	0,859		0,2974	
Q(3)	0,957		$H_0: \beta = 1^c$	0,34039
Q(4)	0,885		$H_0: \rho = -1^c$	0,18940
Q(5)	0,925			
Q(6)	0,936			
F_2				
λ	ρ	β	Defasagens	Número
0,0152	-0,6465	0,8249	ΔS	0
0,7157	-2,6427	4,2619	ΔF	0
0,4791	0,012	0,000		
teste de autocorrelação		R^2	$H_0: \alpha = 0, \beta = 1, \rho = -1$	
Q(1)	0,899	0,353	1,0003	
Q(2)	0,555		0,4046	
Q(3)	0,688		$H_0: \beta = 1$	0,3721
Q(4)	0,569		$H_0: \rho = -1$	0,1576
Q(5)	0,616			
Q(6)	0,618			
F_3				
λ	ρ	β	Defasagens	Número
0,021	-0,340	0,512	ΔS	0
0,850	-1,692	2,536	ΔF	0
0,401	0,100	0,016		
teste de autocorrelação		R^2	$H_0: \alpha = 0, \beta = 1, \rho = -1$	
Q(1)	0,574	0,16	4,1131	
Q(2)	0,770		0,0136	
Q(3)	0,480		$H_0: \beta = 1$	0,0211
Q(4)	0,475		$H_0: \rho = -1$	0,0024
Q(5)	0,593			
Q(6)	0,6576			

^a valores da estatística F e valores p para a hipótese em conjunto, $\rho = -1$, $\beta = 1$. $\lambda = 0$, $\psi = 0$ e $\omega = 0$

^b valores do coeficientes abaixo teste t e em seguida valor p para todas os três modelos.

^c valor p da hipótese mostra da ao lado.

^d valor p para o teste de Ljung-box.

5

Conclusões

Foi proposto, com este trabalho, avaliar o mercado futuro de *commodities* agrícolas como estimador não-viesado do preço à vista. Foram utilizadas para o teste da eficiência três *commodities* açúcar, café e milho no período de 1995 a 2003. No caso do açúcar, foram utilizados os contratos futuros de novembro de 1995 a abril de 2003, enquanto que, para o café utilizaram-se contratos de maio de 95 a maio de 2003 e para o milho de março de 1997 a maio de 2003.

No caso do açúcar, os resultados dos testes de raiz unitária demonstraram que as quatro séries são integradas de ordem 1, ou seja, precisam ser diferenciadas uma vez para se tornarem estacionárias, logo, foram realizados testes de cointegração para verificar se existia uma relação verdadeira de longo prazo entre os preços à vista e futuros defasados. Os testes de cointegração tanto de Engle e Granger (1987) quanto de Johansen demonstraram existir uma relação de longo prazo entre as duas variáveis para os três períodos. Além disso, as regressões dos três períodos antes do vencimento mostraram que a hipótese de eficiência de mercado foi aceita, porém, a significância estatística diminuía à medida que aumentava o prazo. Outro aspecto importante é que o valor do coeficiente de determinação também diminuiu à medida que o prazo para o vencimento aumentava, mostrando que um aumento no prazo reduzia o poder de explicação do modelo.

Apesar dos testes com a regressão demonstrarem que o mercado de açúcar é eficiente nos três períodos até o vencimento, as séries utilizadas eram não-estacionárias o que pode gerar problemas com os teste de hipóteses.

A existência de cointegração é apenas uma das condições necessárias para que o mercado futuro possa ser considerado eficiente, a outra condição exige que o vetor de cointegração seja igual a um. Para verificar essa condição foram realizados os testes de estacionariedade da série de diferenças entre os preços à vista e futuros e o teste de Johansen. Os dois testes comprovariam se a relação de longo prazo entre as duas séries é viesada ou não, mostrando assim, que o mercado é eficiente no longo prazo. No caso do mercado futuro de açúcar, os dois testes mostraram que ele é eficiente no longo prazo em todas as três defasagens o que não significa dizer que não possam existir vieses no curto prazo.

Para realizar o teste sobre a existência de viés no curto prazo foi realizada a regressão do modelo de correção erro. Os resultados demonstram a existência de viés para um prazo de 3 meses até o vencimento e uma pequena significância estatística para a aceitação da hipótese de eficiência na segunda defasagem. Esses resultados aconteceram nos dois últimos períodos principalmente em função da incorporação de termos defasados das mudanças nos preço futuros que apresentam um maior nível de significância estatística.

Portanto, em função dos resultados dos testes sobre o mercado futuro de açúcar pode-se concluir com que ele é não-viesado nos dois primeiros meses e que um aumento no prazo em relação ao vencimento pioram o desempenho do mercado de açúcar como “descobridor de preços”. Porém, o modelo de correção de erro apresenta alguns sinais de que informações passadas podem não estar incorporada aos preços atuais e dessa forma,

podem servir como base para tomada de decisões de investidores em busca de retorno acima do normal.

No caso do mercado futuro de café, a regressão por mínimos quadrados ordinários demonstrou que ele é eficiente com um e três meses de defasagem até o vencimento do contrato. Com dois meses a hipótese de estimador não-viesado só foi aceita com 1% de significância. Além disso, os resultados dos testes de cointegração demonstram que para os três períodos (F_1 , F_2 e F_3) até o vencimento os preços futuros e à vista eram cointegrados pelo teste de Engle e Granger (1987), ou seja, eles apresentavam uma relação de longo prazo verdadeira.

Após os testes iniciais mostrarem que para o café haveria eficiência nas três defasagens (com 1% de significância para o segundo período), o teste de cointegração de Johansen demonstrou que existe cointegração entre os preços *spot* e futuro para os três períodos considerados. Além disso, verificou-se que não existe viés no longo prazo para essa *commodity*, tanto através do teste de Johansen, quanto pela abordagem utilizada por Liu e Maddala (1992). O preço futuro do café pode ser considerado cointegrado ao preço à vista com vetor de cointegração igual a um.

Posteriormente ao teste de Johansen e de estacionariedade das diferenças ($S_T - F_i$) rodou-se a regressão com o modelo de correção de erro. No caso do mercado de café, a hipótese de eficiência de forma conjunta demonstrou que o mercado não apresenta viés no curto prazo. Por outro lado, os modelos incorporaram informações passadas, porém, elas não apresentam nenhum poder de explicação.

Portanto, os resultados para o mercado futuro de café sugerem que ele é estimador não-viesado dos preços à vista e que os desequilíbrios de curto prazo são instantaneamente corrigidos no período seguinte.

No caso dos contratos futuros de milho, as séries foram todas consideradas não-estacionárias e integradas de ordem 1, ou seja, precisaram ser diferenciadas para se tornarem estacionárias. O teste de hipótese realizado através da regressão por MQO demonstra que o mercado de milho é eficiente na forma fraca, porém, os resultados devem ser tomados com cuidado em função da não-estacionariedade das séries.

Após os testes de estacionariedade verificou-se que as séries de preço futuros e à vista apresentavam uma relação de longo prazo verdadeira nos dois testes de cointegração. Porém, o teste de Johansen evidenciou um viés no longo prazo, divergindo do teste de estacionariedade da diferença ($S_T - F_t$) que apresentou um vetor de cointegração igual a 1. Dessa forma, o mercado de milho se mostrou viesado pelo teste de Johansen e não-viesado na abordagem de Liu e Maddala (1992).

Em seguida foi realizada a regressão do modelo de correção de erro que verificou que o mercado de milho é eficiente no curto prazo em uma defasagem de até dois meses até o vencimento, porém, no terceiro mês este mercado apresentou viés, tanto no coeficiente de mudanças no curto prazo quanto no fator de equilíbrio de longo prazo. O mercado de milho demonstrou que as informações passadas não precisam ser incorporadas ao modelo para que seja feita previsão dos movimentos do preço à vista. Portanto, o mercado de milho se mostrou eficiente nas duas primeiras defasagens, porém, é importante lembrar que o teste de Johansen não mostrou um mercado eficiente no longo prazo.

Os resultados parecem indicar que o prazo para o vencimento é um fator importante para a eficiência, já que as regressões, os testes de cointegração e o modelo de correção de erro apresentaram melhores resultados para defasagens menores. Esse pode ser um aspecto que gere impacto em estratégias de *hedge*, principalmente utilizando os modelos de mínima variância, portanto, próximos trabalhos podem abordar o impacto do viés nas estratégias de *hedge* com futuros.

Além disso, os resultados do café podem indicar que a liquidez é um fator importante para eficiência, logo, devem ser consideradas nos próximos estudos as possibilidades de verificar a existência de um prêmio pela liquidez. Podem ser verificados quais os aspectos que fazem um mercado se tornar mais líquido, como os citados por Burnquist e Calderon (2001): desregulamentação do mercado, facilidade de carregamento e estoque, características do mercado físico, além das características dos contratos futuros, formas de liquidação apropriada e entrega.

Outra linha de pesquisa que pode ser abordada nos próximos trabalhos é em relação ao tipo de liquidação utilizada no mercado futuro. Os mercados de açúcar e milho, estudados neste trabalho, apresentaram por boa parte do tempo esse tipo de liquidação o que pode provocar impactos positivos ou até negativos. O trabalho de Frick e Campos (1996) encontrou eficiência a partir do uso da liquidação financeira no mercado de Boi Gordo, já no trabalho de Chan e Lien (2001) os resultados não foram conclusivos.

Outro aspecto que deve ser considerado é que as séries de café e açúcar não são regulares e podem apresentar problemas para realização dos testes de estacionariedade, cointegração e modelo de correção de erro e, por isso, próximos trabalhos poderão abordar os modelos que incorporam essas restrições por meio de variáveis *dummies*, conforma descrito no trabalho de Newbold et al. (1999b).

6

Referências bibliográficas

AGUIAR, D. R. D. **Notas sobre Mercados Futuros Agropecuários**: Curso de Mercados Futuros Agropecuários. Maio, 2003. Disponível em : < <http://www.isead.com.br> > acesso em: 27 maio 2003.

ARBEX, M. A.; SILVA, A. B. M. Eficiência dos Mercados Futuros e Co-integração: uma aplicação para os contratos de café e soja. **Resenha BM&F**. São Paulo, n. 127, p.73-86 out./1998.

ASSAF NETO, A. **Mercado Financeiro**. 4. ed. São Paulo: Atlas, 2001.

BAILLIE, R.T.; LIPPENS, R.E.; McMAHON, P.C. Testing Rational Expectations and Efficiency in the Foreign Exchange Market. **Econometrica** , v.51, n.5, p. 553-563, 1983.

BECK, S. Cointegration and Market Efficiency in Commodities Futures Market. **Applied Economics**, v. 26, p. 249-257, 1994.

BESSADA, Octávio. **O Mercado Futuro e de Opções**: os fundamentos teórico-operacionais para a montagem de estratégias de investimentos nos mercados derivativos. Rio de Janeiro: Record, 1994.

BESSADA, O. **O Mercado de Derivativos Financeiros**. Rio de Janeiro: Record, 2000.

BESSEMBINDER, H., Systematic Risk, Hedging Pressure, and Risk Premia in Futures Markets. **The Review of Financial Studies**, v.5, n. 4, p. 637-67, 1992.

BESSEMBINDER, H.; CHAN, K. Time-Varying Risk Premia and Forecastable Returns in Futures Markets. **Journal of Financial Economics**, v 32 , p. 169-193, May 1992.

BIGMAN, D.; GOLDFARB, D.; SCHECHTMAN, E. Futures Market Efficiency and The Time Content of the Information Sets. **Journal of Futures Markets**, v.3, n.3, p. 321-334, 1983.

BJORNSON, B.; CARTER, C.A. New evidence on agricultural commodity return performance under time-varying risk. **American Agricultural Economics Journal**. v.79, p. 918-930, Aug. 1997.

BJORNSON, B.; INNES, R. Another Look at Returns to Agricultural and Nonagricultural Assets. **American Agricultural Economics Journal**. v.74, p109-119, Feb. 1992.

BRUNI A. L.; FAMÁ, R. Mercados eficientes , CAPM e anomalias: Uma análise das ações negociadas na bovespa (1988-1996). In: SEMINÁRIOS EM ADMINISTRAÇÃO FEA-USP - SEMEAD, 3, 1998, São Paulo, SP. **Anais eletrônicos**. Disponível em:<<http://www.labfin.com>>. Acesso em: 20 fev. 2003.

BURNQUIST, H. L.; CALDERON, P. H. G. Uma Avaliação da Relação entre Pré-condições e o Desenvolvimento do Contrato Futuro de Açúcar da BM&F: In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 39., 2001, Recife, PE. **Anais SOBER**, 2001. Recife: Universidade Federal de Pernambuco, 2001. 1 CD.

CHAN, L.; LIEN, D. **Cash Settlement and Price Discovery in Futures Markets**. 2001. Disponível em:< www.ssrn.com>. Acesso em: 12 ago. 2003.

CHATRATH, A.; LIANG, Y.; SONG, F. Commitment of Traders, Basis Behavior, and the Issue of Risk Premia in Future Markets. **The Journal of Futures Markets**. v. 17, n. 6, p. 707-731, 1997.

DAMODARAN, A. **Avaliação de investimentos: ferramentas e técnicas para a determinação do valor de qualquer ativo**. Rio de Janeiro: Qualitymark., 2001.

DEAVES, R.; KRINSKY, I. Do Futures Prices For Commodities Embody Risk Premiums? **The Journal of Futures Markets**. V. 15, n. 6, p. 637-648, 1995.

DUSAK, K. Futures Trading and Investor Returns: An Investigation of Commodity Market Risk Premiums. **Journal of Political Economy**. v. 81, n. 6, p. 1387-1406, 1973.

ENGLE, R.; GRANGER, C. W. Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing. **Econometrica**, v. 55 , p. 257-76, 1987.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. New York: John Wiley & Sons, 1995.

FAMA, E. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **Journal of Finance**. V. 25, n.25 , p.383-417, 1970.

FAMA, E.F.; FRENCH, K. Commodity Futures Prices: Some Evidence on Forecast Power, Premiums, and Theory of Storage. **Journal of Business**, Chicago, v 60, n.1, p 55-73, 1988.

FAVA, V. L. Testes de Raízes Unitárias e Co-integração. In: VASCONCELLOS, M. A. S.; ALVES, D. (Orgs). **Manual de Econometria: Equipe de Professores da USP**. São Paulo : Atlas, 2000.

FERREIRA, A.; HORITA, M. **BM&F: A História do Mercado Futuro no Brasil**. São Paulo: Cultura Editores Associados, 1996.

FERREIRA FILHO, J. B. S. O novo Contrato Futuro de Algodão. **Preços Agrícolas**, dez. 1996, p.23. Disponível em:<<http://pa.esalq.usp.br>> .Acesso em: 14. set. 2003.

FILENI, D. H.; MARQUES, P. V., O risco de base e a efetividade de *hedge* de café diante dos fatores região, vencimento, ano e duração. **Resenha BM&F**, São Paulo, n. 136, 1999.

FONTES, R.E.; CASTRO JUNIOR, L.G.; AZEVEDO, A. F. Base e risco de base da cafeicultura em Minas Gerais e São Paulo. **Resenha BM&F**, São Paulo, n. 153, 2003.

FRICK, O. O.; CAMPOS, R. B. M. Eficiência do Mercado Futuro de Boi Gordo. **Resenha BM&F**, São Paulo, n. 113, 1996.

GUJARATI, Damodar. **Econometria Básica**. 3. ed. São Paulo : Makron Books, 2000.

HAKKIO, C. S. Expectation and the Forward Exchange Rate. **International Economic Review**, v.22, p. 75-88, 1981.

HAKKIO, C.S.; RUSH, M. Market efficiency and cointegration: an application to the sterling and deutschemark exchange market. **Journal of International Money and Finance**. n.8, p.75-88, 1989.

HULL, John. **Introdução aos Mercados Futuros e de Opções**. 2 ed. São Paulo: Cultura, BM&F, 1996.

JOHANSEN, S. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. **Econometrica**, v. 59, n.6, p. 1551-1580, 1991.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Métodos Econométricos**. 4. ed. Lisboa: McGraw –Hill de Portugal, 2000.

LEITE, C. A. M.; BRESSAN, A. A. **Eficiência do Mercado Futuro de Café no Brasil**. In: SIMPÓSIO DE PESQUISA DOS CAFÉS DO BRASIL, 2000. Disponível em <<http://www.ufv.br>> Acesso em: 20 out. 2003.

KASTENS, T.L.; SCHROEDER, T.C. A trading simulation test for weak-form efficiency in live cattle futures. **Journal of Futures Markets**, v.15, n. 6, p. 649-675, 1995.

LIU, P. C.; MADDALA, G.S. Rationality of survey data and tests for market efficiency in the foreign exchange markets. **Journal of International Money and Finance**. n. 11, pp. 366-381, 1992.

MARKOWITZ, H. Portfolio selection. **Journal of Finance**., p. 77-91, June 1952.

MARQUES, P. V.; MELLO, P.C. **Mercados Futuros de Commodities Agropecuárias: Exemplos e Aplicações aos Mercados Agropecuários**. São Paulo: Bolsa de Mercadorias e Futuros, 1999, 212 p. (Citado conforme versão no prelo).

McKENZIE, A. M. et al. Unbiasedness an Market Efficiency Test of the U.S. Rice Future Market. **Review of Agricultural Economics**, v. 24, n. 2, p. 474, 2002.

MOOSA, I. A.; AL-LOUGHANI, N.E. Unbiasedness and time-varying risk premia in crude oil futures markets. **Energy Economics**. v. 16, n.2, p. 99-106, 1994.

MORGAN, C.W.; RAYNER, A.J. ENNEW, C.T. Price instability and commodities futures markets. **World Development**. v. 22, n.11, pp. 1729-1736, 1994.

MYERS, R. J.; THOMPSON, S. R. Generalized Optimal Hedge Ratio Estimation. **American Journal Agricultural Economics**. v. 71, p. 858-867, 1989

NAKAMURA, W.T.; MENDONÇA, P. C. P. A Hipótese de Eficiência de Mercado: Evidências da Forma Fraca na Bolsa de Valores de São Paulo. In: SEMINÁRIOS EM ADMINISTRAÇÃO FEA-USP - SEMEAD, 6, 2003, São Paulo, SP. **Anais eletrônicos**. Disponível em: <<http://www.ead.fea.usp.br/semead/>>. Acesso em: 20 ago. 2003.

NEWBOLD, P.; et al. Testing Seasonality and Efficiency in Commodity Futures Markets. Nottingham, UK: University of Nottingham, N. 99/33, 1999a. (Discussion Paper, n. 99/33) Disponível em: <<http://www.nottingham.ac.uk/economics>>. Acesso em: 15 set. 2003.

_____. **Futures Markets Efficiency: Evidence Unevenly Spaced Contracts**. Nottingham, UK: University of Nottingham, N. 99/35, 1999b. (Discussion Paper, n. 99/35) Disponível em: <<http://www.nottingham.ac.uk/economics>>. Acesso em: 15 set. 2003.

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

PERONI, E., McNOWN, R. Noninformative and informative tests of efficiency in three energy futures markets. In: **The Journal of Futures Markets**, v. 18, n. 8, p. 939-964, 1998.

ROSS, S.; WESTERFIELD, R.; W. JAFFE, J. F. Administração Financeira. São Paulo : Atlas 1995.

SASSATANI, R.; SECURATO, J. R. Prêmio pelo Risco nos Mercados Futuros: Evidências do Índice BOVESPA. In: SEMINÁRIOS EM ADMINISTRAÇÃO FEA-USP - SEMEAD, 3, 1998, São Paulo, SP. **Anais eletrônicos**. Disponível em: <<http://www.labfin.com>>. Acesso em: 20 fev. 2003.

SCHOUCHANA, F. Risco na Agricultura e Administração Através de Mercados Futuros. **Preços Agrícolas**, junho. 1999, p.11. Disponível em: <<http://pa.esalq.usp.br>> .Acesso em: 14 set. 2003.

SERLETIS, A. Rational expectations, risk and efficiency in energy futures markets. **Energy Economics**. V. 13, n. 2, p. 111-115, 1991.

SILVA, A. Gomes da; VERGOLINO, J. R.; LIMA, R. C. **A lei de Thirwall e a Economia Brasileira: Uma Breve Consideração**. Recife: PIMES-UFPE, 2000. (Textos para Discussão, n. 440)

SILVEIRA, R. L. F. **Análise das Operações de Cross Hedge do Bezerro e do Hedge do Boi Gordo no Mercado Futuro da BM&F**. 2002. Dissertação (Mestrado em Economia) -

Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2002.

SOUSA. E. L. L.; MARQUES, P. V.; CAFFAGANI, L. C. Sistemas Agroindustriais e Tendências da Comercialização de Grão no Brasil. **Preços Agrícolas**. setembro. 1998, p.11. Disponível em:<[http:// pa.esalq.usp.br](http://pa.esalq.usp.br) > .Acesso em: 14 set. 2003.

VERGARA, S.C. **Projetos e Relatórios de Pesquisa em Administração**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 2000.

Apêndices

Apêndice A. Teste de Estacionariedade do Açúcar

Variável	Lags	valor t	V. C. (10%)	V. C. (5%)	V. C. (1%)	Resultado	AIC
F_1	3	-1,8094	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	14,6995
F_1	2	-2,2839	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	13,2230
F_1	1	-3,0336	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	12,5666
F_1	0	-2,6824	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	13,1629
DF_1	3	-3,9508	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	17,5729
DF_1	2	-4,7867	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	16,4142
DF_1	1	-5,8562	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	16,7994
DF_1	0	-6,1176	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	19,6709
F_2	3	-1,6861	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	6,2383
F_2	2	-2,5144	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	6,0602
F_2	1	-3,3839	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	5,6832
F_2	0	-2,3419	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	10,6028
DF_2	3	-4,6855	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	6,8263
DF_2	2	-5,3610	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	7,4849
DF_2	1	-5,6875	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	10,7207
DF_2	0	-5,2922	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	14,7219
F_3	3	-1,9151	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	12,6287
F_3	2	-2,4770	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	13,2469
F_3	1	-3,6283	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	12,5101
F_3	0	-2,7781	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	16,0702
DF_3	3	-5,2162	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	12,7030
DF_3	2	-5,5504	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	14,7809
DF_3	1	-5,8047	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	17,7369
DF_3	0	-5,4606	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	22,9468
S	3	-1,9766	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	13,1557
S	2	-2,3260	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	11,6223
S	1	-3,4089	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	10,9819
S	0	-2,7977	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	12,9790
DS	3	-4,1602	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	16,1153
DS	2	-4,6088	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	15,5631
DS	1	-5,1941	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	15,4021
DS	0	-4,6791	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	20,1536

Apêndice B. Teste de Estacionariedade do Café

Variável	Lags	valor t	V. C. (10%)	V. C. (5%)	V. C. (1%)	Resultado	AIC
F_1	3	-1,9946	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	7,3350
F_1	2	-2,5222	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	8,8552
F_1	1	-2,5423	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	7,2896
F_1	0	-2,3676	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	7,0400
DF_1	3	-2,9771	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	10,7195
DF_1	2	-4,8495	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	9,8179
DF_1	1	-4,2876	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	13,5640
DF_1	0	-6,0241	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	11,9031
F_2	3	-2,5284	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	22,2899
F_2	2	-2,3854	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	22,0239
F_2	1	-2,4921	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	20,8090
F_2	0	-2,7884	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	19,1827
DF_2	3	-3,9931	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	25,6958
DF_2	2	-3,7207	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	27,2271
DF_2	1	-4,9022	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	26,0688
DF_2	0	-7,0575	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	25,1796
F_3	3	-2,2311	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	13,8269
F_3	2	-2,8019	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	13,9927
F_3	1	-2,1823	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	16,6621
F_3	0	-2,6715	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	15,2086
DF_3	3	-3,3959	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	18,2894
DF_3	2	-4,3170	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	17,3368
DF_3	1	-3,8829	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	20,1022
DF_3	0	-7,5820	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	19,6373
S	3	-2,3209	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	21,3153
S	2	-2,2519	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	21,8837
S	1	-2,6327	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	20,8530
S	0	-2,7574	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	20,4352
DS	3	-3,9441	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	25,1830
DS	2	-4,4397	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	25,2602
DS	1	-5,4792	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	25,3263
DS	0	-6,8041	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	25,9033

Apêndice C. Teste de Estacionariedade do Milho

Variável	Lags	valor t	V. C. (10%)	V. C. (5%)	V. C. (1%)	Resultado	AIC
F₁	3	-2,5623	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	-3,7374
F₁	2	-2,3896	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	-4,7986
F₁	1	-2,6900	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	-7,0598
F₁	0	-2,7310	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	-8,7866
DF₁	3	-4,1195	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	-0,5271
DF₁	2	-3,5854	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	1,4247
DF₁	1	-4,7451	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	-0,7002
DF₁	0	-6,0972	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	-1,7205
F₂	3	-2,6280	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	-6,5973
F₂	2	-2,3170	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	-6,5240
F₂	1	-3,1838	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	-8,9011
F₂	0	-2,9602	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	-9,3708
DF₂	3	-5,2537	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	-9,9454
DF₂	2	-3,6027	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	-1,1013
DF₂	1	-5,2873	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	-2,7624
DF₂	0	-5,6962	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	-0,9949
F₃	3	-2,8127	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	-6,0342
F₃	2	-2,7245	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	-7,0830
F₃	1	-3,1276	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	-9,2198
F₃	0	-3,2554	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	-10,7881
DF₃	3	-4,2334	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	-1,2194
DF₃	2	-3,7852	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	0,4267
DF₃	1	-4,9459	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	-1,3453
DF₃	0	-6,7918	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	-1,6175
S	3	-2,3206	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	10,2690
S	2	-3,1244	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	-12,6785
S	1	-2,9591	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	-13,7650
S	0	-2,2013	-3,2400	-3,6000	-4,3800	ñ-estacionária	-10,8028
DS	3	-3,3138	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	-4,3820
DS	2	-3,7204	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	-6,2884
DS	1	-3,3150	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	-4,8188
DS	0	-4,2693	-3,2400	-3,6000	-4,3800	estacionária	-7,0578

Apêndice D. Resumo do Modelo de Correção de Erro (Açúcar)

F_1				
Modelo	Defasagens			
	ΔS^a	ΔF	ΔS^b	ΔF^b
1	0	0		
2	1	0	ñ-significante	ñ-significante
3	1	1	ñ-significante	ñ-significante
4	2	1	ñ-significante	ñ-significante
5	2	2	ñ-significante	ñ-significante
6	3	2	ñ-significante	ñ-significante
7	3	3	ñ-significante	ñ-significante

F_2				
Modelo	Defasagens			
	ΔS	ΔF	ΔS	ΔF
1	0	0		
2	1	0	ñ-significante	ñ-significante
3	1	1	ñ-significante	significante (1)
4	2	1	ñ-significante	ñ-significante
5	2	2	ñ-significante	ñ-significante
6	3	2	ñ-significante	ñ-significante
7	3	3	ñ-significante	ñ-significante

F_3				
Modelo	Defasagens			
	ΔS	ΔF	ΔS	ΔF
1	0	0		
2	1	0	ñ-significante	ñ-significante
3	1	1	ñ-significante	significante (1)
4	2	1	ñ-significante	ñ-significante
5	2	2	ñ-significante	ñ-significante
6	3	2	ñ-significante	ñ-significante
7	3	3	ñ-significante	significante (3)

^a Número de defasagens utilizadas, por exemplo, 2 indica que as defasagens t-1 e t-2 foram utilizadas.

^b indica se as defasagens foram significantes ou não e qual a defasagem em parênteses.

Apêndice E. Resumo do Modelo de Correção de Erro (Açúcar)

F_1				
Modelo	Defasagens			
	ΔS^a	ΔF	ΔS^b	ΔF^b
1	0	0		
2	0	1	ñ-significante	ñ-significante
3	1	1	ñ-significante	significante (2)
4	1	2	ñ-significante	ñ-significante
5	2	2	ñ-significante	ñ-significante
6	2	3	ñ-significante	ñ-significante
7	3	3	ñ-significante	ñ-significante

F_2				
Modelo	Defasagens			
	ΔS	ΔF	ΔS	ΔF
1	0	0		
2	0	1	ñ-significante	significante (1)
3	1	1	ñ-significante	significante (1)
4	1	2	ñ-significante	ñ-significante
5	2	2	ñ-significante	ñ-significante
6	2	3	ñ-significante	ñ-significante
7	3	3	ñ-significante	ñ-significante

F_3				
Modelo	Defasagens			
	ΔS	ΔF	ΔS	ΔF
1	0	0		
2	1	0	ñ-significante	ñ-significante
3	1	1	ñ-significante	significante (1)
4	2	1	ñ-significante	ñ-significante
5	2	2	ñ-significante	ñ-significante
6	3	2	ñ-significante	significante(3)
7	3	3	ñ-significante	significante (3)

Apêndice F. Resumo do Modelo de Correção de Erro (Café)

F_1				
Modelo	Defasagens			
	ΔS^a	ΔF	ΔS^b	ΔF^b
1	0	0		
2	1	0	ñ-significante	ñ-significante
3	1	1	ñ-significante	ñ-significante
4	2	1	ñ-significante	ñ-significante
5	2	2	ñ-significante	ñ-significante
6	3	2	ñ-significante	ñ-significante
7	3	3	ñ-significante	ñ-significante

F_2				
Modelo	Defasagens			
	ΔS	ΔF	ΔS	ΔF
1	0	0		
2	1	0	ñ-significante	ñ-significante
3	1	1	ñ-significante	ñ-significante
4	2	1	ñ-significante	ñ-significante
5	2	2	significante (2)	ñ-significante
6	3	2	ñ-significante	ñ-significante
7	3	3	ñ-significante	ñ-significante

F_3				
Modelo	Defasagens			
	ΔS	ΔF	ΔS	ΔF
1	0	0		
2	1	0	ñ-significante	ñ-significante
3	1	1	ñ-significante	ñ-significante
4	2	1	ñ-significante	ñ-significante
5	2	2	ñ-significante	ñ-significante
6	3	2	ñ-significante	ñ-significante
7	3	3	ñ-significante	ñ-significante

Apêndice G. Resumo do Modelo de Correção de Erro (Café)

F_1				
Modelo	Defasagens			
	ΔS^a	ΔF	ΔS^b	ΔF^b
1	0	0		
2	0	1	ñ-significante	ñ-significante
3	1	1	ñ-significante	ñ-significante
4	1	2	ñ-significante	ñ-significante
5	2	2	ñ-significante	ñ-significante
6	2	3	ñ-significante	ñ-significante
7	3	3	ñ-significante	ñ-significante

F_2				
Modelo	Defasagens			
	ΔS	ΔF	ΔS	ΔF
1	0	0		
2	0	1	ñ-significante	ñ-significante
3	1	1	ñ-significante	ñ-significante
4	1	2	ñ-significante	ñ-significante
5	2	2	significante (2)	ñ-significante
6	2	3	ñ-significante	ñ-significante
7	3	3	ñ-significante	ñ-significante

F_3				
Modelo	Defasagens			
	ΔS	ΔF	ΔS	ΔF
1	0	0		
2	0	1	ñ-significante	ñ-significante
3	1	1	ñ-significante	ñ-significante
4	1	2	ñ-significante	ñ-significante
5	2	2	ñ-significante	ñ-significante
6	2	3	ñ-significante	ñ-significante
7	3	3	ñ-significante	ñ-significante

Apêndice H. Resumo do Modelo de Correção de Erro (Milho)

F_1				
Modelo	Defasagens			
	ΔS^a	ΔF	ΔS^b	ΔF^b
1	0	0		
2	1	0	ñ-significante	ñ-significante
3	1	1	ñ-significante	ñ-significante
4	2	1	ñ-significante	ñ-significante
5	2	2	ñ-significante	ñ-significante
6	3	2	ñ-significante	ñ-significante
7	3	3	ñ-significante	ñ-significante

F_2				
Modelo	Defasagens			
	ΔS	ΔF	ΔS	ΔF
1	0	0		
2	1	0	ñ-significante	ñ-significante
3	1	1	ñ-significante	ñ-significante
4	2	1	ñ-significante	ñ-significante
5	2	2	ñ-significante	ñ-significante
6	3	2	ñ-significante	ñ-significante
7	3	3	ñ-significante	ñ-significante

F_3				
Modelo	Defasagens			
	ΔS	ΔF	ΔS	ΔF
1	0	0		
2	1	0	ñ-significante	ñ-significante
3	1	1	ñ-significante	ñ-significante
4	2	1	ñ-significante	ñ-significante
5	2	2	ñ-significante	ñ-significante
6	3	2	ñ-significante	ñ-significante
7	3	3	ñ-significante	significante (3)

Apêndice I. Resumo do Modelo de Correção de Erro (Milho)

F_1				
Modelo	Defasagens			
	ΔS^a	ΔF	ΔS^b	ΔF^b
1	0	0		
2	1	0	ñ-significante	ñ-significante
3	1	1	ñ-significante	ñ-significante
4	2	1	ñ-significante	ñ-significante
5	2	2	ñ-significante	ñ-significante
6	3	2	ñ-significante	ñ-significante
7	3	3	ñ-significante	ñ-significante

F_2				
Modelo	Defasagens			
	ΔS	ΔF	ΔS	ΔF
1	0	0		
2	1	0	ñ-significante	ñ-significante
3	1	1	ñ-significante	ñ-significante
4	2	1	ñ-significante	ñ-significante
5	2	2	ñ-significante	ñ-significante
6	3	2	ñ-significante	ñ-significante
7	3	3	ñ-significante	ñ-significante

F_3				
Modelo	Defasagens			
	ΔS	ΔF	ΔS	ΔF
1	0	0		
2	1	0	ñ-significante	ñ-significante
3	1	1	ñ-significante	ñ-significante
4	2	1	ñ-significante	ñ-significante
5	2	2	ñ-significante	ñ-significante
6	3	2	ñ-significante	ñ-significante
7	3	3	ñ-significante	ñ-significante