

FERNANDO TADEU PONGELUPE NOGUEIRA

**INTEGRAÇÃO ESPACIAL E EFETIVIDADE DO "HEDGE"
NO MERCADO BRASILEIRO DE CAFÉ ARÁBICA**

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

VIÇOSA
MINAS GERAIS - BRASIL
2001

FERNANDO TADEU PONGELUPE NOGUEIRA

**INTEGRAÇÃO ESPACIAL E EFETIVIDADE DO "HEDGE"
NO MERCADO BRASILEIRO DE CAFÉ ARÁBICA**

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

APROVADA: 29 de março de 2001.

Erly Cardoso Teixeira

Marília Fernandes Maciel Gomes

Wilson da Cruz Vieira

João Eustáquio de Lima
(Conselheiro)

Danilo Rolim Dias de Aguiar
(Orientador)

Lei de Sociedade

P. 766 - A vida social é uma obrigação natural?

Certamente. Deus fez o homem para viver em sociedade. Deus deu-lhe a palavra e todas as demais faculdades necessárias ao relacionamento.

P. 768 - O homem, ao procurar viver em sociedade, apenas obedece a um sentimento pessoal, ou há um objetivo providencial mais geral?

O homem deve progredir, mas não pode fazer isso sozinho porque não dispõe de todas as faculdades; eis por que precisa se relacionar com outros homens. No isolamento, se embrutece e se enfraquece.

Nenhum homem possui todos os conhecimentos. Pelas relações sociais é que se completam uns aos outros para assegurar seu bem-estar e progredir: é por isso que, tendo necessidade uns dos outros, são feitos para viver em sociedade e não isolados.

Lei do Progresso

P. 779 - O homem traz em si o impulso de progredir ou o progresso é apenas fruto de um ensinamento?

O homem se desenvolve naturalmente, mas nem todos progredem ao mesmo tempo e do mesmo modo; é assim que os mais avançados ajudam pelo contato social o progresso dos outros.

P. 780 - O progresso moral é sempre acompanhado do intelectual?

É sua consequência, mas nem sempre o segue imediatamente.

P. 780a - Como o avanço intelectual pode gerar progresso moral?

Ao fazer compreender o bem e o mal; o homem, então, pode escolher. O desenvolvimento do livre-arbítrio segue o da inteligência e aumenta a responsabilidade dos seus atos.

P. 780b - Por que os povos mais esclarecidos são, muitas vezes, os mais pervertidos?

O progresso completo é a meta; mas os povos, como os indivíduos, o alcançam apenas passo a passo. Enquanto o sentido moral não estiver plenamente desenvolvido, eles se servem de sua inteligência para fazer o mal. O moral e a inteligência são duas forças que se equilibram apenas com o tempo.

(O LIVRO DOS ESPÍRITOS - ALLAN KARDEC)

AGRADECIMENTO

A meu pai e a minha mãe, pela educação, pelo apoio e pelo incentivo aos estudos, por me formarem moralmente e espiritualmente e por me ajudarem a dar um norte a minha vida.

A minha esposa Andréa, pela imensa paciência e pelo tempo que não pudemos desfrutar juntos, pelo incentivo, pelo carinho e pela compreensão, principalmente nesta etapa de nossas vidas.

A minha irmã, pelo incentivo e pela torcida para concretização deste trabalho.

A meu orientador e amigo Danilo Rolim Dias de Aguiar, pela constante orientação e pela ajuda nas horas difíceis, pela competência e pela disponibilidade em atender-me, apesar da distância (BH-Viçosa).

Aos conselheiros, prof. João Eustáquio de Lima e prof. Carlos Antônio Moreira Leite, pelos conselhos e pelas orientações, bem como pelos esclarecimentos nas horas de dúvidas.

Aos caríssimos professores do Departamento de Economia Rural, da Universidade Federal de Viçosa, que tanto nos engrandeceram com seus conhecimentos, em especial, professores Maurinho Luiz dos Santos, José Maria Alves da Silva, Wilson da Cruz Vieira, Fátima Marília Andrade de Carvalho, Francisco Armando da Costa, Telma Regina da Costa Guimarães Barbosa,

Antônio Carvalho Campos, João Eustáquio de Lima e José Euclides Alhadas Cavalcanti.

À Universidade Federal de Viçosa e ao Departamento de Economia Rural (DER), pela oportunidade de realização deste curso.

À Una - União de Negócios e Administração, na pessoa de seu Diretor-Executivo, Dr. Honório Tomelim, educador e empreendedor da área educacional, pela busca do progresso, da capacitação e do desenvolvimento do corpo docente desta Instituição e por ter-me proporcionado a oportunidade de realização deste curso, mediante convênio UNA/UFV.

Aos professores Milton Jacques Collares, José de Melo e Lamartine Sacramento Filho, da Una - União de Negócios e Administração, que negociaram junto à Universidade Federal de Viçosa - UFV - o convênio UNA/UFV, que possibilitou a realização deste curso.

Aos funcionários do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa, em especial, à Maria das Graças Lourenço Soares de Freitas (Graça), pela presteza, pela disponibilidade, pelo profissionalismo e pela ajuda, apesar da distância (BH-Viçosa).

Ao CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada, da ESALQ/USP, nas pessoas das pesquisadoras Margarete Boteon (Pesquisadora Responsável) e Mariana Perozzi (Pesquisadora Auxiliar), que sempre me atenderam com imensa simpatia e presteza e forneceram-me parte dos dados utilizados neste estudo.

À BM&F e à CSCE, pelo excelente banco de dados disponibilizado pela internet.

Aos colegas de curso, Ana Maria Passos Collares, Blair de Faria Carvalho, César Roberto Ferrara Marcolino, Cristiana Fernandes de Müylder, Frederico Martini do Espírito Santo, Hector Honório Santos Tomelin, José de Melo, Lamartine Sacramento Filho, Marcos Teixeira Godinho, Nilson Flávio Fonseca Macedo, Onaldo Chaves, Ricardo Moysés Resende, Sérgio Calic e Wagner Henriques de Oliveira.

A todas as pessoas que, anonimamente, contribuíram para a conclusão deste trabalho.

BIOGRAFIA

FERNANDO TADEU PONGELUPE NOGUEIRA, filho de Nelcy Macedo Nogueira e Ilda Pongelupe Nogueira, nasceu em Belo Horizonte (MG), em 03 de agosto de 1964.

Em dezembro de 1984, graduou-se em Matemática (Licenciatura Plena) pela Faculdade de Filosofia, Ciências e Letras de Belo Horizonte (FAFI-BH).

Em janeiro de 1988, concluiu o curso de pós-graduação "lato sensu" em Análise de Sistemas de Informação pela Una - União de Negócios e Administração.

Em novembro de 1988, concluiu o curso de pós-graduação "lato sensu" em Análise de Sistemas pela Faculdade de Filosofia, Ciências e Letras de Belo Horizonte (FAFI-BH).

Em dezembro de 1993, concluiu o curso de pós-graduação "lato sensu" em Administração da Qualidade e Produtividade pela Una - União de Negócios e Administração.

Em dezembro de 1995, concluiu o Curso MBA Executivo em Finanças pelo IBMEC - Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais, em Belo Horizonte, Estado de Minas Gerais.

Em abril de 1999, iniciou o Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, em nível de mestrado, na Universidade Federal de Viçosa, em Viçosa (MG), defendendo tese em 29 de março de 2001.

ÍNDICE

	Página
RESUMO	xi
ABSTRACT	xiii
1. INTRODUÇÃO	1
1.1. Considerações iniciais	1
1.2. O problema e sua importância	6
1.3. Hipóteses	11
1.4. Objetivos	12
2. HISTÓRICO E CARACTERIZAÇÃO DO MERCADO DE CAFÉ NO BRASIL	13
3. METODOLOGIA	23
3.1. Modelo teórico	23
3.1.1. Arbitragem espacial, "Lei do Preço Único" e integração espa- cial de mercados	23
3.1.1.1. Arbitragem espacial	23

	Página
3.1.1.2. "Lei do Preço Único"	24
3.1.1.3. Integração espacial de mercados	25
3.1.2. A teoria do portfólio e sua relação com os mercados futuros ..	27
3.2. Não-estacionariedade, teste de raiz unitária e co-integração	33
3.3. Modelo analítico	40
3.3.1. Modelo analítico para integração espacial de mercados	40
3.3.2. Modelo analítico para efetividade do "hedge"	46
3.4. Dados e procedimentos	49
4. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	52
4.1. Integração espacial de mercados	52
4.1.1. Teste de Raiz Unitária para integração espacial de mercados .	54
4.1.2. Teste de Co-integração (Teste de Johansen)	58
4.1.3. Estimação e análise do VEC (Vetor de Correção de Erro)	63
4.1.4. Teste de Causalidade de Granger	68
4.1.5. Elasticidade de transmissão de preços entre regiões	74
4.2. Efetividade do "hedge" e razão de "hedge" ótima	76
4.2.1. Teste de Raiz Unitária para análise da efetividade do "hedge" e da razão de "hedge" ótima	76
4.2.2. Escolha (do)s modelo(s), estimacão e discussão dos resulta- dos para análise da efetividade do "hedge" e razão de "hedge" ótima	80
5. RESUMO E CONCLUSÕES	89
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	96

	Página
APÊNDICES	100
APÊNDICE A	101
APÊNDICE B	130
APÊNDICE C	145

RESUMO

NOGUEIRA, Fernando Tadeu Pongelupe, M.S., Universidade Federal de Viçosa, março de 2001. **Integração espacial e efetividade do "hedge" no mercado brasileiro de café arábica**. Orientador: Danilo Rolim Dias de Aguiar. Conselheiros: Carlos Antônio Moreira Leite e João Eustáquio de Lima.

Os Estados de Minas Gerais e São Paulo são os maiores produtores nacionais de café arábica, razão pela qual qualquer alteração na oferta desta "commodity", nestes Estados, poderá refletir nos preços internos e externos do café. Assim, a integração espacial (co-movimentação dos preços em diferentes locais, medida pela correlação entre os preços) do mercado de café arábica nos Estados de Minas Gerais e São Paulo é de suma importância para a formulação de políticas governamentais para o setor, bem como para os agentes dessa cadeia produtiva, pois choques de preços em uma região podem ser transmitidos a outras regiões, levando a incertezas a respeito dos preços e rendas. Um dos instrumentos para minimizar os riscos de volatilidade de preços é o "hedge" (proteção), que utiliza contratos futuros que podem ser feitos no mercado nacional ou internacional. O objetivo deste estudo foi analisar a integração espacial do mercado de café arábica nos Estados de Minas Gerais e São Paulo, bem como as operações de "hedge" efetuadas pelos agentes dessa cadeia

agroindustrial junto à BM&F e à CSCE. O período utilizado para análise foi de setembro de 1996 a outubro de 2000. Utilizou-se a teoria de co-integração (Teste de Raiz Unitária, Teste de Co-integração, Vetor de Correção de Erros e Teste de Causalidade de Granger) para analisar a integração espacial e utilizaram-se os modelos analíticos para estimação da razão de "hedge" ótima e da efetividade do "hedge". Os resultados permitem concluir que: (i) o mercado de café arábica do Cerrado, Sul de Minas, Mogiana e Paulista são integrados espacialmente, o que sugere que a difusão do fluxo de informação entre os agentes desta cadeia agroindustrial, nesses mercados, se transmita com rapidez e que o mecanismo de arbitragem funcione nesses mercados (estes mercados são eficientes, havendo, portanto, relação de equilíbrio no longo prazo); e (ii) as operações de "hedge", efetuadas na BM&F, são mais eficientes que as efetuadas na CSCE, o que sugere que a BM&F, por situar-se mais próxima dos produtores nacionais, disponibiliza contratos futuros cujos objetos são mais adequados a estes.

ABSTRACT

NOGUEIRA, Fernando Tadeu Pongelupe, M.S., Universidade Federal de Viçosa, March 2001. **Spatial integration and hedging effectiveness in the Brazilian market of arabica coffee**. Adviser: Danilo Rolim Dias de Aguiar. Committee Members: Carlos Antônio Moreira Leite and João Eustáquio de Lima.

The States of Minas Gerais and São Paulo are Brazil's leading arabica coffee producers. Therefore, any alterations in the supply of this commodity in these states may reflect both in the internal and in the external prices of coffee. Thus, the spatial integration (co-movement of prices in different locations, measured by means of the correlation among prices) of arabica coffee markets in the states of Minas Gerais and São Paulo is of great importance for the formulation of governmental policies (agricultural policies and regulator policies) for the sector, as well as for the private agents of this productive chain, once price shocks in a region may be transmitted to other regions, leading to uncertainties concerning prices and income. The objective of this study is to analyze the integration of the arabica coffee market in the states of Minas Gerais (Cerrado and South of Minas) and São Paulo (Mogiana and Paulista), as well as the hedge operations carried out by the agents of this productive chain at BM&F and CSCE. In this study, time series of prices from September 1996 to October

2000 are used. The co-integration theory (Unit Root Test – Dickey-Fuller Augmented, Co-integration Test – Test of Johansen, VEC – Vector Error Correction and Granger’s Causality Test) is used to analyze the spatial relations. Price differences (legged and non-legged) were used for estimating models for optimal hedge ratios and hedging effectiveness. The results allows one to conclude that the arabica coffee markets of Cerrado, South of Minas, Mogiana and Paulista are spatially integrated, suggesting that the diffusion of information among the agents of the productive chain in these markets is transmitted quickly and that the arbitrage mechanism operates in these markets as well. In other words, these markets are efficient, mainly due to their proximity to each other. Coffee prices in these regions present, therefore, a relation of equilibrium in the long run. The results also admits the conclusion that the hedge operations carried out at BM&F are more effective than the operations carried out at CSCE. This was already expected, since BM&F is more closely located to the national producers and is, therefore, able to design futures contracts more adequate to the characteristics of these producers.

1. INTRODUÇÃO

1.1. Considerações iniciais

A partir de 1990, o Brasil vem passando por um processo de estabilização econômica, com maior liberalização e exposição à competitividade internacional, o que tem provocado alterações em diversos setores.

O setor agrícola, em especial, é importante para a economia brasileira, principalmente no que diz respeito à exportação de "commodities" agrícolas como café e soja. Este setor, como os demais da economia brasileira, vem sofrendo mudanças a partir de 1990, estando cada vez mais exposto à competitividade internacional e aos baixos preços das "commodities" agrícolas. A comercialização dos produtos agrícolas é caracterizada pela elevada incerteza a respeito do preço de mercado, fruto do alto grau de competição e da variabilidade da oferta de produtos agrícolas, decorrente de mudanças em variáveis climáticas de difícil controle (AGUIAR, 2000).

Portanto, é necessário que os agentes que participam de qualquer cadeia produtiva agrícola se mantenham informados sobre os preços praticados nas diversas regiões produtoras, pois estes são importantes para se administrar a comercialização de produtos agrícolas. Diferenças de preços de um mesmo

produto agrícola em regiões distintas podem permitir que os agentes da cadeia produtiva utilizem o mecanismo de arbitragem¹, buscando maximizar seus lucros. Ao mesmo tempo que tais agentes podem maximizar o lucro com o mecanismo de arbitragem, tal mecanismo permitirá corrigir o mercado, conforme a "Lei do Preço Único" (FACKLER e GOODWIN, 2000).

Um sistema de mercado é integrado quando os preços são determinados de maneira interdependente (Faminon e Benson, 1990, citados por COSTA e FERREIRA, 1999). Alterações de preços em um mercado são transmitidas aos preços de outros mercados (COSTA e FERREIRA, 1999). Segundo SANTANA (1998), um sistema de mercado é espacialmente integrado quando os preços praticados em cada um dos mercados respondem não apenas às ofertas e demandas locais, mas às ofertas e demandas de todos eles. Mais precisamente, a integração espacial de mercados refere-se à medição do grau de comovimentação dos preços em diferentes locais, por meio da correlação entre os preços (FACKLER e GOODWIN, 2000).

O conceito de mercados integrados deriva da proposição da "Lei do Preço Único". A "Lei do Preço Único" postula que bens idênticos obedecem à regra de perfeita arbitragem, ou seja, esses bens idênticos são vendidos a um preço equivalente nos diferentes mercados, independente da moeda na qual é fixado (no caso do mercado internacional), após ter-se feito o desconto dos custos de transferência (custo de transferir o produto entre regiões). O mecanismo de arbitragem garantirá que os preços de bens idênticos em mercados espacialmente distintos sejam homogêneos. As diferenças de tais preços em mercados espacialmente distintos se devem aos custos de transferência. Se os mercados espacialmente distintos forem eficientes, ou seja, se os agentes da cadeia agrícola, relativa ao bem, forem informados sobre os preços nos diversos mercados, então o mecanismo de arbitragem funcionará. O contrário ocorrerá caso esses mercados não sejam eficientes. A "Lei do Preço Único" é uma relação

¹ O mecanismo de arbitragem consiste em comprar um produto num mercado onde o preço está baixo e vendê-lo num mercado onde o preço está mais alto, após compensar os custos de transferência de uma região para outra, lucrando com a diferença entre esses preços (FACKLER e GOODWIN, 2000).

que se cumpre no longo prazo, sem excluir a possibilidade de desajustes de preço no curto prazo (COSTA e FERREIRA, 1999).

Apesar de a "Lei do Preço Único" se cumprir no longo prazo, ainda poderão ocorrer desajustes de preço no curto prazo, perpetuando, assim, a incerteza do preço de mercado na comercialização agrícola.

A incerteza da comercialização agrícola, aliada à diminuição da intervenção governamental e dos estímulos financeiros, e a maior exposição à competitividade internacional, a partir de 1990, têm levado os agentes do setor agrícola brasileiro a buscarem novos instrumentos de financiamento para produção e comercialização e novas formas de reduzir os riscos, principalmente quanto aos preços, no curto prazo. A Cédula do Produtor Rural Financeira (CPRF), o Contrato de Opção de Venda do Governo e os Mercados Futuros e de Opções são instrumentos que vêm sendo utilizados na administração de riscos de preços. Em especial, o Mercado Futuro, mediante contratos futuros, ocupa lugar de destaque nas estratégias de gerenciamento de riscos de preços, em razão do mecanismo de securidade que estes contratos proporcionam (AGUIAR, 2000).

Os agentes da cadeia produtiva agrícola (produtores, atacadistas, indústrias) podem negociar contratos de produtos agropecuários em data futura, os quais atribuem a vendedores e compradores obrigações e direitos e são denominados contratos futuros. São contratos padronizados (possuem data de vencimento, qualidade da mercadoria e pontos de entrega da mercadoria padronizados) e são mais facilmente transferíveis entre os participantes do mercado.

Segundo HULL (1994), um contrato futuro é o compromisso de comprar ou vender determinado ativo numa data específica no futuro, por um preço previamente estabelecido.

Os contratos futuros são negociados em bolsas, que são locais onde as operações de troca entre compradores e vendedores são centralizadas. As bolsas não têm fins lucrativos, são formadas por membros (corretoras) e apenas estabelecem as regras a serem seguidas pelos participantes. O objetivo principal da bolsa é facilitar o encontro de compradores e vendedores, além de possibilitar:

(a) O fornecimento do local para negociações; (b) O estabelecimento das cláusulas dos contratos; (c) A divulgação dos resultados de cada operação; (d) A garantia do cumprimento dos contratos; e (e) O controle do quadro de corretores. A "clearing" ou Câmara de Compensação, que é composta por membros que se encarregam de garantir o cumprimento de todas as posições tomadas, garante a liquidação dos contratos.

No mercado futuro há dois tipos de participantes: os "hedgers" e os especuladores (AGUIAR, 2000). O "hedger" é o participante do mercado que tem interesse no produto e utiliza, simultaneamente, o mercado físico e o mercado futuro, com o objetivo de obter garantia contra variação de preços e rendas. O especulador é o participante que não tem interesse no produto, mas que utiliza apenas o mercado futuro para obter lucro em suas operações de compra e venda de contratos. O especulador nunca liquida sua posição por entrega, mas o faz por diferença, ou seja, utilizando a operação inversa à operação inicial (vendendo, se a operação inicial for de compra, ou comprando, se a operação inicial for de venda). O "hedger" pode liquidar sua operação por entrega (entregando ou recebendo o produto quando do vencimento do contrato futuro) ou por diferença (como no caso dos especuladores). Alguns contratos futuros agropecuários permitem, também, a liquidação financeira, não ocorrendo, portanto, entrega (ou recebimento) do objeto do contrato futuro.

"Hedge" é uma estratégia de mercado que consiste em fazer operações opostas nos mercados físico e futuro, ou seja, comprar no mercado físico e vender no mercado futuro, ou vice-versa. Os preços do mercado futuro estão intimamente relacionados com os preços do mercado físico, devido ao fato de as operações do mercado futuro poderem ser liquidadas por entrega. Assim, à medida que o vencimento do contrato futuro se aproxima (quando se pode processar a entrega física do produto), os preços do mercado futuro e do mercado físico tendem a convergir, pois, nessa época, a mercadoria disponível a vista e a mercadoria a ser entregue no vencimento são as mesmas (AGUIAR, 1999). Tudo o que afeta o preço no mercado físico (impactos da previsão de safras, boatos sobre problemas climáticos, incertezas políticas) afeta, também, o preço no

mercado futuro (AGUIAR, 2000). Como os preços do mercado físico e futuro estão intimamente relacionados, ao se fazer o "hedge", o ganho em um mercado compensará, pelo menos em parte, o prejuízo obtido no outro mercado. É assim que funciona o mecanismo de proteção do "hedge", onde os agentes da cadeia produtiva agrícola buscam estabilizar o preço, eliminando o risco de variação deste.

Segundo HULL (1994), o "hedge" pode ser de compra ou de venda. O "hedge" de compra é aquele em que o "hedger" assume posição de compra num contrato futuro e posição de venda no mercado físico, enquanto o "hedge" de venda é aquele em que o "hedger" assume posição de venda num contrato futuro e posição de compra no mercado físico. O "hedge" de compra é apropriado quando um agente necessita adquirir determinado ativo no futuro e deseja fixar um preço hoje. O "hedge" de venda é apropriado quando o agente possui o ativo e espera vendê-lo no futuro ou quando o agente não possui o ativo no momento, mas o terá numa data futura.

Tendo em vista que os preços do mercado futuro e físico caminham juntos, a movimentação para cima ou para baixo dos preços faz que os agentes ganhem ou percam em um dos mercados, havendo, pelo menos parcialmente, compensação (perda ou ganho) no outro mercado. Esta é a proteção que o "hedge" com contratos futuros fornece, sendo que o "hedge" é dito perfeito quando elimina totalmente o risco de variação do preço (ganhos em um mercado compensam totalmente o prejuízo no outro mercado), o que pressupõe correlação perfeita entre o preço do produto transacionado e o preço do produto especificado no contrato. O "hedge" é dito imperfeito ou parcial quando elimina apenas parcialmente esse risco, nesse caso, a correlação entre o preço do produto transacionado e o preço do produto especificado no contrato não é tão alta quanto no caso do "hedge" perfeito (HULL, 1994).

Os contratos futuros agropecuários, principalmente nos últimos três anos, estão sendo cada vez mais utilizados como instrumento de gestão de risco, apesar de ainda serem pouco utilizados. Segundo RESENHA BM&F (2000), de janeiro a dezembro de 2000, no sistema pregão, os contratos futuros de café arábica

representaram 59,05% do total de contratos futuros agropecuários. De janeiro a dezembro de 1999, os contratos futuros de café arábica representaram 53,22% do total dos contratos futuros agropecuários (RESENHA BM&F, 1999). Apesar do pequeno aumento no percentual de participação dos contratos futuros de café arábica nos contratos futuros agropecuários, houve crescimento no volume de contratos futuros de café arábica transacionados, de 293.640 contratos, de janeiro a dezembro de 1999, para 386.929 contratos, de janeiro a dezembro de 2000 - um aumento de 31,76% no volume transacionado desses contratos futuros (RESENHA BM&F, 1999 e 2000). O crescimento dos contratos futuros agropecuários é importante para o setor agrícola, pois permite reduzir os riscos de oscilações de preços das "commodities" agrícolas comerciáveis por meio de contratos futuros. O volume de contratos futuros, no Brasil, tem crescido e isto pode ser constatado, também, pela importância que a BM&F ocupa na América Latina e no mundo. A BM&F é, atualmente, a maior bolsa de futuros da América Latina e a oitava maior bolsa de futuros do mundo, tendo um volume total, de janeiro a novembro de 2000, de 77.183.230 contratos negociados (RESENHA BM&F, 2000).

1.2. O problema e sua importância

O café tem sido, desde o início do século XX, uma das "commodities" mais importantes na pauta de exportações brasileira. Segundo FNP (2000), em 1999, o Brasil foi o maior produtor mundial de café em grão, com, aproximadamente, 30 milhões de sacas (60 kg) de café, seguido por Colômbia (10 milhões), Vietnã (8 milhões), Indonésia (7,2 milhões), Costa do Marfim (5,3 milhões), México (5,2 milhões) e Índia (4,9 milhões). Com dados até junho de 2000, a previsão é que o Brasil tenha terminado o ano de 2000 com uma produção de café em grão de, aproximadamente, 31,6 milhões de sacas (60 kg), seguido por Colômbia (12 milhões), Vietnã (8 milhões), Indonésia (7,3 milhões), México (5,3 milhões), Índia (4,9 milhões) e Guatemala (4,5 milhões). A

produção mundial deve ter aumentado, de 1999 para 2000, 2,13%, passando de 109,82 milhões (em 1999) para 112,16 milhões de sacas de café (conforme previsão para 2000) (FNP, 2000).

Segundo o IBGE (2000), a área colhida de café, no Brasil, aumentou de 2.207.717, em 1999, para 2.347.011 hectares, em 2000, o que representa um aumento de 6,31%, enquanto a produção de café (em coco) aumentou de 3.267.892 toneladas, em 1999, para 3.651.331 toneladas, em 2000, uma variação positiva de 11,73%. No decênio 1990-1999, a área plantada de café caiu de 2.937.804 para 2.217.260 hectares, e a área colhida também caiu de 2.908.961 para 2.207.717 hectares. Já a produção de café (em coco), obtida no decênio 1990-1999, subiu de 2.929.711 toneladas para 3.267.892 toneladas, e o rendimento médio obtido no mesmo período aumentou de 1.007 quilo por hectare para 1.480 quilo por hectare (IBGE, 2000).

Os Estados de Minas Gerais, Espírito Santo, São Paulo e Paraná são os que mais produzem café no Brasil. Em 1999, o Estado de Minas Gerais participou da produção total da safra brasileira de café (em coco) com 46,77%, seguido por Espírito Santo, com 19,31%; São Paulo, com 13,01%; e Paraná, com 8,63%. Com relação à safra de café (em coco) de 2000, o Estado de Minas Gerais liderou com 44,85%, seguido por Espírito Santo, com 24,82%; São Paulo, com 11,52%; e Paraná, com 6,51%. Em 1999, a região Sudeste participou da produção total de café (em coco) com 79,52%, seguida pela região Sul, com 8,63%; Norte, com 6,74%; Nordeste, com 3,78%; e Centro-Oeste, com 1,34%. Em 2000, a região Sudeste participou com 81,60%, seguida pela região Norte, com 6,67%; Sul, com 6,51%; Nordeste, com 3,98%; e Centro-Oeste, com 1,24% (IBGE, 2000).

A Figura 1 mostra a distribuição geográfica do café no Brasil (LEITE, 2001). Como se pode notar, o Estado do Espírito Santo é produtor nacional de café conillon, enquanto os Estados de Minas Gerais e São Paulo são produtores de café arábica.



Fonte: LEITE (2001).

Figura 1 - Distribuição geográfica do café segundo os estados produtores.

O volume de exportações brasileiras de café atingiu, de janeiro a agosto de 2000, 11.084.589 sacas (60 kg) de café; deste total, 9.305.073 sacas corresponderam a café arábica, e 531.210, a café conillon (FNP, 2000). A Tabela 1 evidencia as exportações brasileiras de café, por tipo de café (arábica e conillon), nos últimos 10 anos.

Tabela 1 - Volume das exportações brasileiras de café, por tipo (em mil sacas de 60 kg de café)

Anos	Café arábica	Café conillon	Total	% café arábica	% café conillon
1991	15816	3729	19545	80.92	19.08
1992	14365	2052	16417	87.50	12.50
1993	12324	2814	15138	81.41	18.59
1994	12447	2133	14580	85.37	14.63
1995	10677	1262	11939	89.43	10.57
1996	11828	945	12773	92.60	7.40
1997	12615	492	13107	96.25	3.75
1998	15616	944	16560	94.30	5.70
1999	18750	2307	21057	89.04	10.96
2000*	9305	531	9836	94.60	5.40

Fonte: Coffe Business - até 1997 (SAES e JAYO, 2000) e FEBEC/ABICS/ CECAFÉ -1998 a 2000 (FNP, 2000).

* Observação: Ano 2000 - Dados de janeiro a agosto de 2000.

Dada a importância do café arábica para os Estados de Minas Gerais e São Paulo, torna-se necessário investigar como os diferentes mercados produtores de café arábica em Minas Gerais e São Paulo são integrados. GOODWIN e SCHROEDER (1991:452) afirmaram que *mercados que não são integrados podem carregar informações imprecisas de preços que podem distorcer as decisões de comercialização dos produtores e contribuir para movimentação ineficiente de produtos.*

Segundo RAVALLION (1986), medir a integração de mercado pode ser visto como um dado básico para o entendimento de como um mercado específico trabalha. Políticas governamentais podem estar baseadas no estudo de integração espacial de mercados, tais como políticas de não-intervenção, que são freqüentemente defendidas. Por exemplo, se dada infra-estrutura de transporte

existe, a reação de comerciantes de grãos para induzir preços diferenciais eliminará rapidamente qualquer escassez localizada. Outra argumentação é que os mercados podem ser vagarosos nas respostas à escassez, o que pode ser verificado com a integração espacial de mercados.

Procurou-se investigar, neste trabalho, se os mercados produtores de café arábica em Minas Gerais e São Paulo são integrados. Caso os preços do café desses mercados regionais produtores possuam movimentos sincronizados, o mercado de café é considerado integrado. Assim, pela "Lei do Preço Único" e devido ao mecanismo de arbitragem, as informações de preços de um mercado espacialmente distinto de outro são transmitidas a este, que, por sua vez, sofre alterações. Nessa situação, o mercado de café arábica, nas diversas regiões produtoras dos Estados de Minas Gerais e São Paulo, é considerado integrado.

O estudo da integração espacial do mercado de café arábica das regiões do Cerrado e Sul de Minas (Estado de Minas Gerais) e de Mogiana e Paulista (Estado de São Paulo) fornece informações importantes sobre como este mercado funciona. Isto é importante, pois políticas governamentais para o setor de café (políticas agrícolas, reguladoras, de não-intervenção, entre outras) podem ser elaboradas e avaliadas com base nas informações sobre como este mercado trabalha. Da mesma forma, os agentes da cadeia agroindustrial de café arábica dos Estados de Minas Gerais e São Paulo, baseados também nessas informações sobre como este mercado funciona, poderão melhor administrar a comercialização de seu produto (café arábica).

Por outro lado, é natural que os agentes da cadeia agroindustrial do café (produtores rurais, torrefadores e intermediários) busquem mecanismos para evitar preços indesejáveis. Um desses mecanismos pode ser a utilização de contratos futuros (ou opções de contratos futuros) das bolsas de futuros, tais como a Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F - Brasil/São Paulo) ou a Bolsa de Nova Iorque (CSCE - "Coffee, Sugar & Cocoa Exchange" - Estados Unidos/Nova Iorque), com o objetivo de "hedge" (garantia, proteção contra os riscos de oscilação dos preços). Essas bolsas possuem contratos futuros de café arábica, os quais são facilmente transferíveis devido à interação dos "hedgers" e

especuladores. Os participantes do mercado (vendedor e comprador) têm obrigação de cumprir o contrato (AGUIAR, 2000).

Assim, torna-se necessário investigar, também, a relação entre os preços a vista e futuro do café. Como os preços a vista e futuro do café se correlacionam? Preços a vista e futuros de mercados próximos à bolsa de futuros são mais correlacionados? Geralmente, os objetos dos contratos futuros relativos aos produtos agrícolas dos mercados mais próximos a determinada bolsa de futuros são mais semelhantes aos produtos agrícolas do mercado físico do que os das bolsas mais distantes, devido à proximidade destes mercados a esta determinada bolsa de futuro. A correlação entre preços a vista e futuros e a semelhança entre os objetos dos contratos futuros e os produtos físicos permitem examinar se as estratégias de "hedge", efetuadas pelos agentes da cadeia agroindustrial do café na BM&F (Bolsa de Mercadorias & Futuros - Brasil/São Paulo), são mais efetivas ou menos efetivas que estratégias semelhantes de "hedge", efetuadas pelos mesmos agentes em Bolsas no exterior (CSCE - "Coffee, Sugar & Cocoa Exchange" - Estados Unidos/Nova Iorque). Além disso, pode-se examinar a razão de "hedge" ótima, ou seja, quanto um "hedger" deve fazer de "hedge" (proteção) no mercado a vista com uma posição no mercado futuro (AGUIAR, 1999). Portanto, as respostas a essas questões são de grande importância para os tomadores de decisão empresarial e para os formuladores de políticas reguladoras de mercados.

1.3. Hipóteses

As hipóteses testadas neste estudo foram:

- (a) Os mercados de café arábica das principais regiões produtoras dos Estados de Minas Gerais (Sul de Minas e Cerrado) e São Paulo (Mogiana e Paulista) são integrados, inicialmente, devido à proximidade destes, o que permite rápida difusão do fluxo de informações disponíveis nesses mercados, facilitando o funcionamento do mecanismo de arbitragem e da "Lei do Preço Único", e, segundo, por serem esses mercados exportadores e manterem-se,

prontamente, informados sobre as condições de ofertas e demandas locais e mundiais; e

- (b) A operação de "hedge" para o mercado de café arábica das principais regiões produtoras dos Estados de Minas Gerais (Cerrado e Sul de Minas) e São Paulo (Mogiana e Paulista), na BM&F, é mais efetiva que a operação de "hedge" realizada na Bolsa de Nova Iorque (CSCE - "Coffee, Sugar & Cocoa Exchange"), pois a BM&F encontra-se mais próxima dos produtores brasileiros de café arábica, proporcionando-lhes contratos futuros de café arábica com objetos mais adequados à operação de "hedge" (proteção).

1.4. Objetivos

O objetivo geral deste trabalho foi analisar a integração do mercado de café arábica nos Estados de Minas Gerais e São Paulo.

Especificamente, pretendeu-se:

- (a) Identificar o comportamento dos preços no mercado físico das principais regiões produtoras de café arábica nos Estados de Minas Gerais e São Paulo, verificando como estes se relacionam no longo prazo e se eles são integrados;
- (b) Determinar a efetividade e a razão ótima do "hedge" para o mercado de café arábica das principais regiões produtoras dos Estados de Minas Gerais e São Paulo nas bolsas de futuros da BM&F e CSCE.

2. HISTÓRICO E CARACTERIZAÇÃO DO MERCADO DE CAFÉ NO BRASIL

Segundo OLIVEIRA (1993), o café é originário da Abissínia, sendo ali encontrado em seu estado silvestre. Iurii Semenov, citado por OLIVEIRA (1993), escreveu que *ao café sucedeu o mesmo que ao cavalo árabe: durante muito tempo se supôs ser a Arábia a sua pátria*. Assim, OLIVEIRA (1993) sugeriu que a ciência consagrou um erro, justamente pelo *fato de ter sido Arábia Feliz a região que, primeiro entre todas, pressentiu a importância da planta, adotando-a, cultivando-a, consumindo com prazer a bebida que seu fruto proporciona*. A partir daí, a planta passou a ser difundida pelo mundo. A Ciência, ao classificar a planta, deu-lhe, então, o nome de *coffea arabica*.

Com relação ao surgimento do nome café, OLIVEIRA (1993) citou que, antes da forma atual, o café teve apenas um nome: *bun* ou *bon*, como era chamado pelos etíopes. O café passou a denominar-se *qahwa* ou *qahvah*, quando desceu para a Arábia; *kahvé*, *kahveh* ou *kahué*, em turco; *café*, nos países latinos; *coffee*, em inglês, e *kaffee*, em alemão.

OLIVEIRA (1993) afirmou que o café só foi introduzido no Brasil após 1700, quando esta cultura já havia se expandido pelas Antilhas e pelas Guianas Holandesa e Francesa. Apesar de Portugal ter dominado a Ilha do Ceilão, de 1605 a 1658, os portugueses não se interessaram pelo café ali existente (que fora introduzido pelos árabes). O único interesse revelado para implantação da

cafeicultura no Brasil, antes de 1700, data de 1673, tendo o Ministro de Portugal em Paris, Duarte Ribeiro de Macedo, enviado relatório a Lisboa mostrando tal interesse.

A história econômica do Brasil divide-se em quatro ciclos: o do pau-brasil; o do açúcar; o da mineração (pedras preciosas e ouro); e o do café. O ciclo do café cedeu espaço para a industrialização (principalmente para a substituição de bens importados) e para a exportação de manufaturados. O ciclo do café foi um dos mais expressivos da história econômica do Brasil, tendo sido, inclusive, base para industrialização brasileira no início do século XX.

O café foi introduzido no Brasil por João da Maia da Gama (Governador do Maranhão), que teve a iniciativa de mandar trazer as sementes do café da vizinha Guiana Francesa. Esta missão foi confiada ao Sargento-Mor Francisco de Melo Palheta, que viajou a pretexto de tratar de questões de fronteira (OLIVEIRA, 1993).

Desde então, o café expandiu-se pelo Brasil, tendo chegado primeiro à Província do Rio de Janeiro, disseminando, em seguida, para Minas Gerais e São Paulo, onde a planta encontrou "habitat" promissor, surgindo, aí, os barões do café: Barão de Aiuruoca (Custódio Ferreira Leite), Marquês de Baependi (Nogueira da Gama) e Joaquim José Sousa Breves, para citar alguns (OLIVEIRA, 1993).

Em 1883, os paulistas ultrapassaram a Província do Rio de Janeiro na produção de café e, desde então, mineiros e paulistas se tornaram os maiores produtores de café do Brasil (OLIVEIRA, 1993).

O Brasil é o maior produtor de café, já tendo participado, no início do século XX, com quase 80% (oitenta por cento) das necessidades do comércio mundial do café, embora esteja reduzido, hoje, a cerca de 20% do mercado mundial (OLIVEIRA, 1993; SAES e JAYO, 2000).

Com relação à produção de café em grão, conforme dados da USDA - Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (FNP, 2000), o Brasil é o maior produtor mundial, tendo como principal concorrente a Colômbia (segunda colocada no "ranking" de produtores de café em grão). A Tabela 2 mostra a

produção dos 10 maiores produtores mundiais nos anos de 1996, 1997, 1998, 1999 e 2000 (previsão) (FNP, 2000).

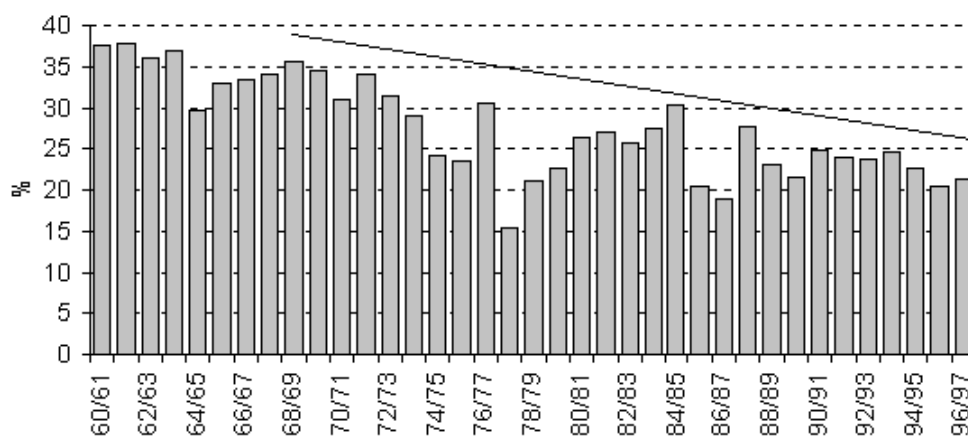
Tabela 2 - Produção de café em grão (mil sacas de 60 quilos) - 1996 a 2000

Países	1996	1997	1998	1999	2000*
Brasil	28000	23500	36300	30000	31600
Colômbia	10779	11932	10868	10000	12000
Vietnã	5750	7000	6667	8000	8000
Indonésia	7900	7000	6950	7200	7300
México	5300	4950	5010	5200	5300
Índia	3417	3805	4415	4870	4945
Guatemala	4141	4200	4300	4364	4494
Costa do Marfim	5333	4080	2217	5300	4333
Uganda	4297	3032	3640	4000	4300
Etiópia	3800	3833	3867	3833	3767

Fonte: USDA - Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (FNP, 2000).

* Observação: Ano 2000 - Previsão (FNP,2000) - Dados até junho/2000.

A participação do Brasil no mercado mundial de café tem sido decrescente, conforme demonstra a Figura 2. Segundo SAES e JAYO (2000), o Brasil detinha cerca de 40% do mercado mundial, na década de 60; em 1999, a participação brasileira no mercado mundial estava em torno de 17,49%; e, em 2000, a previsão desta participação deve ficar em torno de 18,22% (FNP, 2000).



Fonte: USDA - Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (SAES e JAYO, 2000).

Figura 2 - Participação das exportações brasileiras nas exportações mundiais (%), 1960 a 1997.

Conforme Tabela 3, a participação do Brasil no mercado mundial de café tem-se mantido entre 16,52% a 27,94%, no período de 1996 a 2000 (FNP, 2000; SAES e JAYO, 2000).

Tabela 3 - Participação dos 10 maiores países exportadores de café verde nas exportações mundiais (%) - 1996 a 2000

Países	1996	1997	1998	1999	2000*
Brasil	21,31	16,52	27,94	17,49	20,42
Vietnã	6,85	9,22	7,7	9,41	12,64
Colômbia	11,63	14,28	11,26	10,4	10,36
Costa do Marfim	6,62	5,54	2,61	6,46	6,53
México	5,58	5,44	4,9	5,17	5,99
Indonésia	7,29	7,38	6,47	6,8	5,89
Guatemala	4,83	5,3	4,72	4,88	5,47
Índia	3,25	4,07	4,31	4,95	5,01
Honduras	2,54	3,65	2,71	3,45	3,25
Uganda	5,28	4,06	4,33	4,83	2,84

Fonte: USDA - Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (FNP, 2000).

* Observação: Ano 2000 - Dados da ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO CAFÉ - OIC (2001).

Conforme mostrado anteriormente, Minas Gerais, Espírito Santo, São Paulo e Paraná são os principais estados produtores de café em coco (IBGE, 2000).

Segundo ABECAFÉ (2001), no Brasil, os principais estados produtores de café arábica são Minas Gerais e São Paulo. As principais regiões produtoras de café arábica do Estado de Minas Gerais são Sul de Minas (com previsão estimada em 28% da produção nacional para a safra 2000/2001) e Cerrado (com previsão estimada em 9% da produção nacional para a safra 2000/2001). A previsão da participação mineira de café conillon na safra brasileira não chega a 1% da produção nacional (ABECAFÉ, 2001).

Segundo o IBGE (2000), o Estado do Espírito Santo é o segundo maior produtor nacional de café (em coco). A produção do Espírito Santo, segundo a ABECAFÉ (2001), é composta por 67% de café conillon e apenas 33% de café arábica, na safra 2000/2001.

O Estado de São Paulo é o terceiro maior produtor nacional (IBGE, 2000), e as principais regiões produtoras são Mogiana e Paulista. Segundo VEGRO et al. (2000), as quatro principais regiões com expressão econômica na cafeicultura paulista são: (a) Franca; (b) Espírito Santo do Pinhal/São João da Boa Vista; (c) Marília (Getulina e Vera Cruz); e (d) Piraju. As regiões de Franca e Espírito Santo do Pinhal/São João da Boa Vista constituem a região de Mogiana, e Marília (Getulina e Vera Cruz) e Piraju, a região de Paulista. A quase totalidade do café produzido em São Paulo é de café arábica, e praticamente não há produção de café conillon (ABECAFÉ, 2001).

O café é, geralmente, tratado como uma "commodity", sendo, inclusive, comercializado em bolsas de mercadorias e futuros, o que exige padronização nos contratos. Porém, este é um produto com diferenciação relativamente grande, sendo as diferenças de qualidade reconhecidas no mercado (LEITE e SILVA, 2000).

Qualidade do café refere-se ao conjunto de características organolépticas do grão ou da bebida que lhe imprimem valor comercial

(Malavolta, citado por LEITE e SILVA, 2000:3). As variáveis associadas à qualidade do café são: (a) Genética; (b) Clima e Topografia; (c) Pragas e Moléstias; (d) Solo, Adubos e Defensivos; (e) Colheita; (f) Beneficiamento; e (g) Armazenamento.

As variáveis de qualidade do café determinam as diferenças entre os cafés, permitindo a classificação (a) quanto à estirpe ou variedade de sua origem (*coffea arabica* ou *coffea canephora* - robusta); (b) quanto à peneira (classificação das favas quanto às dimensões dos crivos das peneiras oficiais); (c) quanto ao aspecto (classificação dos grãos quanto a perfeitos ou defeituosos, uniformes ou não, de cor seca ou não); (d) quanto à cor (verde-cana, verde-azulado, verde-claro, esverdeado, amarelo-claro, etc., as quais têm a ver com o envelhecimento do café e com o aspecto); (e) quanto à seca (fator essencial no aspecto e na torrefação do café); (f) quanto ao preparo (café de terreiro e despulpado); (g) quanto à torração (relativo aos grãos que deixaram de torrar ou mostrar a cor característica dos despulpados - "fina", "boa", "regular" e "má"); e (h) quanto à bebida ("mole", "estritamente mole", "apenas mole", "duro", "riado" e "rio") (LEITE e SILVA, 2000).

Segundo SAES e JAYO (2000), a despeito da qualidade produzida, o Brasil é considerado um fornecedor de quantidade, ao passo que os cafés da Colômbia, Guatemala, Costa Rica, Quênia, entre outros, são mais valorizados, recebendo um prêmio pela qualidade. Assim, como pode ser observado nas Tabelas 1, 2 e 3, o Brasil é um grande produtor de café arábica, bem como um grande exportador de quantidade de café arábica para o mercado internacional.

Ao se analisar o setor de café, deve-se levar em conta que este é organizado de forma sistêmica, ou seja, possui um conjunto de atividades que vão desde o antes da porteira até o consumidor final (ou o mercado internacional). Tal como qualquer complexo agroindustrial, o do café também tem como elementos (a) os fornecedores de insumos e bens de produção; (b) a produção agropecuária; (c) o processamento e a transformação; e (d) a distribuição e o consumo (MARQUES e MELLO, 1999).

Com relação ao complexo agroindustrial do café no Brasil (SAES e JAYO, 2000), seus principais segmentos são:

- (a) fornecedores de insumos, de máquinas e de equipamentos;
- (b) produção primária;
- (c) primeiro processamento (maquinistas e cooperativas);
- (d) segundo processamento (empresas de torrefação e moagem, empresa de solúvel e cooperativas);
- (e) vendedores nacionais (exportadores, cooperativas e atacadistas); e
- (f) compradores internacionais (supermercados, pequeno varejo, mercado institucional, lojas de café e bares e restaurantes).

Segundo SAES e JAYO (2000), a transformação da matéria-prima café dá origem ao café torrado, ao café torrado e moído e ao café solúvel, que podem dar origem a subprodutos: 3 x 1 (café, leite e açúcar), *cappucinos* e *soft-drinks*.

A primeira transação do complexo agroindustrial do café diz respeito à relação entre fornecedores de insumos e produção primária do café. Há uma série de equipamentos, tais como colheitadeiras, secadores de café, separadores de grãos, catadores de pedra, descascadores de grãos e surrucas, que são específicos à cultura do café. As cooperativas de café têm grande importância na aquisição de insumos e máquinas e equipamentos, visto que 40% dos produtores são cooperados, o que permite adquirir vantagens no pagamento (geralmente efetuado após à colheita) e na compra de insumos (SAES e JAYO, 2000).

Após a produção primária, o café segue para o segundo processamento:

- (a) por intermédio das cooperativas que assumem também a função de armazenadores (primeiro processamento);
- (b) por intermediação dos maquinistas (prestadores de serviços para os produtores - primeiro processamento), exportadores e, ou, corretores;
- (c) por venda direta dos produtores para as indústrias de processamento; e
- (d) mediante integração nas cooperativas.

Algumas cooperativas armazenam e beneficiam o café e, também, escoam a produção para o mercado interno ou internacional. Algumas delas também participam do processamento do produto (café torrado e moído).

Alguns produtores rurais beneficiam o café e depois o vendem a vendedores nacionais (exportadores e cooperativas) e, ou, a compradores internacionais (indústrias de café solúvel, torrefação e moagem).

Com relação à indústria nacional de torrefação e moagem, a quase totalidade de sua produção é escoada no mercado interno, sendo pequena parcela exportada. Já na indústria de café solúvel, somente pequena parcela de sua produção é destinada ao mercado interno, sendo grande parte exportada (SAES e JAYO, 2000).

No complexo agroindustrial do café, os exportadores e as cooperativas vendem a matéria-prima café para compradores internacionais, que, em alguns momentos, também a vendem à indústria nacional.

Vale ressaltar aqui a importância das cooperativas no complexo agroindustrial do café no Brasil, visto que elas participam ativamente da comercialização do produto, sendo, inclusive, grandes exportadores. Segundo estatística da ABECAFÉ (2001), as principais cooperativas exportadoras de café arábica no Brasil são:

- (a) COOXUPÉ - Cooperativa Regional de Cafeicultores de Guaxupé Ltda. (MG), com 712.256 sacas de café arábica (café verde) exportadas, de janeiro a setembro de 2000, correspondendo a 6,27% do total exportado de café no referido período;
- (b) Cooperativa Regional de Cafeicultores de São Sebastião do Paraíso (MG), com 121.030 sacas de café arábica (café verde) exportadas, de janeiro a setembro de 2000, correspondendo a 1,07% do total exportado de café no referido período;
- (c) COOCAFER - Cooperativa dos Cafeicultores do Cerrado (Patrocínio/MG), com 18.171 sacas de café arábica (café verde) exportadas, de janeiro a setembro de 2000, correspondendo a 0,16% do total exportado de café no referido período;
- (d) Cooperativa dos Cafeicultores da Região de Garça (SP), com 15.150 sacas de café arábica (café verde) exportadas, de janeiro a setembro de 2000, correspondendo a 0,13% do total exportado de café no referido período;

- (e) Cooperativa Agropecuária Mourãoense Ltda, com 10.240 sacas de café arábica (café verde) exportadas, de janeiro a setembro de 2000, correspondendo a 0,09% do total exportado de café no referido período;
- (f) Cooperativa Agropecuária de Rolândia (PR), com 7.460 sacas de café arábica (café verde) exportadas, de janeiro a setembro de 2000, correspondendo a 0,07% do total exportado de café no referido período; e
- (g) COCAPEC - Cooperativa dos Cafeicultores de Franca (SP), com 1.680 sacas de café arábica (café verde) exportadas, de janeiro a setembro de 2000, correspondendo a 0,01% do total exportado de café no referido período.

Segundo SAES e JAYO (2000), nas operações de compra e venda da matéria-prima café há a figura do corretor. A importância dessa figura tende a decrescer, pois seu principal produto, a informação, está cada vez mais disponível, devido ao expressivo desenvolvimento dos canais de informação.

As informações sobre café são importantes para os agentes desta cadeia agroindustrial, sendo que estas podem ser sobre oferta e demanda, área plantada, estoques, clima, entre outras. Tais informações podem afetar os preços de café e, conseqüentemente, a rentabilidade e a renda dos agentes da cadeia agroindustrial do café. No entanto, quanto mais rápidas elas forem absorvidas pelos agentes desta cadeia agroindustrial, menores serão as conseqüências e mais integrados estarão os diversos mercados. Dessa forma, é interessante analisar a integração das principais regiões produtoras de café arábica nos Estados de Minas Gerais e São Paulo.

O complexo agroindustrial do café é bastante competitivo, principalmente no que diz respeito ao mercado externo. Quantidade expressiva da produção nacional de café é destinada ao mercado externo e está sujeita a diversos tipos de riscos, quais sejam, qualidade do café (genético, climático, beneficiamento, armazenamento, entre outros), câmbio, oferta (já que o café é um produto estocável), políticas agrícolas (inclusive de financiamento da produção agrícola do café), dentre outros. Tais riscos podem levar a resultados indesejáveis aos participantes do complexo agroindustrial do café, razão por que

muitos destes buscam proteger-se por meio de operações de "hedge" nas bolsas de futuros que comercializam contratos futuros de café.

O Brasil produz e comercializa café arábica e café conillon, sendo a maior parte de café arábica. A Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F - Brasil/São Paulo) e a Coffee, Sugar & Cocoa Exchange (CSCE - Estados Unidos/Nova Iorque) comercializam contratos futuros de café arábica que são muito utilizados pelos agentes da cadeia agroindustrial do café no Brasil. É interessante, portanto, analisar a que minimização de risco estão sujeitos os agentes da cadeia agroindustrial do café, ao fazerem operações de "hedge" com contratos futuros na BM&F e, ou, na CSCE. Isto pode ser efetuado pela estimação da razão de "hedge" ótima e da efetividade do "hedge" para as principais regiões produtoras de café arábica nos Estados de Minas Gerais e São Paulo.

3. METODOLOGIA

3.1. Modelo teórico

3.1.1. Arbitragem espacial, "Lei do Preço Único" e integração espacial de mercados

3.1.1.1. Arbitragem espacial

Na arbitragem espacial, os arbitradores são agentes que asseguram que os preços de bens homogêneos de quaisquer duas localidades diferem, no máximo, pelo custo de movimentação do bem da região de menor preço para a região de maior preço (FACKLER e GOODWIN, 2000), ou seja,

$$p_j - p_i \leq r_{ij}, \quad (1)$$

em que p_i representa o preço do bem na região "i"; p_j , o preço do bem na região "j"; e r_{ij} , o custo de movimentação do bem da região "i" para a região "j".

Entende-se custo de transferência (custo de transação) como o custo relevante de transações entre locais espacialmente separados.

A condição (1) mantém-se com regularidade se há comércio direto entre as regiões "i" e "j". Essa condição é denominada condição de arbitragem espacial e é um conceito de equilíbrio (FACKLER e GOODWIN, 2000).

Preços atuais podem divergir nessas relações comerciais, mas as ações dos arbitradores, num mercado que funciona perfeitamente, tendem a mover os preços de tal forma que a diferença entre eles se iguale aos custos de transferência. Quaisquer desvios deste são de natureza transitória (FACKLER e GOODWIN, 2000).

3.1.1.2. "Lei do Preço Único"

Segundo a "Lei do Preço Único", ao se abstraírem os custos de transferência, mercados regionais que são ligados por comércio e arbitragem têm um preço comum, único (FACKLER e GOODWIN, 2000).

Marshall, citado por FACKLER e GOODWIN (2000:8), escreveu que *num mercado o mais proximamente de um mercado perfeito é forte a tendência para o mesmo preço ser pago pela mesmo bem, em um mesmo tempo, em todas as partes do mercado. Marshall enfatizou que se o mercado é grande, uma compensação tem que ser feita pelo custo de entrega de bens para diferentes compradores; cada um dos quais tem que estar supondo pagar um adicional ao preço de mercado relativo à cobrança especial de entrega.*

Segundo FACKLER e GOODWIN (2000), a "Lei do Preço Único" tem as seguintes versões: (a) a "Lei do Preço Único Fraca", em que só ocorre a condição de arbitragem espacial ; (b) a "Lei do Preço Único Forte", em que a condição de arbitragem vigora com regularidade e presume-se que o comércio seja contínuo; e (c) a "Lei do Preço Único Agregada", que é declarada em termos de índice de preços e aplicada somente a uma cesta de bens comercializáveis,

sendo conhecida como Paridade do Poder de Compra (PPC) (FACKLER e GOODWIN, 2000).

A forma "forte" da "Lei do Preço Único" é a mais freqüentemente testada, e tais testes devem ser interpretados não-somente como testes de condições de equilíbrio, mas como testes que são condicionados às hipóteses que consideram ligações de comércio. Violações da forma "forte" da "Lei do Preço Único" pode indicar falta de relações de negócios estáveis ou situação de desequilíbrio, ou ambas (FACKLER e GOODWIN, 2000).

Segundo RICHARDSON (1978), os preços de um produto homogêneo, entre dois países, podem ser expressos pelo seguinte modelo:

$$P_{1t} = \mu \cdot P_{2t}^{\beta_1} E_t^{\beta_2} T_{it}^{\beta_3} R_{it}^{\beta_4}, \quad (2)$$

em que P_{1t} é o preço em moeda corrente do país 1, no tempo t ; P_{2t} é o preço do país 2 (em moeda corrente), no mesmo período; E_t é a taxa de câmbio (unidades de moeda do país 1 necessárias para obter uma unidade de moeda do país 2), no período t ; T_{it} são os custos de transferência, no período t ; R_{it} são os resíduos para a existência de diferenças de preços entre os países; e μ , β_1 , β_2 , β_3 , β_4 são parâmetros.

Segundo o modelo em (2), caso $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$, haveria ausência total de arbitragem. Por outro lado, caso $\mu = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 1$ e $\beta_4 = 0$, haveria perfeita arbitragem de preços. Nesse caso, a substitutibilidade entre "commodities", nos dois países, seria grande e a expressão do modelo em (2) tornaria $P_{1t} = P_{2t} \cdot E_t \cdot T_{it}$, que é a "Lei do Preço Único" na sua forma absoluta.

3.1.1.3. Integração espacial de mercados

Arbitragem espacial, "Lei do Preço Único" e integração espacial de mercados são termos que se confundem e se inter-relacionam. No entanto, o que diferencia integração espacial de mercados dos demais termos é que este se refere à medida

do grau de integração de mercados, ou seja, por um lado, existem mercados completamente isolados e, por outro, existem mercados perfeitamente integrados (em que a "Lei do Preço Único", na sua forma "forte", é observada) (FACKLER e GOODWIN, 2000).

Integração espacial de mercado diz respeito ao grau de co-movimentação dos preços em diferentes locais, sendo medida pela correlação entre os preços. No entanto, é um conceito distinto da falta de arbitragem. Os preços de uma "commodity" podem subir, em locais distintos, por razões que, de modo algum, dizem respeito à rede de negócios da "commodity" que une regiões. Integração espacial de mercado é melhor entendida como uma medida do grau para o qual choques de demanda e oferta que surgem em uma região são transmitidos a outra (FACKLER e GOODWIN, 2000).

FACKLER e GOODWIN (2000) fizeram a suposição de um choque hipotético, ε_A , que muda o excesso de demanda para um bem na região "A", mas não em uma região "B". Assim, a razão de transmissão do preço associado ao choque é:

$$R_{AB} = \frac{\frac{\partial P_B}{\partial \hat{a}_A}}{\frac{\partial P_A}{\partial \hat{a}_A}}, \quad (3)$$

em que $\frac{\partial P_A}{\partial \hat{a}_A}$ é a variação infinitesimal do choque econômico (excesso de demanda de um bem na região "A"), que provoca variação no preço do bem na região "A"; $\frac{\partial P_B}{\partial \hat{a}_A}$ é a variação infinitesimal do choque econômico (excesso de demanda de um bem na região "A"), que provoca variação no preço do bem na região "B"; e R_{AB} é a razão de transmissão associada ao choque hipotético (a partir da mudança na demanda de um bem na região "A").

Caso $R_{AB} = 1$, então ocorreria integração perfeita de mercado.

É possível, também, que uma região seja mais integrada a outra do que esta com a primeira, ou seja, a razão de transmissão do preço é assimétrica, podendo ocorrer que $R_{AB} \neq R_{BA}$.

A integração espacial de mercados é importante na medida em que pode ocorrer transmissão de preços indiretamente. Não é necessário que duas regiões sejam parceiras diretas de comércio para existir alto grau de integração nestas. Suponha a existência de duas localidades "A" e "B", ambas fornecedoras de determinado bem para uma localidade "C". As localidades "A" e "B" podem estar fortemente integradas, apesar de não comerciarem diretamente. É justamente a ligação comercial com "C" que pode fazer com que "A" e "B" estejam integradas. Assim, choques de preços podem ser transmitidos, indiretamente, por meio da rede de comércio via ligações de comércio existentes entre regiões conectadas a esta (FACKLER e GOODWIN, 2000).

Por fim, vale salientar que integração perfeita de mercado e a forma "forte" da "Lei do Preço Único" são conceitos distintos. É possível que esta lei se mantenha, ainda que regiões possam ter razão de transmissão de preços menor que 1. No entanto, a razão de transmissão de preço unitária implica a forma "forte" da "Lei do Preço Único". A integração perfeita de mercado abrange a forma "forte" da "Lei do Preço Único", que, por sua vez, abrange sua forma "fraca" (FACKLER e GOODWIN, 2000).

3.1.2. A teoria do portfólio e sua relação com os mercados futuros

Ao conjunto de ativos financeiros (títulos, ações, debêntures, etc.) que um investidor possui, seja pessoa física ou jurídica, dá-se o nome de portfólio ou carteira de títulos (SANDRONI, 2000). Um portfólio pode ser bastante variável, constando de uma variedade de títulos, ou pode ser bastante concentrado, constando de alguns títulos selecionados. Por outro lado, o portfólio pode conter títulos bastante rentáveis (pouco seguros e com pouca liquidez) ou

menos rentáveis (mais seguros e com maior liquidez).

Risco é uma condição própria de um investidor ante à possibilidade de perder ou ganhar dinheiro. Os juros ou lucro são explicados como recompensas recebidas pelo investidor por assumir determinado risco de incerteza econômica, relativa a eventualidades como modificações nas taxas de juros, recusa do produto pelo consumidor ou investimento numa atividade cujos resultados se revelam antieconômicos (SANDRONI, 2000).

Na teoria do portfólio, admite-se que os investidores sejam racionais, isto é, sejam capazes de considerar todas as possibilidades e analisar todas as informações disponíveis no processo de tomada de decisão, agindo sempre racionalmente (REVISTA BOVESPA, 1999). Tais investidores objetivam maximizar a riqueza, minimizando o risco e maximizando a receita.

Na teoria do portfólio admite-se, também, que o mercado seja eficiente, ou seja, que os preços de um ativo reflitam, instantaneamente, todas as informações relevantes que lhe dizem respeito. Uma informação é dita relevante quando o seu conhecimento leva a modificações dos agentes em ofertar ou demandar o ativo de referência (TAVARES, 1987).

O "hedger", segundo a teoria do portfólio, é um investidor com um portfólio (carteira) composto de dois ativos, sendo uma posição no mercado físico e outra no mercado futuro. A razão de "hedge" mostra quanto um "hedger" deve fazer de "hedge" (proteção) no mercado a vista com uma posição no mercado futuro (AGUIAR, 1999), ou seja, é a proporção do tamanho da posição em contratos futuros com relação à extensão do risco (HULL, 1994).

A razão ótima de "hedge" visa minimizar o risco de variação na receita do "hedger" ou, por outro lado, buscar maximizar a função utilidade do "hedger", a qual é composta tanto pela receita esperada quanto por sua variância (medida de risco). No primeiro caso, admite-se que o investidor seja avesso ao risco (AGUIAR, 1999).

Segundo BLANK et al. (1991) e STOLL e WARLEY (1993), a receita do portfólio, para uma situação que admite a possibilidade do "hedge" sobre uma parcela da posição no mercado físico, pode ser dada por:

$$R_h = V \cdot (p'_2 - p_1) + F (f_1 - f_2), \text{ ou}$$

$$R_h = V \cdot (p'_2 - p_1) + F (f_2 - f_1), \quad (4)$$

em que R_h é a receita num portfólio com posições nos mercados futuro e a vista; V é o tamanho da posição no mercado físico; F é o tamanho da posição no mercado futuro; $(p'_2 - p_1)$ é a diferença dos preços do instante "t" em relação ao instante "t-1", no mercado a vista; e $(f_2 - f_1)$ é a diferença dos preços do instante "t" em relação ao instante "t-1", no mercado futuro.

Definindo a razão do "hedge" por $h = \frac{F}{V}$ e dividindo ambos os lados de (4) por V , tem-se

$$\frac{R_h}{V} = (p'_2 - p_1) - h \cdot (f_2 - f_1). \quad (5)$$

O lado esquerdo da equação (5) é a receita por unidade de produto. Assim, tomando-se a variância da receita por unidade de produto, tem-se

$$\text{var}\left(\frac{R_h}{V}\right) = \text{var}[(p'_2 - p_1) - h \cdot (f_2 - f_1)]$$

$$\sigma_h^2 = \text{var}(p'_2 - p_1) + h^2 \cdot \text{var}(f_2 - f_1) - 2 \cdot h \cdot \text{cov}[(p'_2 - p_1), (f_2 - f_1)]$$

$$\sigma_h^2 = \sigma_p^2 + h^2 \cdot \sigma_f^2 - 2 \cdot h \cdot \sigma_{pf} \quad (6)$$

em que σ_h^2 é a variância da receita por unidade de produto; σ_p^2 é a variância da mudança no preço a vista; σ_f^2 é a variância da mudança no preço futuro; e σ_{pf} é a covariância entre as mudanças no preço a vista e futuro.

Derivando-se a variância da receita (equação 6) com relação a "h" (razão do "hedge") e igualando o resultado a zero, conforme condição de 1ª ordem, encontra-se a razão do "hedge", que proporciona a receita de variância mínima²:

² Calculando a derivada segunda da receita com relação a "h" (razão do "hedge"), tem-se que $\frac{\partial^2 (\sigma_h^2)}{\partial h^2} = 2\sigma_f^2$. Como $2\sigma_f^2 > 0$, então h^* é ponto mínimo da equação (6).

$$\frac{\partial(\hat{\sigma}_h^2)}{\partial h} = 2 \cdot h \cdot \hat{\sigma}_f^2 - 2 \cdot \hat{\sigma}_{pf} = 0 \quad (7)$$

$$2 \cdot h \cdot \hat{\sigma}_f^2 = 2 \cdot \hat{\sigma}_{pf}$$

$$h^* = \frac{\hat{\sigma}_{pf}}{\hat{\sigma}_f^2} \quad (8)$$

A razão de "hedge" ótima, que dá a posição ótima no mercado futuro em relação à posição no mercado a vista, depende da covariância entre as mudanças no preço a vista e futuro e da variância do preço futuro. Se $h^* = 1$, então $\hat{\sigma}_f^2 = \hat{\sigma}_{pf}$ ou seja, é o "hedge" tradicional com cobertura total da posição no mercado físico. No entanto, essa posição pode ser maior ($h^* > 1$) ou menor ($h^* < 1$) que o tamanho da posição no mercado a vista.

Segundo AGUIAR (1999), a efetividade do "hedge" é a proporção da variância da receita que pode ser eliminada por meio da adoção de um portfólio com a razão ótima do "hedge" e depende apenas do comportamento dos preços a vista e futuro.

Tal efetividade do "hedge" pode ser dada por

$$e = \frac{\text{var}(p) - \text{var}(h^*)}{\text{var}(p)} \quad \text{ou} \quad e = 1 - \frac{\text{var}(h^*)}{\text{var}(p)}, \quad (9)$$

em que $\text{var}(h^*)$ é a variância na receita de um portfólio com "hedge" ótimo; e $\text{var}(p)$ é a variância na receita de um portfólio sem "hedge" ótimo.

A variância na receita de um portfólio sem "hedge" ótimo depende somente do comportamento dos preços a vista. Portanto, a variância de um portfólio sem "hedge" ótimo é a mesma variância da mudança dos preços a vista. Assim,

$$\text{var}(p) = \sigma_p^2. \quad (10)$$

Substituindo (10) e (8) em (6), tem-se

$$\sigma_h^2 = \sigma_p^2 + h^2 \cdot \sigma_f^2 - 2 \cdot h \sigma_{pf},$$

$$\text{var}(h^*) = \sigma_p^2 + \left(\frac{\sigma_{pf}}{\sigma_f^2} \right)^2 \cdot \sigma_f^2 - 2 \cdot \left(\frac{\sigma_{pf}}{\sigma_f^2} \right) \sigma_{pf},$$

$$\text{var}(h^*) = \sigma_p^2 - \left(\frac{\sigma_{pf}^2}{\sigma_f^2} \right). \quad (11)$$

Tomando

$$\tilde{n}_{pf} = \left(\frac{\sigma_{pf}}{\sigma_p \sigma_f} \right), \quad (12)$$

que é o coeficiente de correlação linear (ρ_{pf}) entre duas variáveis, definida pela razão entre a covariância dessas duas variáveis, dividido pelo produto dos seus desvios-padrões.

Assim, multiplicando-se a equação (11) por $\left(\frac{\sigma_p^2}{\sigma_p^2} \right)$, tem-se

$$\text{var}(h^*) = \sigma_p^2 - \left(\frac{\sigma_{pf}}{\sigma_f^2} \right)^2 \cdot \left(\frac{\sigma_p^2}{\sigma_p^2} \right), \quad (13)$$

$$\text{var}(h^*) = \sigma_p^2 - \left(\frac{\sigma_{pf}}{\sigma_p \sigma_f} \right)^2 \cdot (\sigma_p^2),$$

$$\text{var}(h^*) = \sigma_p^2 \left[1 - \left(\frac{\sigma_{pf}}{\sigma_p \sigma_f} \right)^2 \right],$$

$$\text{var}(h^*) = \sigma_p^2 (1 - \tilde{n}_{pf}^2). \quad (14)$$

Substituindo as equações (10) e (14) na equação (9), tem-se

$$e = 1 - \frac{\text{var}(h^*)}{\text{var}(p)} = 1 - \frac{\sigma_p^2 \cdot (1 - \tilde{n}_{pf}^2)}{\sigma_p^2},$$

$$e = 1 - (1 - \rho_{pf}^2),$$

$$e = \rho_{pf}^2. \tag{15}$$

Como mostrado na equação (15), a efetividade do "hedge", quando se utiliza a razão de "hedge" ótima, é o quadrado da correlação linear entre as mudanças dos preços a vista e futuros.

Como o quadrado da correlação linear entre as mudanças dos preços a vista e futuros varia de zero a um, então a efetividade do "hedge", quando se utiliza a razão de "hedge" ótima, também varia de zero a um ($0 \leq e \leq 1$). Tal efetividade do "hedge" será máxima quando as mudanças dos preços a vista e futuros forem perfeitamente correlacionadas, efetividade esta que diminui à medida que a correlação entre as mudanças dos preços a vista e futuro diminui. Por exemplo, quando não houver correlação entre as mudanças dos preços a vista e futuros ($\rho_{pf} = 0$), então a efetividade será nula. Assim, pode-se concluir que quanto maior a correspondência entre o produto comercializado no mercado físico e o produto especificado nos contratos futuros, maior será a correlação entre as mudanças nos preços a vista e futuros e, conseqüentemente, maior será a efetividade do "hedge", quando se utiliza a razão de "hedge" ótima (AGUIAR, 1999).

Na estimação da razão de "hedge" ótima e da efetividade do "hedge" pode-se utilizar o modelo abaixo:

$$(\Delta p_t) = \alpha + \beta \cdot (\Delta f_t) + \varepsilon_t, \tag{16}$$

em que $(\Delta p_t) = p_t - p_{t-1}$ é a diferença dos preços a vista (mercado físico); $(\Delta f_t) = f_t - f_{t-1}$ é a diferença dos preços dos contratos futuros (mercado futuro); α e β são parâmetros; e ε_t é o erro aleatório.

Como o coeficiente angular de uma regressão simples, feita pelo método dos mínimos quadrados ordinários, é igual à covariância entre as variáveis dependente e independente dividida pela variância da variável independente, então tal coeficiente angular é a razão do "hedge" ótima, conforme mostrado na

equação (8). Como o coeficiente de determinação (R^2) da regressão simples é igual ao quadrado do coeficiente de correlação entre as variáveis dependente e independente, então tal coeficiente de determinação é a efetividade do "hedge", quando utilizada a razão de "hedge" ótima, conforme mostrado na equação (15). Assim, o parâmetro β , da equação (16), é a razão de "hedge" ótima e o R^2 da regressão, estimada na equação (16), é a efetividade do "hedge".

3.2. Não-estacionariedade, teste de raiz unitária e co-integração

Segundo VASCONCELOS e ALVES (2000), séries temporais que apresentam tendência comprometem a aplicação de boa parte do instrumental econométrico. Os modelos de regressão linear só têm suas propriedades asseguradas se todas as variáveis nelas contidas forem estacionárias. A maior parte das séries econômicas é não-estacionária, requerendo, portanto, o uso do instrumental econométrico aplicável a essas séries temporais, a fim de que se possam obter inferências válidas entre as variáveis do modelo empírico.

A primeira etapa da análise de séries temporais é verificar as características do processo estocástico da série em estudo, ao longo do tempo. Caso as características do processo estocástico da série sofram mudanças com o tempo, tal processo será denominado não-estacionário, sendo difícil a modelagem do seu comportamento. Caso contrário, ou seja, se as características do processo estocástico não sofrerem mudanças com o tempo (são constantes no tempo), a série será estacionária e poderá ser modelada por uma equação de coeficientes fixos, estimados por dados passados (HILL et al., 1999).

Apesar de a maioria das séries econômicas ser não-estacionária, estas podem, contudo, ser diferenciadas uma ou mais vezes, resultando em nova série estacionária. O número de vezes que a série original deve ser diferenciada para que a nova série seja estacionária é chamada de ordem de integração (ou ordem de homogeneidade). Assim, se uma série temporal tem que ser diferenciada "d" vezes para que se torne estacionária, então esta série será integrada de ordem "d", I(d). Qualquer série cuja ordem de integração seja maior ou igual a 1 ($d \geq 1$) é

dita não-estacionária. No entanto, se a série for integrada de ordem zero ($d = 0$), então tal série será estacionária.

A utilização de séries temporais não-estacionárias na análise de regressão clássica pode levar a um problema conhecido, na literatura, como **regressão espúria**. Tal situação, na análise de regressão de duas séries temporais econômicas, leva a um R^2 elevado e a um baixo valor para o teste Durbin-Watson, embora não haja relação verdadeira entre estas duas variáveis. Nesse caso, o que pode estar ocorrendo é uma forte tendência entre as duas séries, e o elevado R^2 , observado entre estas, é devido à presença desta tendência e não devido a uma relação verdadeira entre as duas séries (GUJARATI, 2000).

Quando ocorre **regressão espúria**, as conclusões a respeito do comportamento das variáveis envolvidas na regressão ficam comprometidas e tornam-se inválidas, assim como as previsões a partir desses dados (GUJARATI, 2000).

Pode ocorrer que duas ou mais variáveis sigam um passeio aleatório (um exemplo de série temporal não-estacionária e que possui raiz unitária), porém a combinação linear entre tais variáveis pode ser estacionária (ENGLE e GRANGER, 1987). Nesse caso, diz-se que tais variáveis são co-integradas e, então, seu resultado pode não ser uma **regressão espúria**, ou seja, os testes t e F usuais são válidos.

Dada a condição de equilíbrio de longo prazo requerida pela maioria das teorias econômicas, as variáveis envolvidas nestas devem ser co-integradas. Assim, testando-se a co-integração entre tais variáveis, testa-se a própria teoria. O conceito de co-integração significa que as séries temporais não-estacionárias caminham sincronizadas (ou seja, a uma distância aproximadamente constante), de maneira que, no longo prazo, tais séries apresentam relação de equilíbrio (VASCONCELOS e ALVES, 2000).

O teste de co-integração pode ser feito em duas etapas. Primeiro, testa-se a estacionariedade das séries, pois a co-integração requer que todas as variáveis do modelo sejam integradas de mesma ordem (VASCONCELOS e ALVES,

2000). Tal teste pode ser feito pelo **Teste da Raiz Unitária**, introduzido por Dickey e Fuller. Os modelos que podem ser considerados são

$$y_t = \rho \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ ou} \quad (17)$$

$$y_t = \beta_1 + \rho \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ ou} \quad (18)$$

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot t + \rho \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (19)$$

Subtraindo y_{t-1} de ambos os lados das equações (17) a (19), estas podem ser reescritas como

$$\Delta y_t = \delta \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ ou} \quad (20)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \delta \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ ou} \quad (21)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot t + \delta \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (22)$$

em que $\delta = \rho - 1$; e t é a variável tempo ou tendência.

Considera-se a hipótese nula $H_0: \delta = 0$ ($\rho = 1$) contra a hipótese $H_1: \delta < 0$ ($\rho < 1$). Caso a hipótese nula não seja rejeitada, haverá raiz unitária no modelo e a série será não-estacionária. Caso contrário, a série será estacionária. Neste teste utiliza-se a estatística τ (semelhante à estatística t), cujos valores foram tabulados por Dickey e Fuller com base em simulações de Monte Carlo (DICKEY e FULLER, 1979). Na literatura, o teste τ é conhecido como Teste de Dickey-Fuller (DF).

Caso o termo de erro do modelo seja auto-correlacionado, incluem-se no modelo os termos diferenciados defasados. O número de termos diferenciados defasados a serem incluídos no modelo é determinado de forma que o termo de erro seja serialmente independente. O Teste de Dickey-Fuller, aplicado aos modelos (20), (21), e (22), acrescido dos termos diferenciados defasados, é conhecido como Teste de Dickey-Fuller Aumentado (DFA), para o qual se utilizam os valores tabulados por Mackinnon (VASCONCELOS e ALVES, 2000; EVIEWS, 1997).

A segunda etapa consiste em definir se as séries são co-integradas e, caso sejam, identificar as relações de co-integração, que são as relações de equilíbrio no longo prazo. Utiliza-se o **Teste de Johansen** para co-integração, desenvolvido por JOHANSEN (1991 e 1995), o qual utiliza vetores auto-regressivos (VAR).

Suponha um sistema que só contenha variáveis endógenas, representadas por x_1, x_2, \dots, x_n . Um VAR é representado por um conjunto de "n" equações lineares:

$$\begin{aligned}
 x_{1,t} &= \sum_{j=1}^p \theta_{11j} x_{1,t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{12j} x_{2,t-j} + \dots + \sum_{j=1}^p \theta_{1nj} x_{n,t-j} + \varepsilon_{1,t} \\
 \dots & \\
 \dots & \\
 x_{n,t} &= \sum_{j=1}^p \theta_{n1j} x_{1,t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{n2j} x_{2,t-j} + \dots + \sum_{j=1}^p \theta_{nnj} x_{n,t-j} + \varepsilon_{n,t}
 \end{aligned}
 \tag{23}$$

em que p é o número de defasagens das variáveis; θ são os parâmetros; e ε são os erros.

O sistema representado por (23) pode ser reescrito em notação matricial:

$$X_t = \Theta_1 \cdot x_{t-1} + \Theta_2 \cdot x_{t-2} + \dots + \Theta_p \cdot x_{t-p} + \varepsilon_t = \sum_{s=1}^p \Theta_s \cdot x_{t-s} + \varepsilon_t,
 \tag{24}$$

em que x_t é o vetor "k x 1" das variáveis incluídas no modelo; $\Theta_1, \Theta_2, \dots, \Theta_p$ são matrizes "n x n" que relacionam os modelos defasados das variáveis aos valores correntes destas; e ε_t é um vetor "k x 1" dos erros.

Outra forma de representar a equação (24) é:

$$(I - \Theta_1 \cdot B - \Theta_2 \cdot B^2 - \dots - \Theta_p \cdot B^p) \cdot x_t = \varepsilon_t,
 \tag{24'}$$

em que $B^m \cdot x_t = x_{t-m}$, para para qualquer $1 \leq m \leq p$.

As equações (24) e (24') representam a forma definitiva do modelo, quando já se definem as defasagens a serem incluídas.

O **Teste de Johansen** utiliza um modelo VAR de ordem "p", conforme representado pela equação (24). Para facilitar a notação, considerou-se o modelo VAR de ordem "p", representado pela equação (25):

$$X_t = \Theta_1 \cdot x_{t-1} + \Theta_2 \cdot x_{t-2} + \dots + \Theta_p \cdot x_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (25)$$

em que x_t é o vetor de dimensão "k x 1" das variáveis incluídas no modelo; $\Theta_1, \Theta_2, \dots, \Theta_p$ são matrizes "n x n" que relacionam os termos defasados das variáveis com os valores correntes das mesmas; e ε_t é um vetor de dimensão "k x 1" dos erros.

O sistema da equação (25) pode ser reescrito da seguinte forma:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{s=1}^{p-1} \Gamma_s \cdot \Delta x_{t-s} + \varepsilon_t, \quad (26)$$

em que $\Pi = \sum_{s=1}^p (\Theta_s - I)$ e $\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p \Theta_j$.

Se o coeficiente da matriz Π tiver posto r, tal que $0 < r < k$, então haverá matrizes α e β , de dimensão "r x k", tal que $\Pi = \alpha \cdot \beta'$ e $\beta' X_t$ seja estacionária. O posto "r" é o número de relações de co-integração e cada coluna de β é um vetor de co-integração. Os elementos de α são os parâmetros de ajustamento do modelo VEC (Vetor de Correção de Erros).

O método de Johansen consiste em estimar a matriz Π por máxima verossimilhança, na forma irrestrita. Em seguida, testa-se se as restrições decorrentes do posto de Π podem ser rejeitadas. A hipótese nula de que existem "r" vetores de co-integração é testada por dois testes de razão de verossimilhança, quais sejam, o teste traço (Q_r) e o teste do máximo autovalor (Q_m). Utilizou-se o

software Eviews, versão 3.0, em tais testes. Os valores críticos fornecidos por OSTERWALD-LENUN (1992), para o teste traço (Q_t), são os utilizados pelo software Eviews, que não utiliza os valores críticos de JOHANSEN e JUSELIUS (1990). O software Eviews não reporta o teste do máximo autovalor (Q_m).

Os modelos VAR tradicionais têm como limitação o fato de as séries serem estacionárias. Assim, antes de se utilizarem os modelos VAR irrestritos, é necessário verificar se as séries são estacionárias ou não. Caso sejam não-estacionárias em nível, pode-se estimar um VAR restrito denominado Vetor de Correção de Erro (VEC).

Suponha que Y_t e X_t sejam $I(1)$ e que ΔY_t e ΔX_t sejam $I(0)$. Rejeitando-se a hipótese de que as variáveis não sejam co-integradas, pode-se estimar o modelo VEC ("Vector Error Correction" - Vetor de Correção de Erro), da seguinte forma:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot \Delta X_t + \alpha_3 \cdot \varepsilon_{t-1} + \nu_t, \quad (27)$$

em que α_1 , α_2 , α_3 são parâmetros; ε_{t-1} é o termo de erro defasado; e ν_t é o erro aleatório (série ruído branco).

A equação (27) somente é válida se ε_t for $I(0)$, ou seja, se for estacionário.

A regressão (27) relaciona as mudanças em Y com mudanças em X . Portanto, neste modelo, ΔX_t capta os distúrbios de curto prazo de X_t , enquanto o termo de correção de erro ε_{t-1} capta o ajustamento em direção ao equilíbrio de longo prazo. Se α_3 for estatisticamente significativo, então este coeficiente representará qual a proporção do desequilíbrio de Y , em um período, será corrigida no período seguinte. Uma estimativa de α_3 fornece informações sobre a velocidade de ajustamento, isto é, como a variável Y_t altera-se em relação ao desequilíbrio (HARRIS, 1995).

A equação (27) descreve a dinâmica de curto prazo entre X e Y, enquanto a equação de co-integração relativa a essas variáveis descreve as relações de longo prazo - equilíbrio de longo prazo.

ENGLE e GRANGER (1987) constataram que uma combinação linear de duas ou mais séries não-estacionárias pode ser estacionária, o que serviu de base para os modelos VEC. Caso esta combinação linear exista, ela pode ser interpretada como relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis (co-integração).

Assim, um VEC consiste num VAR restrito, de tal forma que as variáveis endógenas sejam forçadas a convergir, no longo prazo, para suas relações de co-integração, embora possam variar no curto prazo. Um desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo pode ocorrer, sendo este desvio corrigido, gradualmente, por meio de uma série de ajustamentos parciais de curto prazo. Este desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo é denominado de termo de correção do erro.

Portanto, após definidos os termos de correção de erro (o que é feito por meio do teste de co-integração - **Teste de Johansen**), pode-se estimar o modelo VEC.

O sentido de causalidade entre os preços, no estudo da integração espacial, foi feito pelo **Teste de Causalidade de Granger**(GRANGER, 1969).

Segundo EVIEWS (1997), correlação não implica, necessariamente, causalção em qualquer sentido significativo da palavra. A econometria está repleta de magníficas correlações que são simplesmente espúrias ou sem sentido.

A abordagem de GRANGER (1969), para a questão se "X" causa "Y", consiste em verificar quanto do "Y" corrente pode ser explicado por valores passados de "Y" e, então, verificar se a adição de valores passados de "X" pode melhorar a explicação de "Y". "Y" será Granger causado por "X" se "X" ajudar na predição de "Y", ou equivalentemente, se os coeficientes defasados de "X" forem estatisticamente significativos. Vale notar que, freqüentemente, ocorrem os dois modos de causalção: "X" Granger causa "Y" e "Y" Granger causa "X".

É importante notar que a afirmativa *X Granger causa Y* não implica que "Y" seja efeito ou resultado de "X". A causalidade de Granger mede a precedência e o volume da informação, mas não indica a causalidade no uso mais comum do termo.

Seja a equação

$$Y_t = \sum_{j=1}^p \tilde{\alpha}_j \cdot Y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \tilde{\epsilon}_j \cdot X_{t-j} + \hat{\alpha}_t, \quad (28)$$

em que Y_{t-j} são valores defasados da variável Y_t ; X_{t-j} , valores defasados da variável X_t ; $\tilde{\alpha}_j$ e $\tilde{\epsilon}_j$, parâmetros; e $\hat{\alpha}_t$, erro aleatório.

Considerando a equação (28), o teste para verificar se "Y" é causado por "X" consiste em testar se os coeficientes de "X" são nulos, ou melhor, se $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_p = 0$, que é a hipótese nula. Tal verificação pode ser feita pelo teste "F". Caso a hipótese nula seja rejeitada, diz-se que "X" Granger causa "Y".

Para testar se "X" é causada por "Y", estima-se uma equação de "X" em função de valores de "Y" e de "X" defasados (semelhante à equação (28)) e procede-se, da mesma forma, com relação ao teste "F", para verificar se $\gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0$, que é a hipótese nula. Caso a hipótese nula seja rejeitada, diz-se que "Y" Granger causa "X".

3.3. Modelo analítico

3.3.1. Modelo analítico para integração espacial de mercados

Uma das formas mais utilizadas para se avaliar a integração espacial de mercados é a teoria da co-integração, que é usada para avaliar relações lineares entre séries de preços de vários mercados, a serem estabelecidas no longo prazo. A ocorrência de tais relações faz com

que as séries de preços sejam co-integradas, havendo, portanto, um indicativo de que os mercados também sejam co-integrados (SANTANA, 1998).

Para testar a co-integração das regiões produtoras de café arábica dos Estados de Minas Gerais e São Paulo, foram necessários quatro passos.

O primeiro passo foi determinar a ordem de integração (número de diferenças para tornar a série estacionária) das séries de preços de café, referentes a cada região produtora de café arábica nos Estados de Minas Gerais e São Paulo. Para tanto, foi aplicada a regressão

$$\Delta PC_t^i = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot PC_{t-1}^i + \left(\sum_j \hat{\alpha}_j \cdot \Delta PC_{t-j}^i \right) + \epsilon_t, \quad (29)$$

em que Δ é o operador de diferença para cada série de preços; $\Delta PC_t^i = PC_t^i - PC_{t-1}^i$ é a diferença no preço de café arábica entre o período "t" e o período "t-1", na região "i" (Estado de Minas Gerais ou São Paulo); PC_{t-1}^i é o preço do café do período "t-1", na região "i" (Estado de Minas Gerais ou São Paulo); $\Delta PC_{t-j}^i = PC_{t-j}^i - PC_{t-j-1}^i$ é a diferença no preço de café arábica entre o período "t-j" e o período "t-j-1", na região "i" (Estado de Minas Gerais ou São Paulo); α_0 , α_1 , β_j são parâmetros; ϵ_t é o erro aleatório (série ruído branco); e i representa as diversas regiões produtoras de café arábica dos Estados de Minas Gerais (Cerrado ou Sul de Minas) ou São Paulo (Mogiana ou Paulista).

Mediante o Teste de Dickey-Fuller Aumentado (DFA), baseado na regressão da equação (29), as seguintes hipóteses foram testadas:

Hipótese nula: $H_0: \alpha_1 = 0$;

Hipótese alternativa: $H_a: \alpha_1 < 0$.

O teste de Dickey-Fuller é feito da seguinte forma:

Se $|\tau|_{\text{calculado}} > |\tau|_{\text{crítico}}$: rejeita-se $H_0: \alpha_1 = 0$ e a série é estacionária;

Se $|\tau|_{\text{calculado}} < |\tau|_{\text{crítico}}$: não rejeita-se $H_0: \alpha_1 = 0$ e a série é não-estacionária.

Se a hipótese nula não for rejeitada, a série terá raiz unitária, devendo a equação ser reparametrizada e submetida a novo teste, com a série especificada

nas próximas diferenças. Devem-se repetir os testes, aumentando as diferenças até que a hipótese nula seja rejeitada. Dessa forma, determina-se, então, a ordem de integração da série regredida de acordo com a equação (29).

O segundo passo só pode ser aplicado a séries que tenham a mesma ordem de integração. Supondo-se que as séries de preço do café de cada região produtora nos Estados de Minas Gerais e São Paulo sejam integradas de ordem 1, pode-se, então, testar a integração entre os preços do café arábica nas regiões do Cerrado e Sul de Minas, do Estado de Minas Gerais, e nas regiões de Mogiana e Paulista, do Estado de São Paulo. Utilizou-se, para tanto, o teste estatístico (Q_r) de Johansen (JOHANSEN, 1991 e 1995), que verifica a presença de uma raiz unitária nos resíduos da regressão, especificada como pares de variáveis.

O modelo utilizado no teste de co-integração foi:

$$PC_t^i = \beta_0 + \beta_1 \cdot PC_t^j + v_t, \quad (30)$$

em que PC_t^i é o preço do café arábica no período "t", na região "i" produtora de café, no Estado de Minas Gerais ou São Paulo; PC_t^j é o preço do café arábica no período "t", na região "j" produtora de café, no Estado de Minas Gerais ou São Paulo; β_0 e β_1 são parâmetros; v_t é o erro aleatório (série ruído branco); i representa as diversas regiões produtoras de café arábica nos Estados de Minas Gerais (Cerrado ou Sul de Minas) ou São Paulo (Mogiana ou Paulista); e j representa qualquer uma das demais regiões produtoras de café arábica nos Estados de Minas Gerais ou São Paulo, que não seja a definida por "i", podendo ser Cerrado ou Sul de Minas (Estado de Minas Gerais) ou Mogiana ou Paulista (Estado de São Paulo).

As estatísticas propostas por Johansen, para co-integração, são dadas por

$$Q_r = -T \cdot \left(\sum_{i=1+r}^k \log(1 - \tilde{e}_i) \right) e Q_m = -T \cdot [\log(1 - \lambda_{r+1})], \quad (31)$$

em que r é o "rank" de co-integração; k é o número de variáveis endógenas; λ é o i-ésimo maior auto-valor; e T é o número de observações.

Os resultados da estatística (Q_t) de Johansen, para as equações estimadas pela equação (30), indicam, estatisticamente, se as séries são co-integradas ou não. Caso algumas das equações estimadas em (30) não sejam co-integradas, pode-se sugerir a possibilidade de competição entre as regiões produtoras de café integrantes da série dessas equações estimadas não-integradas.

O primeiro e segundo passos indicam quais as regiões produtoras de café arábica nos Estados de Minas Gerais e São Paulo são integradas espacialmente. Porém, tais passos não indicam a direção da transmissão dos preços.

A direção da transmissão dos preços é obtida pelo Vetor de Correção de Erros (VEC), popularizado por ENGLE e GRANGER (1987) e citado por SANTANA (1998). Sendo as séries co-integradas de ordem "k", utilizou-se o seguinte modelo Vetor de Correção de Erros para verificar a direção da transmissão dos preços:

$$\Delta PC_t^i = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta PC_{t-1}^i + \gamma_2 \Delta PC_{t-1}^j + \gamma_3 v_{t-1} + \mu_t, \quad (32)$$

em que Δ é o operador de diferença para cada série de preços; $\Delta PC_t^i = PC_t^i - PC_{t-1}^i$ é a diferença no preço de café arábica entre o período "t" e o período "t-1", na região "i" (Estado de Minas Gerais ou São Paulo); PC_t^i é o preço do café arábica do período "t", na região "i" (Estado de Minas Gerais ou São Paulo); $\Delta PC_{t-1}^i = PC_{t-1}^i - PC_{t-2}^i$ é a diferença no preço arábica de café entre o período "t-1" e o período "t-2", na região "i" (Estado de Minas Gerais ou São Paulo); PC_{t-1}^i é o preço do café arábica do período "t-1", na região "i" (Estado de Minas Gerais ou São Paulo); $\Delta PC_t^j = PC_t^j - PC_{t-1}^j$ é a diferença no preço de café arábica entre o período "t" e o período "t-1", na região "j" [Estado de Minas Gerais ou São Paulo ($i \neq j$)]; PC_t^j é o preço do café arábica do período "t", na região "j" [Estado de Minas Gerais ou São Paulo ($i \neq j$)]; $\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ são parâmetros; v_{t-1} é o erro da regressão co-integrada; μ_t é o erro aleatório (série ruído branco); i representa as diversas regiões produtoras de café arábica nos Estados de Minas Gerais (Cerrado ou Sul de Minas) ou São Paulo (Mogiana ou Paulista); j representa qualquer uma das demais regiões produtoras de café arábica nos Estados de

Minas Gerais ou São Paulo, que não seja a definida por "i", podendo ser Cerrado ou Sul de Minas (Estado de Minas Gerais) ou Mogiana ou Paulista (São Paulo).

Caso o coeficiente γ_3 , da equação (32), relativo ao termo do erro da regressão de co-integração (termo de erro defasado), seja estatisticamente diferente de zero, diz-se que a causalidade vai do preço do café da região "j" para o preço do café no mercado "i". Se os coeficientes do termo de erro defasado de um período não forem estatisticamente diferentes de zero, a 5% de probabilidade, então não haverá transmissão de preços do mercado "j" para o mercado "i", no curto prazo. Assim, tais mercados agiriam independentemente, no curto prazo. Caso contrário, haveria transmissão de preços do mercado "j" para o mercado "i", no curto prazo.

O quarto passo é a aplicação do Teste de Causalidade de Granger (GRANGER, 1969), que possibilita aferir o sentido dos preços entre os mercados. A causalidade proposta por Granger ocorrerá de "X" para "Y", se os valores de "Y" forem mais bem explicados pelos valores passados de "Y" e de "X". A variável "Y" será causada por "X", no sentido de Granger, se os coeficientes das variáveis defasadas de "X" forem diferentes de zero. A causalidade pode ocorrer nas duas direções, de "Y" para "X" e de "X" para "Y", o que não implica que "Y" seja efeito ou resultado de "X" (SANTANA, 1998).

Para o Teste de Causalidade de Granger, é necessário estimar as seguintes equações

$$PC_t^i = \left(\sum_{k=1}^n (\alpha_k \cdot PC_{t-k}^i) \right) + \left(\sum_{p=1}^n (\beta_p \cdot PC_{t-p}^j) \right) + \mu_{1t}, \quad (33)$$

e

$$PC_t^j = \left(\sum_{k=1}^m (\lambda_k \cdot PC_{t-k}^j) \right) + \left(\sum_{p=1}^m (\delta_p \cdot PC_{t-p}^i) \right) + \mu_{2t}, \quad (34)$$

em que PC_t^i é o preço do café arábica do período "t", na região "i" (Estado de Minas Gerais ou São Paulo); PC_{t-k}^i é o preço do café arábica do período "t-k", na região "i" (Estado de Minas Gerais ou São Paulo); PC_t^j é o preço do café arábica

do período "t", na região "j" [Estado de Minas Gerais ou São Paulo ($i \neq j$)]; PC_{t-k}^j é o preço do café arábica do período "t-k", na região "j" [Estado de Minas Gerais ou São Paulo ($i \neq j$)]; m e n são defasagens; α_k , β_p , λ_k , δ_p são parâmetros; e μ_{1t} e μ_{2t} são erros aleatórios não-correlacionados.

A estatística "F" testa a hipótese nula de que:

$$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0 \quad \text{e} \quad \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_p = 0, \quad (35)$$

ou seja, PC^j não causa PC^i na primeira regressão, ou PC^i não causa PC^j , na segunda regressão.

Vale salientar que pode ocorrer causalidade bidirecional, ou seja, pode ocorrer causalidade que ruma do mercado "i" para o mercado "j" e vice-versa. Isto pode ocorrer em função da maior proximidade entre os mercados "i" e "j".

Para o modelo analítico da integração espacial de mercados, os dados foram transformados em logaritmos neperianos. Tal transformação permitiu informar a elasticidade de transmissão do preço do mercado "i" para o mercado "j".

Supôs-se o seguinte modelo:

$$PC_t^i = \alpha_0 + \alpha_1 PC_t^j + \varepsilon_t, \quad (36)$$

em que PC_t^i é o preço (logaritimizado) do café arábica no período "t", na região "i" (Estado de Minas Gerais ou São Paulo); PC_t^j é o preço (logaritimizado) do café arábica no período "t", na região "j" [Estado de Minas Gerais ou São Paulo ($i \neq j$)]; α_0 e α_1 são parâmetros; ε_t é o erro aleatório (série ruído branco); i representa as diversas regiões produtoras de café arábica nos Estados de Minas Gerais (Cerrado ou Sul de Minas) ou São Paulo (Mogiana ou Paulista); e j representa qualquer uma das demais regiões produtoras de café arábica nos Estados de Minas Gerais ou São Paulo, que não seja a definida por "i", podendo ser Cerrado ou Sul de Minas (Estado de Minas Gerais) ou Mogiana ou Paulista (Estado de São Paulo).

A elasticidade de transmissão dos preços da região "i" para a região "j" pode ser dada pela seguinte fórmula:

$$\hat{\alpha}_{T/I-J} = \frac{\Delta\%PC^i}{\Delta\%PC^j}, \quad (37)$$

em que $\epsilon_{T/I-J}$ é a elasticidade de transmissão dos preços da região "i" para a região "j"; $\Delta\%PC^i$ é a variação percentual do preço na região "i"; $\Delta\%PC^j$ é a variação percentual do preço na região "j"; i representa as diversas regiões produtoras de café arábica nos Estados de Minas Gerais (Cerrado ou Sul de Minas) ou São Paulo (Mogiana ou Paulista); e j representa qualquer uma das demais regiões produtoras de café arábica nos Estados de Minas Gerais ou São Paulo, que não seja a definida por "i", podendo ser Cerrado ou Sul de Minas (Estado de Minas Gerais) ou Mogiana ou Paulista (Estado de São Paulo).

Derivando parcialmente, na equação (36), o PC^i em relação ao PC^j , tem-se que

$$\frac{\partial(PC_t^i)}{\partial(PC_t^j)} = \alpha_1 = \hat{\alpha}_{T/I-J}, \quad (38)$$

que é a própria elasticidade de transmissão (já que as séries são logaritimizadas). Assim, basta que se estime o parâmetro α_1 , na equação (36), para se achar a elasticidade de transmissão do preço da região "i" para a região "j".

3.3.2. Modelo analítico para efetividade do "hedge"

Segundo MYERS e THOMPSON (1989:858), *o maior problema enfrentado por negociantes de 'commodities' é selecionar a proporção de posições à vista que seria coberta por posições opostas no mercado de futuros*, ou seja, este é o problema da escolha da razão de "hedge" ótima.

Existem várias formas de se estimar a razão de "hedge" ótima. A abordagem convencional consiste em usar a inclinação (coeficiente angular) da regressão simples dos preços a vista (em nível) em função dos preços futuros

(também em nível) ou usar a inclinação (coeficiente angular) da regressão simples das variações dos preços a vista (em primeira diferença) em função das variações dos preços futuros (também em primeira diferença). Outra abordagem consiste em usar o coeficiente angular da regressão simples dos retornos do mercado a vista em função dos retornos do mercado futuro, onde os retornos são definidos como a variação proporcional do preço, de período a período (MYERS e THOMPSON, 1989).

MYERS e THOMPSON (1989), ao discutirem uma abordagem generalizada para estimação da razão de "hedge" ótima, obtiveram mais dois modelos: o modelo de preços em nível defasados e o modelo de preços em diferença defasados.

MYERS e THOMPSON (1989) sugeriram que, se os preços da "commodity" forem não-estacionários em nível e, portanto, tiverem raiz unitária, então as séries em primeira diferença poderiam ser estacionárias, ou seja, se as séries forem I(1) (integradas de ordem 1), poder-se-ia conseguir maior eficiência da razão de "hedge" ótima ao impor a restrição da raiz unitária e ao construir os modelos em primeira diferença. Isto não implica que os modelos especificados em nível estejam errados.

Existem, portanto, cinco modelos para estimação, com vistas em determinar a razão do "hedge" ótima e a efetividade do "hedge", quando se utiliza a razão de "hedge" ótima. Três modelos foram citados por AGUIAR (1999), quais sejam, nível de preço, diferença de preço e mudança percentual, que correspondem às abordagens convencionais citadas por MYERS e THOMPSON (1989).

MYERS e THOMPSON (1989) propuseram mais dois modelos, quais sejam, o de defasagem em nível e o de defasagem em diferença, denominados de abordagem generalizada para estimação da razão de "hedge" ótima.

As especificações desses cinco modelos para estimação foram:

Modelo 1: Equação em nível de preço

$$p_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot f_{j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (39)$$

em que $p_{i,t}$ é o preço a vista da "commodity" café arábica cotado na respectiva praça, no período "t" (mercado físico); $f_{j,t}$ é o preço futuro do café arábica, no período "t" (BM&F ou CSCE - mercado futuro); α_0 e α_1 são parâmetros; e $\varepsilon_{i,t}$ é o erro aleatório.

Modelo 2: Equação em diferença de preço

$$(\Delta p_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot (\Delta f_{j,t}) + \mu_{i,t}, \quad (40)$$

em que $(\Delta p_{i,t}) = p_{i,t} - p_{i,t-1}$ é a diferença do preço a vista da "commodity" café arábica, entre os períodos "t" e "t-1", cotado na respectiva praça (mercado físico); $(\Delta f_{j,t}) = f_{j,t} - f_{j,t-1}$ é a diferença do preço futuro do café arábica, entre os períodos "t" e "t-1" (BM&F ou CSCE - mercado futuro); β_0 e β_1 são parâmetros; e $\mu_{i,t}$ é o erro aleatório.

Modelo 3: Equação de mudança percentual

$$\frac{(\Delta p_{i,t})}{p_{i,t-1}} = \tilde{\alpha}_0 + \tilde{\alpha}_1 \cdot \frac{(\Delta f_{j,t})}{f_{j,t-1}} + \tilde{u}_{i,t}, \quad (41)$$

em que $(\Delta p_{i,t}) = p_{i,t} - p_{i,t-1}$ é a diferença do preço a vista da "commodity" café arábica, entre os períodos "t" e "t-1", cotado na respectiva praça (mercado físico); $p_{i,t-1}$ é o preço a vista da "commodity" café arábica cotado na respectiva praça, defasado em um período (mercado físico); $(\Delta f_{j,t}) = f_{j,t} - f_{j,t-1}$ é a diferença do preço futuro do café arábica, entre os períodos "t" e "t-1" (BM&F ou CSCE - mercado futuro); $f_{j,t-1}$ é o preço futuro do café arábica, defasado em um período (BM&F ou CSCE - mercado futuro); γ_0 e γ_1 são parâmetros; e $\omega_{i,t}$ é o erro aleatório.

Modelo 4: Equação em nível de preço defasado

$$p_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 \cdot f_{j,t} + a(L)p_{i,t-1} + b(L)f_{j,t-1} + \theta_{i,t}, \quad (42)$$

em que $p_{i,t}$ é o preço a vista da "commodity" café arábica cotado na respectiva praça, no período "t" (mercado físico); $p_{i,t-1}$ é o preço a vista da "commodity" café arábica cotado na respectiva praça, defasado em um período (mercado físico); $f_{j,t}$ é o preço futuro do café arábica, no período "t" (BM&F ou CSCE - mercado futuro); $f_{j,t-1}$ é o preço futuro do café arábica, defasado em um período (BM&F ou CSCE - mercado futuro); $a(L)$ e $b(L)$ são os polinômios em L , que definem as defasagens ($L^n p_{i,t} = p_{i,t-n}$ e $L^n f_{i,t} = f_{i,t-n}$); δ_0 e δ_1 são parâmetros; e $\theta_{i,t}$ é o erro aleatório.

Modelo 5: Equação em diferença de preço defasado

$$\Delta p_{i,t} = \omega_0 + \omega_1 \cdot \Delta f_{j,t} + a(L) \cdot \Delta p_{i,t-1} + b(L) \cdot \Delta f_{j,t-1} + \xi_{i,t}, \quad (43)$$

em que $(\Delta p_{i,t}) = p_{i,t} - p_{i,t-1}$ é a diferença dos preços a vista da "commodity" café arábica, entre os períodos "t" e "t-1", cotado na respectiva praça (mercado físico); $(\Delta p_{i,t-1}) = p_{i,t-1} - p_{i,t-2}$ é a diferença dos preços a vista da "commodity" café arábica, entre os períodos "t-1" e "t-2", cotado na respectiva praça (mercado físico); $p_{i,t}$ é o preço a vista da "commodity" café arábica, cotado na respectiva praça, no período "t" (mercado físico); $p_{i,t-1}$ é o preço a vista da "commodity" café arábica, cotado na respectiva praça, defasado em um período (mercado físico); $(\Delta f_{i,t}) = f_{i,t} - f_{i,t-1}$ é a diferença dos preços futuros do café arábica, entre os períodos "t" e "t-1" (BM&F ou CSCE - mercado futuro); $(\Delta f_{j,t-1}) = f_{j,t-1} - f_{j,t-2}$ é a diferença dos preços futuros do café arábica, entre os períodos "t-1" e "t-2" (BM&F ou CSCE - mercado futuro); $f_{j,t}$ é o preço futuro do café arábica, no período "t" (BM&F ou CSCE - mercado futuro); $f_{j,t-1}$ é o preço futuro do café arábica, defasado em um período (BM&F ou CSCE - mercado futuro); $a(L)$ e $b(L)$ são os polinômios em L , que definem as defasagens ($L^n p_{i,t} = p_{i,t-n}$ e $L^n f_{i,t} = f_{i,t-n}$); ω_0 e ω_1 são parâmetros; e $\theta_{i,t}$ é o erro aleatório.

Este trabalho considerou a sugestão de MYERS e THOMPSON (1989) para escolha do modelo mais adequado a ser estimado.

3.4. Dados e procedimentos

As séries diárias, utilizadas neste estudo, referem-se ao café arábica, tipo 6, bica corrida, bebida dura para melhor, posto São Paulo, das regiões do Cerrado e Sul de Minas (Estado de Minas Gerais) e Mogiana e Paulista (Estado de São Paulo), no período de setembro de 1996 a outubro de 2000, as quais foram obtidas no CEPEA (Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada), da ESALQ/USP. Tais séries foram convertidas em dólares, com as cotações (R\$/US\$) fornecidas pelo CEPEA. As séries diárias da BM&F (Bolsa de Mercadorias & Futuros - Brasil/São Paulo), em dólares, relativas aos contratos futuros de café arábica desta bolsa, no período de setembro de 1996 a outubro de 2000, foram obtidas no site www.bmf.com.br. Já as séries diárias da CSCE ("Coffee, Sugar & Cocoa Exchange" - Estados Unidos/Nova Iorque), em dólares, relativas aos contratos futuros de café arábica desta bolsa, no período de setembro de 1996 a outubro de 2000, foram obtidas no site www.csce.com.

As séries diárias do Cerrado, Sul de Minas, Mogiana e Paulista e dos contratos futuros de café arábica das bolsas BM&F e CSCE, relativas ao período de setembro de 1996 a outubro de 2000, foram equalizadas, mantendo-se somente os dias comuns a todas as séries. O total de ocorrências para a série diária é de 914 ocorrências.

Para melhor análise, construíram-se mais duas séries: (a) série semanal; e (b) série quinzenal. O objetivo, ao construir essas duas séries, foi verificar o comportamento da integração espacial (as relações de equilíbrio no longo prazo) e da razão de "hedge" ótima e da efetividade do "hedge" em séries temporais com períodos distintos. Pode ser que os mercados não sejam integrados quando se consideram os dados da série diária, mas o sejam quando se consideram os dados da série semanal e, ou, quinzenal. Da mesma forma, pode ser que os valores da razão de "hedge" ótima e da efetividade do "hedge" aumentem ou diminuam, sinalizando uma melhora ou piora quando o período aumenta. Tais informações podem contribuir para o estudo da integração espacial de mercados e da efetividade do "hedge", principalmente por permitir verificar como as informações fluem entre os agentes da cadeia agroindustrial do café arábica, se

mais rapidamente ou mais vagarosamente, e também por permitir verificar qual o melhor período para análise da efetividade do "hedge".

A série semanal foi construída após a equalização da série diária, considerando-se somente as quartas-feiras da série diária. Quando não havia ocorrência na quarta-feira, buscou-se a ocorrência seguinte e, quando esta não existia, buscou-se a ocorrência anterior. Este procedimento foi adotado até a total construção da série semanal. O total de ocorrências para a série semanal é de 217 ocorrências.

Em seguida, procedeu-se à construção da série quinzenal, com base na série semanal. Consideraram-se, para a construção desta série, as ocorrências ímpares da série semanal, ou melhor, a primeira ocorrência, saltando a segunda, considerando a terceira, saltando a quarta, e assim por diante, até a construção total da série quinzenal. O total de ocorrências para a série quinzenal é de 109 ocorrências.

Com relação às séries diárias da BM&F e da CSCE, considerou-se o primeiro vencimento do contrato futuro, adotando-se o preço da última negociação para a BM&F e o preço de fechamento ("close") para a CSCE, sempre que estes fossem diferentes de zero. Quando tais ocorrências eram iguais a zero, estas eram eliminadas da série diária (de todas as séries diárias) e, conseqüentemente, das séries semanais e quinzenais.

No estudo sobre Integração Espacial de Mercados utilizaram-se as séries diárias, semanais e quinzenais das regiões do Cerrado e Sul de Minas (Estado de Minas Gerais) e Mogiana e Paulista (Estado de São Paulo), logaritmizadas. No estudo sobre Efetividade do "Hedge" e Razão de "Hedge" Ótima utilizaram-se as séries diárias, semanais e quinzenais das regiões do Cerrado e Sul de Minas (Estado de Minas Gerais) e Mogiana e Paulista (Estado de São Paulo), primeiro vencimento do contrato futuro (última negociação) da BM&F e primeiro vencimento do contrato futuro (fechamento - "close") da CSCE, não-logaritmizadas.

4. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A apresentação dos resultados deste trabalho foi dividida em duas grandes partes: (a) Integração espacial de mercados; e (b) Efetividade do "hedge" e Estimação da razão de "hedge" ótima.

A primeira parte, integração espacial de mercados, foi dividida em cinco partes: (a) Teste de Raiz Unitária (estacionariedade das séries); (b) Teste de Johansen (Teste de Co-Integração); (c) Estimação e análise do VEC ("Vector Error Correction" - Vetor de Correção de Erros); (d) Teste de Causalidade de Granger; e (e) Informação sobre a elasticidade de transmissão de preços, entre as regiões, das séries temporais utilizadas neste trabalho.

A segunda parte, efetividade do "hedge" e estimação da razão de "hedge" ótima, foi dividida em duas partes: (a) Teste de Raiz Unitária (estacionariedade das séries); e (b) Escolha, estimação dos modelos e discussão dos resultados sobre efetividade do "hedge" e razão de "hedge" ótima.

4.1. Integração espacial de mercados

A variabilidade de preços no mercado de café arábica se deve, em parte, ao grande número de produtores e à demanda estável (ou ligeiramente

ascendente) deste produto. Além disso, o café arábica é uma "commodity" consumida mundialmente, sendo bastante apreciada nas mais diversas regiões do mundo. Tais fatos, aliados às condições climáticas, às expectativas de estoques, entre outros, favorecem um ambiente de elevada incerteza para os agentes desta cadeia agroindustrial.

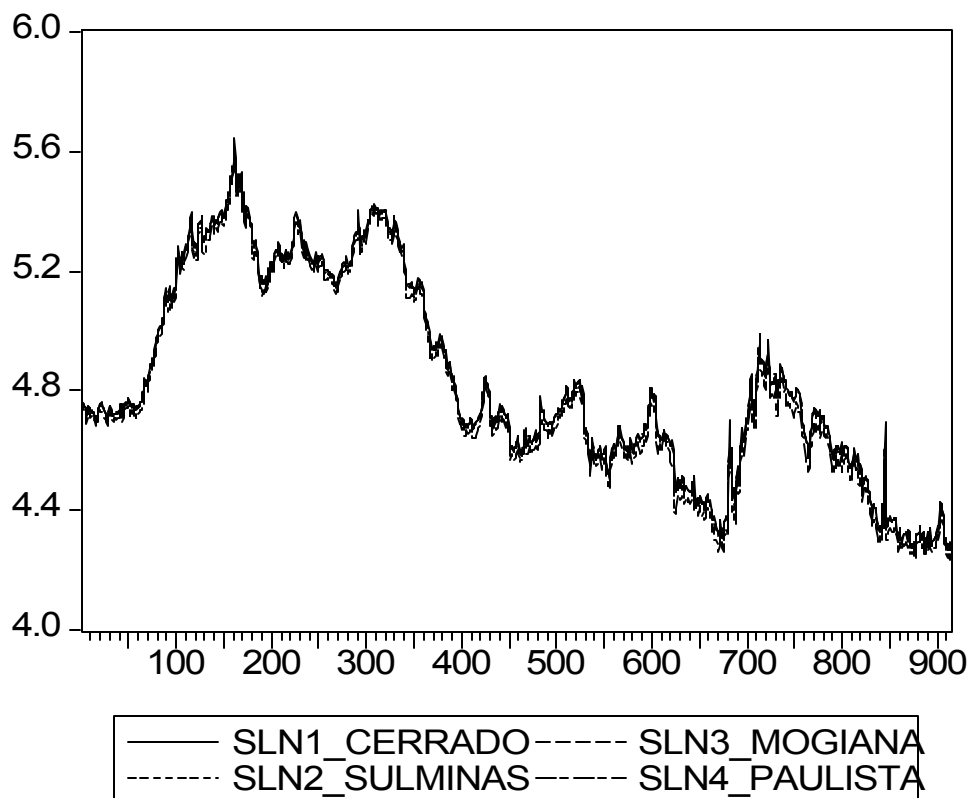
O estudo da integração espacial de mercado nas principais regiões produtoras e exportadoras de café arábica do Brasil (Cerrado e Sul de Minas - Estado de Minas Gerais, e Mogiana e Paulista - Estado de São Paulo) fornece informações importantes sobre como este mercado funciona. Tais informações são importantes tanto para formuladores de políticas governamentais para o setor café, principalmente quando da formulação destas, a fim de fundamentá-las, bem como para os agentes desta cadeia agroindustrial, que podem usar estas informações para traçar estratégias para melhor administrar a comercialização deste produto, buscando a maximização de suas rendas.

Para ter uma idéia da integração espacial entre as regiões deste estudo, é interessante verificar o esboço do gráfico com as quatro séries (diárias - logaritmizadas): Cerrado, Sul de Minas, Mogiana e Paulista (Figura 3).

Pode-se verificar, na Figura 3, que as séries obedecem a uma mesma formação, dando a entender que se movimentam juntas, sendo, portanto, sincronizadas. Assim, aparentemente, tais séries seriam integradas, ou seja, haveria integração espacial entre os mercados representados na Figura 3.

No entanto, tal afirmação deve ser examinada criteriosamente. Assim, procedeu-se à verificação econométrica² da integração espacial dos mercados de café arábica nos Estados de Minas Gerais (Cerrado e Sul de Minas) e São Paulo (Mogiana e Paulista).

² Todos os trabalhos econométricos foram executados utilizando-se o software Eviews, versão 3.0, da QMS.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 3 - Preços de café (séries diárias logaritmizadas) das regiões do Cerrado, Sul de Minas, Mogiana e Paulista - setembro de 1996 a outubro de 2000.

4.1.1. Teste de Raiz Unitária para integração espacial de mercados

O Teste de Raiz Unitária objetiva verificar se as séries em estudo são estacionárias. Utilizou-se o Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que foi estimado

para os casos da série com intercepto, com intercepto e com tendência e sem intercepto e sem tendência, utilizando a defasagem ("lag") de 0 (zero) a 5 (cinco).

Tais estimativas foram feitas para as séries diárias, semanais e quinzenais, tanto em nível quanto em diferença. Utilizou-se, então, o menor valor do Critério de Akaike para selecionar a melhor opção (EViews, 1997).

Por meio das séries logaritmizadas do Cerrado, Sul de Minas, Mogiana e Paulista, diárias, semanais e quinzenais, verificou-se que a hipótese nula de que a série tem raiz unitária, para cada série das Tabelas 4, 5 e 6, não foi rejeitada, ou seja, estas séries são não-estacionárias em nível. Procedendo-se à primeira diferença nestas séries, verificou-se que a hipótese nula de que a série tem raiz unitária, para cada série das Tabelas 7, 8 e 9, foi rejeitada, ou seja, estas séries são estacionárias em primeira diferença.

Tabela 4 - Resultados do Teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries diárias de preços nas principais regiões produtoras de café arábica, no Brasil - em nível - período: 03/09/1996 a 31/10/2000

Série	Defasagem ("lag")	Tipo de equação estimada	Resultado do teste ADF
Cerrado	2	Com tendência e com intercepto	-2,432255
Sul de Minas	3	Com tendência e com intercepto	-2,415351
Mogiana	2	Com tendência e com intercepto	-2,419593
Paulista	2	Com tendência e com intercepto	-2,420485

Fonte: Dados da pesquisa.

- * Significativo a 1%.
- ** Significativo a 5%.
- *** Significativo a 10%.

Tabela 5 - Resultados do Teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries semanais de preços nas principais regiões produtoras de café arábica, no Brasil - em nível - período: 03/09/1996 a 31/10/2000

Série	Defasagem ("lag")	Tipo de equação estimada	Resultado do teste ADF
Cerrado	5	Com tendência e com intercepto	-3,060239
Sul de Minas	5	Com tendência e com intercepto	-3,057402
Mogiana	5	Com tendência e com intercepto	-3,062714
Paulista	1	Com tendência e com intercepto	-2,604246

Fonte: Dados da pesquisa.

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Tabela 6 - Resultados do Teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries quin-zenais de preços nas principais regiões produtoras de café arábica, no Brasil - em nível - período: 03/09/1996 a 31/10/2000

Série	Defasagem ("lag")	Tipo de equação estimada	Resultado do teste ADF
Cerrado	1	Com tendência e com intercepto	-2,564804
Sul de Minas	0	Com tendência e com intercepto	-2,680504
Mogiana	0	Com tendência e com intercepto	-2,697479
Paulista	0	Com tendência e com intercepto	-2,662456

Fonte: Dados da pesquisa.

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Tabela 7 - Resultados do Teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries diárias de preços nas principais regiões produtoras de café arábica, no Brasil - em primeira diferença - período: 03/09/1996 a 31/10/2000

Série	Defasagem ("lag")	Tipo de equação estimada	Resultado do teste ADF
Cerrado	2	Sem tendência e sem intercepto	-23,66081*
Sul de Minas	1	Sem tendência e sem intercepto	-23,79347*
Mogiana	1	Sem tendência e sem intercepto	-23,88146*
Paulista	1	Sem tendência e sem intercepto	-24,18460*

Fonte: Dados da pesquisa.

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Tabela 8 - Resultados do Teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries semanais de preços nas principais regiões produtoras de café arábica, no Brasil - em primeira diferença - período: 03/09/1996 a 31/10/2000

Série	Defasagem ("lag")	Tipo de equação estimada	Resultado do teste ADF
Cerrado	0	Sem tendência e sem intercepto	-17,04939*
Sul de Minas	0	Sem tendência e sem intercepto	-16,79414*
Mogiana	0	Sem tendência e sem intercepto	-16,95875*
Paulista	0	Sem tendência e sem intercepto	-17,06680*

Fonte: Dados da pesquisa.

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Tabela 9 - Resultados do Teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries quin-zenais de preços nas principais regiões produtoras de café arábica, no Brasil - em primeira diferença - período: 03/09/1996 a 31/10/2000

Série	Defasagem ("lag")	Tipo de equação estimada	Resultado do teste ADF
Cerrado	0	Sem tendência e sem intercepto	-12,08080*
Sul de Minas	0	Sem tendência e sem intercepto	-12,00035*
Mogiana	0	Sem tendência e sem intercepto	-12,04932*
Paulista	0	Sem tendência e sem intercepto	-12,02760*

Fonte: Dados da pesquisa.

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Assim, pelos resultados das Tabelas 4, 5, 6, 7, 8 e 9, verificou-se que as séries logaritmizadas do Cerrado e Sul de Minas (Estado de Minas Gerais) e Mogiana e Paulista (Estado de São Paulo), diárias, semanais e quinzenais, são não-estacionárias em nível e estacionárias na primeira diferença, ou seja, são integradas de ordem 1, I(1).

4.1.2. Teste de Co-integração (Teste de Johansen)

O Teste de Co-integração (Teste de Johansen) objetiva verificar se duas ou mais séries temporais são co-integradas, ou seja, se duas ou mais séries temporais são sincronizadas. Se as séries forem co-integradas, então as regressões dessas séries não serão espúrias e haverá relação de equilíbrio de longo prazo entre essas séries.

Nesta etapa, analisou-se se as séries logaritmizadas (Cerrado, Sul de Minas, Mogiana e Paulista), diárias, semanais e quinzenais, são integradas duas a duas: Cerrado x Sul de Minas, Cerrado x Mogiana, Cerrado x Paulista, Sul de Minas x Mogiana, Sul de Minas x Paulista e Mogiana x Paulista. Para tanto, estimaram-se cinco sumários com defasagens nos pares de intervalos das variáveis de 1 1 a 1 5. Cada sumário contém informações de critério (Critério de Akaike e Schwarz) sobre os cinco modelos possíveis de estimação. Segundo EVIEWS (1997), o sumário deve ser estimado quando não se tem certeza sobre as tendências determinísticas dos dados. Para escolha do melhor modelo, para cada par de séries temporais logaritmizadas, adotou-se aquele de menor valor do Critério de Akaike, que tenha, pelo menos, uma equação de co-integração. Os cinco modelos possíveis de estimação são: (a) Sem tendência determinística nos dados, sem intercepto e sem tendência na equação de co-integração ou teste VAR; (b) Sem tendência determinística nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração e sem intercepto no VAR; (c) Com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração e teste VAR; (d) Com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e com tendência na equação de co-integração e sem tendência no VAR; (e) Com tendência determinística quadrática nos dados, com intercepto e com tendência na equação de co-integração e com tendência linear no VAR.

Os resultados são reportados nas Tabelas 10, 11 e 12.

Verificou-se, conforme Tabelas 10, 11 e 12, que Cerrado e Sul de Minas, Cerrado e Mogiana, Cerrado e Paulista, Sul de Minas e Mogiana, Sul de Minas e Paulista e Mogiana e Paulista são todas co-integradas, a 1% de nível de significância, tanto nas séries logaritmizadas diárias quanto nas semanais e quinzenais. Todos os pares de séries temporais das Tabelas 10, 11 e 12 possuem uma equação de co-integração, que é a relação de equilíbrio entre estes pares de séries no longo prazo.

Tabela 10 - Teste de Johansen para séries diárias de preços de café arábica, Brasil, nas regiões relacionadas - período: 03/09/1996 a 31/10/2000

Séries relacionadas	Modelo	Defasagem nos pares de variáveis	Likelihood ratio	Equação de co-integração normalizada
Cerrado x Sul de Minas	"b"	1 2	173,6929*	PCCE = -0,031603 + 1,007544.PCSU
Cerrado x Mogiana	"d"	1 3	121,6862*	PCCE = -0,017143 - 3,40.10 ⁻⁶ .t + 1,004593.PCM
Cerrado x Paulista	"d"	1 2	94,80261*	PCCE = -0,012897 + 2,63. 10 ⁻⁵ .t + 1,007261.PCP
Sul de Minas x Mogiana	"d"	1 1	307,8990*	PCS = 0,011271 - 2,35.10 ⁻⁶ .t + 0,997613.PCM
Sul de Minas x Paulista	"d"	1 2	99,18436*	PCS = 0,014155 + 2,75.10 ⁻⁵ .t + 1,000503.PCP
Mogiana x Paulista	"d"	1 2	101,5989*	PCM = 0,003071 + 2,98.10 ⁻⁵ .t + 1,002872.PCP

Fonte: Dados da pesquisa.

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Obs.: Os modelos são: (a) Sem tendência determinística nos dados, sem intercepto e sem tendência na equação de co-integração ou teste VAR; (b) Sem tendência determinística nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração e sem intercepto no VAR; (c) Com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração e teste VAR; (d) Com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e com tendência na equação de co-integração e sem tendência no VAR; (e) Com tendência determinística quadrática nos dados, com intercepto e com tendência na equação de co-integração e com tendência linear no VAR.

Tabela 11 - Teste de Johansen para séries semanais de preços de café arábica, Brasil, nas regiões relacionadas - período: 03/09/1996 a 31/10/2000

Séries relacionadas	Modelo	Defasagem nos pares de variáveis	Likelihood ratio	Equação de co-integração normalizada
Cerrado x Sul de Minas	"b"	1 2	84,31477*	PCCE = -0,034304 + 1,008124.PCSU
Cerrado x Mogiana	"b"	1 2	42,09199*	PCCE = -0,030917 + 1,007133.PCM
Cerrado x Paulista	"d"	1 1	67,37358*	PCCE = -0,018078 + 0,000115.t + 1,008278.PCP
Sul de Minas x Mogiana	"d"	1 1	94,0223*	PCS = 0,013333 - 1,18.10 ⁻⁵ .t + 0,997234.PCM
Sul de Minas x Paulista	"d"	1 1	67,22171*	PCS = 0,0198 + 0,00011.t + 0,999496.PCP
Mogiana x Paulista	"d"	1 1	68,51469*	PCM = 0,005695 + 0,000123.t + 1,002415.PCP

Fonte: Dados da pesquisa.

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Obs.: Os modelos são: (a) Sem tendência determinística nos dados, sem intercepto e sem tendência na equação de co-integração ou teste VAR; (b) Sem tendência determinística nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração e sem intercepto no VAR; (c) Com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração e teste VAR; (d) Com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e com tendência na equação de co-integração e sem tendência no VAR; (e) Com tendência determinística quadrática nos dados, com intercepto e com tendência na equação de co-integração e com tendência linear no VAR.

Tabela 12 - Teste de Johansen para séries quinzenais de preços de café arábica, Brasil, nas regiões relacionadas - período: 03/09/1996 a 31/10/2000

Séries relacionadas	Modelo	Defasagem nos pares de variáveis	Likelihood ratio	Equação de co-integração normalizada
Cerrado x Sul de Minas	"b"	1 1	52,11069*	PCCE = -0,035318 + 1,008312.PCSU
Cerrado x Mogiana	"b"	1 1	44,78662*	PCCE = -0,028794 + 1,006679.PCM
Cerrado x Paulista	"d"	1 1	40,99824*	PCCE = -0,013439 + 0,000229.t + 1,007116.PCP
Sul de Minas x Mogiana	"b"	1 1	36,36979*	PCS = 0,006481 + 0,998374.PCM
Sul de Minas x Paulista	"d"	1 1	37,43201*	PCS = 0,016114 + 0,000243.t + 0,999802.PCP
Mogiana x Paulista	"d"	1 1	39,40188*	PCM = 0,020967 + 0,000215.t + 0,999388.PCP

Fonte: Dados da pesquisa.

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Obs.: Os modelos são: (a) Sem tendência determinística nos dados, sem intercepto e sem tendência na equação de co-integração ou teste VAR; (b) Sem tendência determinística nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração e sem intercepto no VAR; (c) Com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração e teste VAR; (d) Com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e com tendência na equação de co-integração e sem tendência no VAR; (e) Com tendência determinística quadrática nos dados, com intercepto e com tendência na equação de co-integração e com tendência linear no VAR.

Com base nas Tabelas 10, 11 e 12, pode-se concluir que as séries analisadas são integradas, ou seja, que os mercados de café arábica nas regiões do Cerrado e Sul de Minas (Estado de Minas Gerais) e Mogiana e Paulista (Estado de São Paulo) são integrados. O fato de esses mercados serem integrados é importante devido ao fato de os preços se co-movimentarem sincronizadamente, ou seja, sugere-se que esses mercados sejam eficientes em termos de difusão de informações e operações de arbitragem. As informações disponíveis que afetam os preços no mercado de café arábica, em qualquer das regiões analisadas, fluem entre os agentes dessa cadeia agroindustrial, transmitindo-se aos demais mercados, o que permite uma atuação desses agentes para melhor administrar a comercialização desse produto.

4.1.3. Estimação e análise do VEC (Vetor de Correção de Erro)

A estimação do VEC (Vetor de Correção de Erro) objetiva analisar os ajustamentos de curto prazo que ocorrem nas séries co-integradas (que são as relações de equilíbrio no longo prazo). O desvio v_{t-1} , no período "t-1", é o desvio em relação à trajetória de equilíbrio de longo prazo [equação (30)]. As variações em PC_t^i e PC_t^j (ou as correções para PC_t^i e PC_t^j) dependem da magnitude do desvio do sistema em relação ao seu equilíbrio de longo prazo no período anterior. O choque μ_t conduz a desvios de curto prazo na trajetória de equilíbrio de co-integração, levando, então, a uma tendência de correção de volta ao equilíbrio (HILL et al., 1999).

A estimação do VEC foi efetuada com as mesmas especificações do modelo (tipo de equação) e defasagem nos pares de variáveis das Tabelas 10, 11 e 12. Procedeu-se, então, à análise do parâmetro γ_3 , da equação (32), a fim de conhecer a direção da transmissão dos preços. Caso este parâmetro seja estatisticamente diferente de zero, a 5% de nível de significância, a transmissão dos preços ocorrerá da região "j" para a região "i"; caso contrário, a transmissão de preços não ocorrerá e os mercados, apesar de serem integrados, no longo

prazo, poderão agir independentemente no curto prazo, ou seja, poderão ocorrer divergências entre os preços no curto prazo (SANTANA, 1998).

Por meio das séries logaritmizadas do Cerrado x Sul de Minas, Cerrado x Mogiana, Cerrado x Paulista, Sul de Minas x Mogiana, Sul de Minas x Paulista e Mogiana x Paulista, e vice-versa, estimou-se o VEC (Vetor de Correção de Erro) tanto das séries diárias quanto das semanais e quinzenais. O resultado do parâmetro γ_3 está listado nas Tabelas 13, 14 e 15.

Tabela 13 - Parâmetro γ_3 do VEC (vetor de correção de erro) para séries diárias de preço de café arábica, Brasil, nas regiões relacionadas - período: 03/09/1996 a 31/10/2000

Relações	Valor Estimado de γ_3	$ t_{calculado} $
Cerrado x Sul de Minas	0,12674	0,2615
Sul de Minas x Cerrado	0,755938	1,56424
Cerrado x Mogiana	-0,400082	-0,80383
Mogiana x Cerrado	0,132793	0,26461
Cerrado x Paulista	0,011995	0,09487
Paulista x Cerrado	0,325401	2,55773 *
Sul de Minas x Mogiana	-1,19381	-2,62323 *
Mogiana x Sul de Minas	-0,382174	-0,82997
Sul de Minas x Paulista	-0,007411	-0,05746
Paulista x Sul de Minas	0,321269	2,47149 *
Mogiana x Paulista	0,025031	0,1985
Paulista x Mogiana	0,360747	2,86385 *

Fonte: Dados da pesquisa.

* Significativo a 5% - $|t_{critical}|=|1,960|$ (acima de 120 observações) (HILL et al., 1999).

Tabela 14 - Parâmetro γ_3 do VEC (vetor de correção de erro) para séries semanais de preço de café arábica, Brasil, nas regiões relacionadas - período: 03/09/1996 a 31/10/2000

Relações	Valor estimado de γ_3	$ t_{calculado} $
Cerrado x Sul de Minas	2,542996	1,12812
Sul de Minas x Cerrado	3,59866	1,61129
Cerrado x Mogiana	0,462287	0,19499
Mogiana x Cerrado	1,198771	0,50581
Cerrado x Paulista	0,688916	1,27132
Paulista x Cerrado	1,322109	2,43524 *
Sul de Minas x Mogiana	-3,913017	-1,91255
Mogiana x Sul de Minas	-2,96386	-1,43672
Sul de Minas x Paulista	0,616952	1,08826
Paulista x Sul de Minas	1,274307	2,22349 *
Mogiana x Paulista	0,756343	1,41449
Paulista x Mogiana	1,400043	2,60962 *

Fonte: Dados da pesquisa.

* Significativo a 5% - $|t_{critical}|=|1,960|$ (acima de 120 observações) (HILL et al., 1999).

Tabela 15 - Parâmetro γ_3 do VEC (vetor de correção de erro) para séries quinzenais de preço de café arábica, Brasil, nas regiões relacionadas - período: 03/09/1996 a 31/10/2000

Relações	Valor Estimado de γ_3	$ t_{calculado} $
Cerrado x Sul de Minas	2,920761	0,69411
Sul de Minas x Cerrado	3,980671	0,95168
Cerrado x Mogiana	1,492665	0,32525
Mogiana x Cerrado	2,517191	0,54869
Cerrado x Paulista	1,682116	1,27367
Paulista x Cerrado	2,425642	1,85876
Sul de Minas x Mogiana	-2,986451	-0,59456
Mogiana x Sul de Minas	-2,154419	-0,42686
Sul de Minas x Paulista	1,581034	1,16561
Paulista x Sul de Minas	2,288099	1,69839
Mogiana x Paulista	1,264009	0,98128
Paulista x Mogiana	1,990658	1,56197

Fonte: Dados da pesquisa.

* Significativo a 5% - $|t_{critical}|=|1,982|$ (acima de 109 observações) (HILL et al., 1999).

Verificou-se, conforme Tabelas 13, 14 e 15, que o parâmetro γ_3 é estatisticamente diferente de zero, a 5% de nível de significância, nas seguintes relações:

- (a) Paulista x Cerrado (Tabela 13 - diário), o que indicou existência de transmissão de preços da região do Cerrado para a região Paulista;
- (b) Sul de Minas x Mogiana (Tabela 13 - diário), o que indicou existência de transmissão de preços da região Mogiana para a região Sul de Minas;
- (c) Paulista x Sul de Minas (Tabela 13 - diário), o que indicou existência de transmissão de preços da região do Sul de Minas para a região Paulista;
- (d) Paulista x Mogiana (Tabela 13 - diário), o que indicou existência de transmissão de preços da região Mogiana para a região Paulista;

- (e) Paulista x Cerrado (Tabela 14 - semanal), o que indicou existência de transmissão de preços (na série semanal) da região do Cerrado para a região Paulista;
- (f) Paulista x Sul de Minas (Tabela 14 - semanal), o que indicou existência de transmissão de preços (na série semanal) da região do Sul de Minas para a região Paulista;
- (g) Paulista x Mogiana (Tabela 14 - semanal), o que indicou existência de transmissão de preços (na série semanal) da região Mogiana para a região Paulista.

É interessante notar que, ao se analisar a série temporal quinzenal, nada se pode concluir a respeito da transmissão de preços entre regiões - os parâmetros do erro defasado não são estatisticamente diferentes de zero, a 5% de nível de significância. O que se pode sugerir, tomando-se o período quinzenal, é que os mercados Cerrado, Sul de Minas, Mogiana e Paulista agem independentemente no curto prazo, apesar de serem integrados no longo prazo, ou seja, há tendência de os preços se co-movimentarem sincronizadamente no longo prazo, mas, no curto prazo, pode haver divergências entre os preços (tendo-se em mente o período quinzenal).

Outro fato a notar é que há transmissão de preços da região Cerrado para Paulista, da região Sul de Minas para a região Paulista e de Mogiana para Paulista, tanto nas séries diárias quanto nas semanais. No entanto, só há transmissão de preços da região Mogiana para Sul de Minas nas séries diárias, o que sugere que essa transmissão de preços seja de curtíssimo prazo, talvez em razão da proximidade entre a região Mogiana (nordeste de São Paulo) e a região Sul de Minas (sul de Minas Gerais), pois a mesma não existe nas séries semanais.

A fim de se confirmar a direção das transmissões de preços conforme análise do parâmetro γ_3 da equação (32), reportadas nas Tabelas 13, 14 e 15, estimou-se o Teste de Causalidade de Granger.

4.1.4. Teste de Causalidade de Granger

A causalidade proposta por Granger ocorrerá de PC^j para PC^i , se os valores de PC^i forem mais bem explicados pelos valores passados de PC^i e PC^j . Da mesma forma, a causalidade proposta por Granger ocorrerá de PC^i para PC^j , se os valores de PC^j forem mais bem explicados pelos valores passados de PC^i e PC^j .

Mais formalmente, a variável PC^i será causada por PC^j , no sentido de Granger, se os coeficientes (β_p) das variáveis defasadas de PC^j forem estatisticamente diferentes de zero. Já a variável PC^j será causada por PC^i , no sentido de Granger, se os coeficientes (δ_p) das variáveis defasadas de PC^i forem estatisticamente diferentes de zero.

O Teste de Causalidade de Granger foi executado com até seis defasagens. Para o caso diário, analisaram-se todos os resultados, sendo interessante reportar os resultados com uma e duas defasagens, conforme Tabelas 16 e 17, pois os resultados com três a seis defasagens são parecidos com os resultados com uma ou duas defasagens.

Ao se analisarem os resultados da Tabela 16, obtiveram-se as seguintes relações de causalidade de Granger (a 5% de nível de significância): a) Cerrado causa Sul de Minas; b) Cerrado causa Mogiana; c) Cerrado causa Paulista; d) Mogiana causa Sul de Minas; e) Paulista causa Sul de Minas; f) Mogiana causa Paulista; e g) Paulista causa Mogiana.

É interessante notar, nos resultados da Tabela 16 (com uma defasagem), que há uma causalidade de Granger bidirecional entre as regiões de Mogiana e Paulista. Outro fato a notar é que o preço da região Sul de Minas é consequência dos demais mercados, no sentido de Granger, enquanto Cerrado é causa dos demais mercados. Pode-se sugerir que a região do Cerrado é um pólo que transmite os choques (alterações) de preços aos demais mercados. Porém, isto não tem, aparentemente, sentido econômico, pois

esperava-se que a região Sul de Minas, que é uma das maiores produtoras de café arábica do Brasil, fosse Granger causa dos demais mercados, ou seja, esperava-se que a região Sul de Minas se antecipasse nas variações de preços em relação aos demais mercados.

Tabela 16 - Resultado do Teste de Causalidade de Granger, com uma defasagem, para séries diárias de preço de café arábica, Brasil, nas regiões relacionadas - período: 03/09/1996 a 31/10/2000

Teste de Causalidade de Granger ("Pares de Variáveis")			
Hipótese Nula	Obs.	Estatística-F	Prob.
SULMINAS não causa CERRADO	913	1,15746	0,28228
CERRADO não causa SULMINAS	913	10,7604	1,08E-03
MOGIANA não causa CERRADO	913	0,00283	0,95762
CERRADO não causa MOGIANA	913	5,17063	0,0232
PAULISTA não causa CERRADO	913	2,39733	0,12189
CERRADO não causa PAULISTA	913	5,97606	0,01469
MOGIANA não causa SULMINAS	913	5,28423	0,02175
SULMINAS não causa MOGIANA	913	0,06025	0,80615
PAULISTA não causa SULMINAS	913	4,63723	3,16E-02
SULMINAS não causa PAULISTA	913	3,31917	0,0688
PAULISTA não causa MOGIANA	913	4,30238	0,03834
MOGIANA não causa PAULISTA	913	4,79253	0,02884

Fonte: Dados da pesquisa.

Ao se analisarem os resultados da Tabela 17, obtiveram-se as seguintes relações de causalidade de Granger (a 5% de nível de significância): a) Cerrado causa Sul de Minas; b) Mogiana causa Sul de Minas; c) Paulista causa Sul de Minas; d) Paulista causa Mogiana.

Tabela 17 - Resultado do Teste de Causalidade de Granger, com duas defasagens, para séries diárias de preço de café, arábica, Brasil, nas regiões relacionadas - período: 03/09/1996 a 31/10/2000

Teste de Causalidade de Granger ("Pares de Variáveis")			
Hipótese Nula	Obs.	Estatística-F	Prob.
SULMINAS não causa CERRADO	912	0,96903	0,37984
CERRADO não causa SULMINAS	912	5,39258	0,0047
MOGIANA não causa CERRADO	912	0,63668	0,52928
CERRADO não causa MOGIANA	912	2,60929	0,07414
PAULISTA não causa CERRADO	912	1,52445	0,2183
CERRADO não causa PAULISTA	912	2,9519	0,05274
MOGIANA não causa SULMINAS	912	3,07096	0,04686
SULMINAS não causa MOGIANA	912	0,08236	0,92094
PAULISTA não causa SULMINAS	912	3,23881	0,03966
SULMINAS não causa PAULISTA	912	1,48703	0,22659
PAULISTA não causa MOGIANA	912	3,02097	0,04924
MOGIANA não causa PAULISTA	912	2,28444	0,10242

Fonte: Dados da pesquisa.

Com relação à Tabela 17 (com duas defasagens), é interessante notar que a região Sul de Minas permanece como consequência dos demais mercados, no sentido de Granger, o que, aparentemente, não tem sentido econômico, como explicado na Tabela 16. Outro fato a notar é que não há mais a causalidade de Granger bidirecional entre Mogiana e Paulista. Na Tabela 17, Paulista causa Mogiana, o que também parece não ter sentido econômico, pois esperava-se o contrário. Mogiana situa-se no nordeste de São Paulo e, portanto, mais próxima à região Sul de Minas. Esperava-se, portanto, que a região Sul de Minas transmitisse choques (alterações) de preços à região de Mogiana, devido à proximidade entre estas regiões, e que Mogiana, devido à proximidade com Paulista, pudesse transmiti-los, por sua vez, à região Paulista, que se situa no sudoeste de São Paulo. O teste de causalidade de Granger não confirmou o resultado que se esperava.

Para as séries semanal e quinzenal, analisaram-se todos os resultados (seis defasagens) e não se apurou qualquer causalidade de Granger. A título de ilustração, reporta-se às Tabelas 18 e 19 das séries semanal e quinzenal, respectivamente, com apenas uma defasagem.

Conforme Tabelas 18 e 19, não se pode tirar qualquer conclusão, a 5% de nível de significância, acerca da causalidade de Granger para as séries semanal e quinzenal.

Tabela 18 - Resultado do Teste de Causalidade de Granger, com uma defasagem, para séries semanais de preço de café arábica, Brasil, nas regiões relacionadas - período: 03/09/1996 a 31/10/2000

Teste de Causalidade de Granger ("Pares de Variáveis")			
Hipótese Nula	Obs.	Estatística F	Prob.
SULMINAS não causa CERRADO	216	0,62382	0,43051
CERRADO não causa SULMINAS	216	0,01341	9,08E-01
MOGIANA não causa CERRADO	216	0,95276	0,33012
CERRADO não causa MOGIANA	216	0,09673	0,75609
PAULISTA não causa CERRADO	216	0,383	0,53666
CERRADO não causa PAULISTA	216	0,56652	0,45248
MOGIANA não causa SULMINAS	216	0,22944	0,63243
SULMINAS não causa MOGIANA	216	0,04223	0,83737
PAULISTA não causa SULMINAS	216	0,27336	6,02E-01
SULMINAS não causa PAULISTA	216	0,73164	0,39331
PAULISTA não causa MOGIANA	216	0,22764	0,63377
MOGIANA não causa PAULISTA	216	0,8442	0,35924

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 19 - Resultado do Teste de Causalidade de Granger, com uma defasagem, para séries quinzenais de preço de café arábica, Brasil, nas regiões relacionadas - período: 03/09/1996 a 31/10/2000

Teste de Causalidade de Granger ("Pares de Variáveis")			
Hipótese Nula	Obs.	Estatística-F	Prob.
SULMINAS não causa CERRADO	108	0,12631	0,723
CERRADO não causa SULMINAS	108	0,00096	9,75E-01
MOGIANA não causa CERRADO	108	0,36237	0,54849
CERRADO não causa MOGIANA	108	0,07251	0,78825
PAULISTA não causa CERRADO	108	1,19269	0,27729
CERRADO não causa PAULISTA	108	0,03309	0,85601
MOGIANA não causa SULMINAS	108	0,14891	0,70036
SULMINAS não causa MOGIANA	108	0,01555	0,90101
PAULISTA não causa SULMINAS	108	1,13518	2,89E-01
SULMINAS não causa PAULISTA	108	0,02153	0,88364
PAULISTA não causa MOGIANA	108	1,00927	0,31739
MOGIANA não causa PAULISTA	108	0,00369	0,95169

Fonte: Dados da pesquisa.

É interessante notar que, ao aumentar o período das séries, ou seja, passando-se de diário para semanal e de semanal para quinzenal, a causalidade de Granger deixa de ser observada. Tal fato leva a supor que os choques de preços em um mercado sejam transmitidos, quase que instantaneamente, aos demais mercados. Com o passar do tempo, ou melhor, com observações semanais ou quinzenais, tais choques de preços no "mercado principal" já teriam sido absorvidos pelos demais "mercados secundários". Isto sugere que a difusão das informações fluam, rapidamente, entre os agentes da cadeia agroindustrial do café arábica nas regiões produtoras nos Estados de Minas Gerais (Cerrado e Sul de Minas) e São Paulo (Mogiana e Paulista), ou melhor, sugere-se que esses mercados sejam eficientes.

Ao se compararem os resultados da Tabela 16 (com uma defasagem) com os resultados obtidos no item 4.1.3, VEC (Vetor de Correção de Erro), constatou-se que a causalidade de Granger não confirmou um dos resultados,

qual seja, a existência de transmissão de preços da região Sul de Minas para a região Paulista, na série diária.

A análise do VEC (Vetor de Correção de Erro) indicou haver transmissão de preços da região Sul de Minas para a região Paulista, enquanto o Teste de Causalidade de Granger, pela Tabela 16, indicou haver causalidade, de Granger, de Paulista para Sul de Minas. Tal discordância pode existir em razão da proximidade desses dois mercados com o de Mogiana. Esses são os dois mercados mais próximos da região Mogiana. Vale lembrar que a análise do VEC indicou existência de transmissão de preços de Mogiana para Paulista, sendo tal resultado confirmado pelo Teste de Causalidade de Granger. Além disso, o VEC indicou existência de transmissão de preços da região Mogiana para a região Sul de Minas e o Teste de Causalidade de Granger indicou que Mogiana é Granger causa de Sul de Minas (Tabelas 16 e 17). Assim, por estarem muito próximos o nordeste de São Paulo (Mogiana) e o sul de Minas Gerais (Sul de Minas) e o sudoeste de São Paulo (Paulista) e o nordeste de São Paulo (Mogiana), pode ocorrer que um choque que afete o preço em uma região (Mogiana) se transmita, quase que instantaneamente, às outras (Sul de Minas e Paulista), devido à proximidade destas, ou, por estarem próximos os mercados de Mogiana e Sul de Minas, pode-se considerá-los um mercado único (um "mega-mercado" que abrange as duas regiões: Sul de Minas e Mogiana). Portanto, um choque (alteração) de preço neste "mega-mercado" se transmitiria à região Paulista. Tal resultado sugere que não se deve adotar a distribuição geográfica por estados, mas criar outra distribuição baseada nos pólos produtores de café arábica, os quais possam transcender a distribuição geográfica.

Apesar da pertinência das hipóteses levantadas para explicar os resultados dos testes de causalidade, vale lembrar que o teste de causalidade de Granger mede a precedência e o volume de informação, mas não indica, por ele mesmo, a causalidade no uso mais comum do termo, ou seja, o fato de o Cerrado ser causa dos demais

mercados não implica que os choques (alterações) de preços nos demais mercados sejam efeito ou resultado dos choques (alterações) de preços ocorridas no Cerrado.

4.1.5. Elasticidade de transmissão de preços entre regiões

O objetivo desta seção é apenas informar sobre a elasticidade de transmissão de preços entre as regiões consideradas neste estudo (Cerrado, Sul de Minas, Mogiana e Paulista). A elasticidade de transmissão de preços dá a medida de sensibilidade dos preços de uma região quando há alteração de preços em outra região. Assim, se tal elasticidade for maior que 1, uma variação no preço do mercado, representado pela variável independente, causará variação mais que proporcional no mercado representado pela variável dependente. Por outro lado, se tal elasticidade for menor que 1, uma variação no preço do mercado, representado pela variável independente, causará variação menos que proporcional no mercado representado pela variável dependente.

Neste estudo utilizaram-se as relações de equilíbrio de longo prazo (equações de co-integração normalizadas), da Tabela 10 (diária). A elasticidade de transmissão de preços, nessas relações, é a derivada parcial do preço da região "i" em relação ao preço da região "j". Como a série é logaritmizada, tal derivada é o próprio parâmetro associado ao preço da região "j".

Considerando a relação entre Cerrado e Sul de Minas,

$$PCCE = -0,031603 + 1,007544 \cdot PCS,$$

chega-se à relação entre Sul de Minas e Cerrado por mera solução matemática, ou seja,

$$PCS = 0,0313663 + 0,9925124 \cdot PCCE.$$

Procedendo desta maneira, construiu-se a Tabela 20.

Tabela 20 - Equações de co-integração normalizadas (relação de longo prazo) e elasticidade de transmissão de preços das séries diárias de preço de café arábica, Brasil, nas regiões relacionadas - período: 03/09/1996 a 31/10/2000

Relações	Equação de co-integração normalizada	Elasticidade transmissão
Cerrado x Sul de Minas	$PCCE = -0,031603 + 1,007544.PCS$	1,007544
Sul de Minas x Cerrado	$PCS = 0,0313663 + 0,9925124.PCCE$	0,9925124
Cerrado x Mogiana	$PCCE = -0,017143 - 3,40.10^6.t + 1,004593.PCM$	1,004593
Mogiana x Cerrado	$PCM = 0,0170646 + 3,38.10^6.t + 0,9954279.PCCE$	0,9954279
Cerrado x Paulista	$PCCE = -0,012897 - 2,63.10^5.t + 1,007261.PCP$	1,007261
Paulista x Cerrado	$PCP = 0,012804 + 2,61.10^5.t + 0,9927913.PCCE$	0,9927913
Sul de Minas x Mogiana	$PCS = 0,011271 - 2,35.10^6.t + 0,997613.PCM$	0,997613
Mogiana x Sul de Minas	$PCM = -0,0129796 + 2,35.10^6.t + 1,0023927.PCS$	1,0023927
Sul de Minas x Paulista	$PCS = 0,014155 + 2,75.10^5.t + 1,000503.PCP$	1,000503
Paulista x Sul de Minas	$PCP = -0,01414788 - 2,74.10^5.t + 0,9994972.PCS$	0,9994972
Mogiana x Paulista	$PCM = -0,003071 + 2,98.10^5.t + 1,002872.PCP$	1,002872
Paulista x Mogiana	$PCP = 0,0030622 - 2,97.10^5.t + 0,9971362.PCM$	0,9971362

Fonte: Dados da pesquisa.

Com relação à Tabela 20, é interessante notar que a elasticidade de transmissão de preços entre regiões, em todos os casos, situa-se próxima a 1, ou seja, a elasticidade é quase unitária. Isto sugere que as informações que os preços carregam sejam difundidas rapidamente nesses mercados, pois alterações de preços em um mercado se transmitem,

quase que proporcionalmente, ao outro mercado com ele relacionado. É interessante notar, também, que Cerrado e Mogiana são mais sensíveis a choques (alterações) de preços do Sul de Minas, enquanto Paulista é menos sensível a tais choques.

Como o objetivo desta seção foi apenas informar sobre a elasticidade de transmissão dos preços entre regiões, não se fez qualquer estudo sobre as séries logaritmizadas semanais e quinzenais das regiões Cerrado, Sul de Minas, Mogiana e Paulista.

4.2. Efetividade do "hedge" e razão de "hedge" ótima

MYERS e THOMPSON (1989), conforme reportado no capítulo 3, sugeriram que, se os preços da "commodity" fossem não-estacionários em nível e, portanto, tivessem raiz unitária, então as séries em primeira diferença poderiam ser estacionárias, ou seja, se as séries fossem $I(1)$ (integradas de ordem 1), poder-se-ia conseguir maior eficiência da razão de "hedge" ótima impondo a restrição da raiz unitária e construindo os modelos em primeira diferença.

Neste estudo, adotou-se a sugestão de MYERS e THOMPSON (1989), ou seja, antes de se decidir por qual ou quais modelos devem ser estimados, efetuou-se o estudo da estacionariedade das séries. Caso as séries fossem estacionárias em nível, adotar-se-iam os modelos em nível (não-defasado e defasado). Caso fossem não-estacionárias em nível, porém estacionárias na primeira diferença, ou seja, caso estas séries fossem $I(1)$ (integradas de ordem 1), adotar-se-iam os modelos em diferença (não-defasado e defasado). Não se adotou, neste estudo, o modelo de mudança percentual (modelo 3 - referente aos retornos dos mercados a vista e futuro), porque a divisão de séries estacionárias por valores em nível poderia resultar em séries não-estacionárias. Portanto, antes de se proceder ao estudo da efetividade do "hedge" e da estimação da razão de

"hedge" ótima, procedeu-se ao estudo da estacionariedade das séries, o que será feito no item a seguir.

4.2.1. Teste de Raiz Unitária para análise da efetividade do "hedge" e da razão de "hedge" ótima

Conforme MYERS e THOMPSON (1989), deve-se verificar a estacionariedade das séries para escolher o modelo apropriado para estimação da razão de "hedge" ótima, que é a posição tomada no mercado futuro em relação à posição tomada no mercado a vista que minimiza o risco da variação na receita do "hedger" (aquele que faz o "hedge" com intenção de proteção).

Utilizou-se o Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para verificar se as séries continham, ou não, raiz unitária.

Estimaram-se as séries temporais do Cerrado, Sul de Minas, Mogiana, Paulista, bem como as séries temporais da BM&F e da CSCE, tanto diárias quanto semanais e quinzenais, todas não-logaritmizadas, para os casos das séries com intercepto, com intercepto e com tendência e sem intercepto e sem tendência, utilizando a defasagem ("lag") de 0 (zero) a 5 (cinco). Por meio do menor valor do Critério de Akaike, selecionou-se a melhor opção. Os resultados estão listados nas Tabelas 21, 22 e 23 para as séries diárias, semanais e quinzenais, respectivamente, todas em nível, enquanto nas Tabelas 24, 25 e 26 estão listados os resultados das séries diárias, semanais e quinzenais, respectivamente, todas em primeira diferença.

Tabela 21 - Resultados do Teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries diárias de preços nas principais regiões produtoras de café arábica, no Brasil, e bolsas que comercializam contratos futuros de café arábica - em nível - período: 03/09/1996 a 31/10/2000

Série	Defasagem ("lag")	Tipo de equação estimada	Resultado do Teste ADF
-------	-------------------	--------------------------	------------------------

Cerrado	2	Com tendência e com intercepto	-2,364174
Sul de Minas	2	Com tendência e com intercepto	-2,348022
Mogiana	3	Com tendência e com intercepto	-2,43092
Paulista	5	Com tendência e com intercepto	-2,524283
BM&F	2	Com tendência e com intercepto	-2,467766
CSCE	5	Com tendência e com intercepto	-2,638316

Fonte: Dados da pesquisa.

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Tabela 22 - Resultados do Teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries se-manais de preços nas principais regiões produtoras de café arábica, no Brasil, e bolsas que comercializam contratos futuros de café arábica - em nível - período: 03/09/1996 a 31/10/2000

Série	Defasagem ("lag")	Tipo de equação estimada	Resultado do Teste ADF
Cerrado	0	Com tendência e com intercepto	-2,512959
Sul de Minas	0	Com tendência e com intercepto	-2,502662
Mogiana	0	Com tendência e com intercepto	-2,516474
Paulista	0	Com tendência e com intercepto	-2,506173
BM&F	1	Com tendência e com intercepto	-2,603775
CSCE	0	Com tendência e com intercepto	-3,028483

Fonte: Dados da pesquisa.

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Tabela 23 - Resultados do Teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries quinzenais de preços nas principais regiões produtoras de café arábica, no Brasil, e bolsas que comercializam contratos futuros de café arábica - em nível - período: 03/09/1996 a 31/10/2000

Série	Defasagem ("lag")	Tipo de equação estimada	Resultado do Teste ADF
Cerrado	0	Com tendência e com intercepto	-2,647114
Sul de Minas	0	Com tendência e com intercepto	-2,64031
Mogiana	0	Com tendência e com intercepto	-2,65470
Paulista	0	Com tendência e com intercepto	-2,632541
BM&F	0	Com tendência e com intercepto	-2,670393
CSCE	1	Com tendência e com intercepto	-2,972248

Fonte: Dados da pesquisa.

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Tabela 24 - Resultados do Teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries diárias de preços nas principais regiões produtoras de café arábica, no Brasil, e bolsas que comercializam contratos futuros de café arábica - em primeira diferença - período: 03/09/1996 a 31/10/2000

Série	Defasagem ("lag")	Tipo de equação estimada	Resultado do Teste ADF
Cerrado	1	Sem tendência e sem intercepto	-23,67886*
Sul de Minas	1	Sem tendência e sem intercepto	-23,91971*
Mogiana	2	Sem tendência e sem intercepto	-17,64103*
Paulista	4	Sem tendência e sem intercepto	-13,90543*
BM&F	1	Sem tendência e sem intercepto	-25,12269*
CSCE	4	Sem tendência e sem intercepto	-15,78627*

Fonte: Dados da pesquisa.

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Tabela 25 - Resultados do Teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries semanais de preços nas principais regiões produtoras de café arábica, no Brasil, e bolsas que comercializam contratos futuros de café arábica - em primeira diferença - período: 03/09/1996 a 31/10/2000

Série	Defasagem ("lag")	Tipo de equação estimada	Resultado do Teste ADF
Cerrado	0	Sem tendência e sem intercepto	-15,06432*
Sul de Minas	0	Sem tendência e sem intercepto	-14,84033*
Mogiana	0	Sem tendência e sem intercepto	-15,00301*
Paulista	0	Sem tendência e sem intercepto	-14,92183*
BM&F	0	Sem tendência e sem intercepto	-17,08716*
CSCE	0	Sem tendência e sem intercepto	-15,85565*

Fonte: Dados da pesquisa.

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Tabela 26 - Resultados do Teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries quinzenais de preços nas principais regiões produtoras de café arábica, no Brasil, e bolsas que comercializam contratos futuros de café arábica - em primeira diferença - período: 03/09/1996 a 31/10/2000

Série	Defasagem ("lag")	Tipo de equação estimada	Resultado do Teste ADF
Cerrado	0	Sem tendência e sem intercepto	-11,72510*
Sul de Minas	0	Sem tendência e sem intercepto	-11,60017*
Mogiana	0	Sem tendência e sem intercepto	-11,67982*
Paulista	0	Sem tendência e sem intercepto	-11,84845*
BM&F	0	Sem tendência e sem intercepto	-11,70023*
CSCE	0	Sem tendência e sem intercepto	-13,07916*

Fonte: Dados da pesquisa.

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Conforme resultados das Tabelas 21, 22, 23, 24, 25 e 26, verificou-se que as séries temporais das regiões do Cerrado, Sul de Minas, Mogiana e Paulista, bem como as séries temporais da BM&F e da CSCE, tanto diárias quanto semanais e quinzenais, são não-estacionárias em nível - não se rejeitou a hipótese nula de existência de raiz unitária para as séries das Tabelas 21, 22 e 23 - e estacionárias em primeira diferença - rejeitou-se a hipótese nula de existência de raiz unitária para as séries das Tabelas 24, 25 e 26. Assim, todas estas séries temporais são integradas de ordem 1, I(1).

4.2.2. Escolha do(s) modelo(s), estimação e discussão dos resultados para análise da efetividade do "hedge" e razão de "hedge" ótima

Constatou-se que as séries temporais não-logaritmizadas do Cerrado, Sul de Minas, Mogiana e Paulista, bem como as séries temporais da BM&F e da CSCE, tanto diárias quanto semanais e quinzenais, são integradas de ordem 1, I(1). Assim, tais séries são não-estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença.

Seguindo-se as sugestões de MYERS e THOMPSON (1989), escolheram-se os modelos em diferença para estimação, ou melhor, escolheram-se os modelos 2 [equação em diferença de preço - equação (40)] e 5 [equação em diferença de preço defasada - equação (43)], do item 3.3.2 (Modelo analítico para efetividade do "hedge").

Escolhidos os modelos, procedeu-se à estimação das equações desses modelos, seguindo a seguinte metodologia:

- (a) No modelo 2 [equação (40)], ou seja, na equação em diferença de preço (não-defasada), estimaram-se as séries temporais não-logaritmizadas deste estudo, tanto diárias quanto semanais e quinzenais, cujos resultados são exibidos nas Tabelas 27, 28 e 29, respectivamente;
- (b) no modelo 5 [equação (43)], ou seja, na equação em diferença de preço defasada, estimaram-se as séries de duas formas:
 - (b1) para as séries temporais não-logaritmizadas diárias, estimaram-se as equações possíveis com até 10 (dez) defasagens, iniciando-se com uma defasagem do preço a vista e incluindo, alternadamente, mais uma defasagem do preço a vista ou mais uma defasagem do contrato futuro da bolsa (BM&F ou CSCE, conforme o caso), ou incluindo ambos os casos. Em seguida, selecionou-se a equação de menor valor de Critério de Akaike e analisou-se se seus parâmetros eram estatisticamente significativos a 10% de significância. Os parâmetros que não eram significativos a 10% de significância (exceto o intercepto) foram, então, retirados da equação, e nova estimação foi efetuada com os parâmetros que sobraram. Analisaram-se, novamente, os parâmetros que sobraram, verificando se estes eram estatisticamente significativos a 10% de significância. Caso houvesse algum parâmetro que não fosse

significativo a 10% de significância, o processo seria repetido até obter-se uma equação com os parâmetros estatisticamente significativos a 10% de significância. Estas equações, assim estimadas, foram consideradas as mais representativas para se obter a razão de "hedge" ótima, estando seus resultados listados na Tabela 30;

- (b2) para as séries temporais não-logaritmizadas semanais e quinzenais, utilizou-se o mesmo procedimento de (b1), só que o máximo de defasagens utilizadas foram 4 (quatro). Estes resultados estão listados nas Tabelas 31 e 32.

Tabela 27 - Razão de "hedge" ótima e efetividade do "hedge" para séries diárias de preços de café arábica, Brasil, nas regiões relacionadas - equação de diferença em preço (não-defasada) - período: 03/09/1996 a 21/10/2000

Relações estimadas	Razão de "hedge" ótima	Efetividade do "hedge"
Cerrado x BMF	0,626068	58,83%
Sul de Minas x BMF	0,624503	59,22%
Mogiana x BMF	0,632243	58,52%
Paulista x BMF	0,606931	57,01%
Cerrado x CSCE	0,598015	57,33%
Sul de Minas x CSCE	0,580968	54,74%
Mogiana x CSCE	0,596321	55,60%
Paulista x CSCE	0,583345	56,25%

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 28 - Razão de "hedge" ótima e efetividade do "hedge" para séries semanais de preços de café arábica, Brasil, nas regiões relacionadas - equação em diferença de preço (não-defasada) - período: 03/09/1996 a 21/10/2000

Relações estimadas	Razão de "hedge" ótima	Efetividade do "hedge"
Cerrado x BMF	0,698984	71,36%
Sul de Minas x BMF	0,687525	71,58%
Mogiana x BMF	0,687943	70,30%
Paulista x BMF	0,670224	68,39%
Cerrado x CSCE	0,677178	70,28%
Sul de Minas x CSCE	0,658024	68,80%
Mogiana x CSCE	0,662584	68,43%
Paulista x CSCE	0,653304	68,18%

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 29 - Razão de "hedge" ótima e efetividade do "hedge" para séries quinzenais de preços de café arábica, Brasil, nas regiões relacionadas - equação em diferença de preço (não-defasada) - período: 03/09/1996 a 21/10/2000

Relações estimadas	Razão de "hedge" ótima	Efetividade do "hedge"
Cerrado x BMF	0,932571	93,73%
Sul de Minas x BMF	0,920040	93,93%
Mogiana x BMF	0,926234	93,89%
Paulista x BMF	0,901064	92,82%
Cerrado x CSCE	0,679963	74,38%
Sul de Minas x CSCE	0,664152	73,07%
Mogiana x CSCE	0,666657	72,61%
Paulista x CSCE	0,656189	73,48%

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 30 - Razão de "hedge" ótima e efetividade do "hedge" para séries diárias de preços de café arábica, Brasil, nas regiões relacionadas - equação em diferença de preço defasada - período: 03/09/1996 a 21/10/2000

Relações estimadas	Razão de "hedge" ótima	Efetividade do "hedge"
Cerrado x BMF	0,656167	58,83%
Sul de Minas x BMF	0,652480	59,22%
Mogiana x BMF	0,661835	58,52%
Paulista x BMF	0,627804	57,01%
Cerrado x CSCE	0,598158	57,33%
Sul de Minas x CSCE	0,580581	54,74%
Mogiana x CSCE	0,592709	55,60%
Paulista x CSCE	0,580905	56,25%

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 31 - Razão de "hedge" ótima e efetividade do "hedge" para séries semanais de preços de café arábica, Brasil, nas regiões relacionadas - equação em diferença de preço defasada - período: 03/09/1996 a 21/10/2000

Relações estimadas	Razão de "hedge" ótima	Efetividade do "hedge"
Cerrado x BMF	0,767944	71,36%
Sul de Minas x BMF	0,752854	71,58%
Mogiana x BMF	0,760816	70,30%
Paulista x BMF	0,740933	68,39%
Cerrado x CSCE	0,676473	70,28%
Sul de Minas x CSCE	0,657084	68,80%
Mogiana x CSCE	0,661905	68,43%
Paulista x CSCE	0,651638	68,18%

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 32 - Razão de "hedge" ótima e efetividade do "hedge" para séries quinzenais de preços de café arábica, Brasil, nas regiões relacionadas - equação em diferença de preço defasada - período: 03/09/1996 a 21/10/2000

Relações estimadas	Razão de "hedge" ótima	Efetividade do "hedge"
Cerrado x BMF	0,932524	93,73%
Sul de Minas x BMF	0,920555	93,93%
Mogiana x BMF	0,927655	93,89%
Paulista x BMF	0,899405	92,82%
Cerrado x CSCE	0,677326	74,38%
Sul de Minas x CSCE	0,661449	73,07%
Mogiana x CSCE	0,663601	72,61%
Paulista x CSCE	0,653083	73,48%

Fonte: Dados da pesquisa.

É interessante lembrar que a efetividade do "hedge" não depende da defasagem, ou não, da equação em diferença, ou melhor, a efetividade do "hedge" depende tão-somente do quadrado da correlação linear entre as variações dos preços a vista e as variações dos preços dos contratos futuros [ver equação (15)]. Assim, ao se compararem a efetividade do "hedge" das Tabelas 27 e 30 (diária), das Tabelas 28 e 31 (semanal) e das Tabelas 29 e 30 (quinzenal), verificou-se que a efetividade do "hedge" permanece a mesma em todos os pares das Tabelas referentes aos respectivos períodos.

A razão de "hedge" ótima, que é a razão entre a posição tomada em contratos futuros e a posição tomada no mercado a vista, com o objetivo de minimizar o risco da variação da receita do "hedger", varia com o modelo escolhido: em diferença (não-defasada) e em diferença defasada. As Tabelas 27, 28, 29, 30, 31 e 32 evidenciam tal fato.

Com relação à razão de "hedge" ótima, à medida que se aumentou o período das séries temporais, estas razões também aumentaram de valores. Nesse caso, pode-se sugerir que as variações de curto prazo sejam eliminadas (ou, pelo menos, amenizadas) com o aumento dos períodos, favorecendo o aumento da razão de "hedge" ótima, que é a razão da covariância entre as mudanças nos preços a vista e futuros pela variância dos preços futuros. Se as variações de curto prazo fossem eliminadas (ou, pelo menos, amenizadas) à medida que o período de análise aumentasse (de diário para semanal e de semanal para quinzenal), então pelo menos a variância dos preços futuros tenderia a diminuir, o que pode contribuir para o aumento da razão de "hedge" ótima. Outro ponto a notar, com relação à razão de "hedge" ótima, é que todos os valores listados nas Tabelas 27, 28, 29, 30, 31 e 32 são inferiores a 1, o que indica a necessidade de uma quantidade de contratos futuros inferior à posição que se quer "hedgear" (proteger) no mercado a vista, a fim de minimizar a variação da receita do "hedger".

Ao se comparar a efetividade do "hedge" nas Tabelas 27, 28, 29, 30, 31 e 32, verificou-se que, ao aumentar o período (de diário para semanal e de semanal para quinzenal) a efetividade também aumentou em todos os casos. A efetividade do "hedge", com período diário, situou-se em torno de 54% a 59% (Tabelas 27 e 30), e, quando se utilizou o período semanal, a efetividade subiu para valores entre 68% a 71% (Tabelas 28 e 31). Já a efetividade, para o período quinzenal, situou-se entre 72% a 93% (Tabelas 29 e 32). É interessante notar que o aumento do período das séries temporais deste estudo tornou as variações dos preços a vista e as variações dos preços futuros mais correlacionadas, o que aumenta a efetividade do "hedge". Portanto, tal aumento de período nestas séries temporais sugere que os ajustes de curto prazo sejam eliminados.

Nota-se também, nas Tabelas 27, 28, 29, 30, 31 e 32, que a efetividade do "hedge" nas operações efetuadas na BM&F é um pouco maior que a efetividade do "hedge" nas operações efetuadas na CSCE, ou seja, a diferença nas séries diárias (Tabelas 27 e 30) e semanais (Tabelas 28 e 31) são pequenas - em torno de 5%. No entanto, ao se analisarem as séries quinzenais (Tabelas 29 e

32), verificou-se que a diferença entre a efetividade do "hedge" nas operações de "hedge" efetuadas na BM&F e a efetividade do "hedge" nas operações realizadas na CSCE é de cerca de 20%, ou seja, num prazo mais longo, a efetividade do "hedge" nas operações efetuadas na BM&F pelos agentes da cadeia agroindustrial do café arábica, nas regiões do Cerrado, Sul de Minas, Mogiana e Paulista, é maior que nas operações efetuadas na CSCE. Isto pode ocorrer em virtude da distância entre os agentes da cadeia agroindustrial do café arábica no Brasil e a bolsa CSCE. Outro motivo pode ser a diferença existente entre o objeto do contrato futuro de café arábica da CSCE e o objeto do contrato futuro de café arábica da BM&F, este último, aparentemente, mais adequado aos agentes da cadeia agroindustrial do café arábica das regiões do Cerrado, Sul de Minas (Estado de Minas Gerais) e Mogiana e Paulista (Estado de São Paulo).

Verificou-se, conforme Tabelas 27, 28, 29, 30, 31 e 32, que, quanto à efetividade do "hedge" nas relações estimadas com a BM&F, a região Sul de Minas possui maior efetividade do "hedge" em relação a esta bolsa, seguida pela região de Cerrado, Mogiana e Paulista, quando observadas as séries diárias e semanais. Nas séries quinzenais, a ordem entre Cerrado e Mogiana se inverte, ou seja, Sul de Minas é seguida por Mogiana, Cerrado e Paulista.

Ao se analisarem as séries diárias e semanais, verificou-se que as regiões do Estado de Minas Gerais (Cerrado e Sul de Minas) possuem maior efetividade do "hedge" nas operações de "hedge" efetuadas na BM&F que as regiões do Estado de São Paulo (Mogiana e Paulista). Tal fato tem fundamento econômico, pois Minas Gerais é o maior produtor nacional de café arábica. É natural, portanto, que o objeto dos contratos futuros de café arábica da BM&F, ao adequá-los aos produtores brasileiros de café arábica, seja feito em relação às maiores regiões produtoras de café arábica do Brasil - no caso, o Estado de Minas Gerais. Isto explicaria a maior efetividade do "hedge" da região Sul de Minas, nas séries diárias e semanais (Tabelas 27 e 30 - séries diárias - e Tabelas 28 e 31 - séries semanais), em relação às demais regiões, nas operações de "hedge" realizadas na BM&F.

Com relação à efetividade do "hedge" nas relações estimadas com a CSCE, conforme Tabelas 27, 28, 29, 30, 31 e 32, é interessante notar que a região do Cerrado possui a maior efetividade do "hedge" nas operações de "hedge" efetuadas nesta bolsa, seguida por Paulista, Mogiana e Sul de Minas, nas séries diárias. Com relação às séries semanais, a ordem é Cerrado, Sul de Minas, Mogiana e Paulista; nas séries quinzenais, Cerrado, Paulista, Sul de Minas e Mogiana. É interessante notar (Tabelas 27 e 30) que o Sul de Minas tem a pior efetividade do "hedge" nas operações de "hedge" efetuadas na CSCE, ou seja, no curtíssimo prazo (séries diárias). Ao se analisarem as séries semanais (Tabelas 28 e 31), verificou-se que as regiões do Estado de Minas Gerais (Cerrado e Sul de Minas) - maiores produtores nacional de café arábica - possuem a maior efetividade do "hedge" nas operações de "hedge" efetuadas na CSCE, apesar de inferiores à efetividade do "hedge" nas operações efetuadas na BM&F.

Verificou-se, portanto, que a efetividade do "hedge" dos mercados deste estudo, em relação à BM&F (Bolsa de Mercadoria & Futuros - Brasil/São Paulo), foi sempre maior que a efetividade do "hedge" nestes mesmos mercados, em relação à CSCE ("Coffee, Sugar & Cocoa Exchange" - Estados Unidos/Nova Iorque). Isto pode ser devido ao fato de as bolsas da BM&F e da CSCE comercializarem padrões diferentes de café arábica, visto que o padrão comercializado pela BM&F seria mais adequado aos produtores brasileiros de café arábica que o padrão comercializado pela CSCE (ver Apêndices B e C). Além disso, a BM&F está mais próxima dos produtores brasileiros de café arábica, sendo natural, portanto, que seus contratos futuros tenham por objeto um produto mais adequado a estes.

É interessante notar que PACHECO (2000) também chegou ao mesmo resultado, quanto às bolsas da BM&F e da CSCE, apesar de ter utilizado metodologia e dados distintos dos utilizados neste estudo.

Portanto, não se rejeita a hipótese de que o "hedge" para o café arábica nas regiões do Cerrado e Sul de Minas (Estado de Minas Gerais) e Mogiana e Paulista (Estado de São Paulo), efetuado na BM&F, seja mais eficiente (mais efetivo) do que o efetuado na CSCE.

5. RESUMO E CONCLUSÕES

Desde o início do século XX, o café tem sido uma "commodity" importante na pauta das exportações brasileiras. O Brasil, no início do século XX, chegou a ter 80% de participação na comercialização mundial de café. Desde então, vem perdendo mercado, visto que hoje detém cerca de 20% das exportações mundiais de café. Vários fatores têm contribuído para esta queda de participação no mercado mundial, dentre os quais se destacam: (a) O aumento do número de países produtores de café; (b) A maior competitividade no mercado internacional; (c) O aumento na oferta de café; (d) A demanda estável (ou ligeiramente ascendente); (e) A mudança no tratamento do café, de "commodity" para produto diferenciado e com qualidade (inclusive com certificado de origem do produto), desvalorizando a "commodity" e valorizando o café diferenciado e com qualidade; (f) A perda da qualidade do café brasileiro em relação a dos demais países produtores de café; (g) O fato de o café ser um produto estocável, o que tem provocado aumento das expectativas de oferta; (h) O "custo Brasil", que tem, também, afetado o custo do café brasileiro, tornando-o menos competitivo internacionalmente. Tudo isto, aliado às condições climáticas, à diminuição da intervenção governamental, junto com a diminuição dos estímulos financeiros à produção do café e à liberalização

dos mercados, entre outros fatores, tem provocado um ambiente de elevada incerteza para os agentes da cadeia agroindustrial do café.

Integração espacial de mercado diz respeito ao grau de co-movimentação dos preços em diferentes locais, medido pela correlação entre eles, ou seja, integração espacial de mercado é a medida do grau em que choques de demanda e oferta em uma região são transmitidos a outra região (FACKLER e GOODWIN, 2000). Medir a integração de mercado é um dado básico para o entendimento de como um mercado específico trabalha (RAVALLION, 1986). Assim, o estudo da integração espacial dos mercados de café arábica do Cerrado e Sul de Minas (Estado de Minas Gerais) e Mogiana e Paulista (Estado de São Paulo) permite que políticas governamentais para o setor sejam elaboradas e avaliadas com base no entendimento de como este mercado específico funciona. Além disso, espera-se que os preços carreguem as informações disponíveis e, portanto, se ajustem rapidamente, sugerindo que estes mercados sejam eficientes. Tal estudo permite, também, que os agentes desta cadeia agroindustrial conheçam melhor como estes mercados trabalham, obtendo informações importantes sobre o comportamento dos preços nessas regiões. Isto possibilita, pois, melhor administração da comercialização do café arábica pelos agentes desta cadeia agroindustrial, nessas regiões.

Por outro lado, a volatilidade dos preços de café arábica, devido a fatores diversos como oferta, expectativas quanto aos estoques, condições climáticas, qualidade do café, competitividade, entre outros, leva a um ambiente de elevada incerteza. É natural, portanto, que os agentes da cadeia agroindustrial do café, especificamente do café arábica das regiões produtoras do Cerrado e Sul de Minas (Estado de Minas Gerais) e Mogiana e Paulista (Estado de São Paulo), busquem minimizar o risco de variação de suas rendas, utilizando os contratos futuros de café arábica para se protegerem. Assim, tais agentes buscam realizar o "hedge" (proteção) no mercado futuro, a fim de estabilizar suas rendas.

O maior problema enfrentado pelos negociadores de "commodities" é selecionar a proporção de posições a vista que seria coberta pelas posições no mercado de futuros (razão de "hedge" ótima) (MYERS e THOMPSON, 1989).

Assim, torna-se importante estudar o problema da razão de "hedge" ótima e da efetividade do "hedge" para o caso do café arábica das regiões do Cerrado e Sul de Minas (Estado de Minas Gerais) e Mogiana e Paulista (Estado de São Paulo), em relação às bolsas BM&F (Bolsa de Mercadorias & Futuros - Brasil/São Paulo) e CSCE ("Coffee, Sugar & Cocoa Exchange" - Estados Unidos/Nova Iorque), as quais comercializam contratos futuros de café arábica. Tal estudo permite conhecer a proporção de posições a serem tomadas no mercado futuro em relação à posição tomada no mercado a vista, que minimiza o risco da variação na receita do "hedger". Além disso, permite conhecer a eficiência da operação de "hedge" para o "hedge" dos mercados de café arábica dessas regiões, em relação aos respectivos contratos futuros nas bolsas da BM&F e da CSCE.

Este trabalho propôs, portanto, analisar a integração espacial dos mercados produtores de café arábica nos Estados de Minas Gerais (Cerrado e Sul de Minas) e São Paulo (Mogiana e Paulista) - primeira parte, bem como analisar a efetividade do "hedge" e calcular a razão de "hedge" ótima para o "hedge" do café arábica dessas regiões, efetuado nas bolsas da BM&F e CSCE" - segunda parte.

Com relação à primeira parte, utilizaram-se quatro séries temporais logaritmizadas, com periodicidade diária, sendo uma para cada região: Cerrado, Sul de Minas, Mogiana e Paulista. Construíram-se, a partir da série diária, mais quatro séries temporais logaritmizadas semanais, uma para cada região. A partir das séries temporais logaritmizadas semanais, construíram-se mais quatro séries temporais logaritmizadas quinzenais, uma para cada região.

Procedeu-se, então, ao estudo da Raiz Unitária destas séries, utilizando-se o Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Constatou-se que todas as doze séries (quatro diárias, quatro semanais e quatro quinzenais) eram não-estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença, ou seja, integradas de ordem 1, $I(1)$.

Sendo as séries integradas de mesma ordem, $I(1)$, passou-se, então, à análise da co-integração entre as séries temporais logaritmizadas diárias,

semanais e quinzenais, utilizando-se, então, o Teste de Johansen. Constatou-se que as séries temporais logaritmizadas diárias eram co-integradas, bem como as séries temporais logaritmizadas semanais e quinzenais. Concluiu-se, pois, que os mercados de café arábica das regiões produtoras do Cerrado e Sul de Minas (Estado de Minas Gerais) e Mogiana e Paulista (Estado de São Paulo) eram integrados espacialmente, ou seja, um choque de oferta ou demanda em um desses mercados afetava os preços de café arábica nos demais mercados.

Prosseguiu-se o estudo da integração espacial dos mercados com a análise do VEC (Vetor de Correção de Erro) e do Teste de Causalidade de Granger. Constatou-se, pelo Teste de Causalidade de Granger, que a região do Cerrado causava o preço das demais regiões. Tal constatação não tem, aparentemente, sentido econômico, pois se esperava que a região do Sul de Minas, que é uma das maiores produtoras e exportadoras de café arábica do Brasil, fosse a causa do preço das demais regiões.

A principal contradição verificada entre o VEC (Vetor de Correção de Erro) e o Teste de Causalidade de Granger é que, pelo VEC (Vetor de Correção de Erro), a transmissão de preços ocorria no sentido de Sul de Minas para Paulista, resultado não confirmado pelo Teste de Causalidade de Granger. Uma explicação para tal contradição é o fato de o Sul de Minas e Paulista serem os dois mercados mais próximos da região de Mogiana. Assim, por estarem muito próximos Mogiana e Sul de Minas e Paulista e Mogiana, pode ocorrer que um choque que afete o preço em uma região (Mogiana) se transmita quase que instantaneamente às outras (Sul de Minas e Paulista), devido à proximidade destas, ou, então, por estarem próximos os mercados de Mogiana e Sul de Minas, pode-se considerá-los um mercado único (um "mega-mercado" que abrange as duas regiões: Sul de Minas e Mogiana). Portanto, um choque (alteração) de preço neste "mega-mercado" se transmitiria à região Paulista.

É importante lembrar que o teste de causalidade de Granger mede a precedência e o volume de informação, mas não indica por ele mesmo a causalidade no uso mais comum do termo, ou seja, o fato de o Cerrado ser causa dos demais mercados não implica que os choques (alterações) de preços dos

demais mercados sejam o efeito ou o resultado dos choques (alterações) de preços ocorridas no Cerrado.

A segunda grande parte deste estudo diz respeito à efetividade do "hedge" e ao cálculo da razão de "hedge" ótima. Nesta parte utilizaram-se séries temporais não-logaritmizadas das regiões produtoras de café arábica dos Estados de Minas Gerais (Cerrado e Sul de Minas) e São Paulo (Mogiana e Paulista), tanto diárias quanto semanais e quinzenais, bem como séries temporais não-logaritmizadas do primeiro vencimento dos contratos futuros comercializados nas bolsas da BM&F (Bolsa de Mercadorias & Futuros - Brasil/São Paulo) e CSCE ("Coffee, Sugar & Cocoa Exchange" - Estados Unidos/Nova Iorque).

Primeiro, procedeu-se à escolha do(s) modelo(s) a ser(em) estimado(s), conforme sugestões de MYERS e THOMPSON (1989). Assim, procedeu-se ao Teste de Raiz Unitária (Teste de Dickey-Fuller Aumentado - ADF) para as séries temporais não-logaritmizadas do Cerrado, Sul de Minas, Mogiana e Paulista, bem como para as séries temporais não-logaritmizadas do primeiro vencimento dos contratos futuros da BM&F e da CSCE, tanto diárias quanto semanais e quinzenais. Verificou-se, então, que todas as séries temporais eram não-estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença, ou seja, todas as séries eram integradas de ordem 1, $I(1)$.

Seguindo a sugestão de MYERS e THOMPSON (1989), procedeu-se à escolha dos modelos em diferença (não-defasados e defasados). Em seguida, estimaram-se tais modelos conforme os seguintes pares de séries temporais: Cerrado x BMF, Cerrado x CSCE, Sul de Minas x BMF, Sul de Minas x CSCE, Mogiana x BMF, Mogiana x CSCE, Paulista x BMF e Paulista x CSCE. Ao se analisarem os modelos estimados, concluiu-se que a efetividade do "hedge", bem como a razão de "hedge" ótima, aumentou em todos os modelos, com o aumento do período (de diário para semanal e de semanal para quinzenal), o que sugere que os ajustes de curto prazo eram eliminados (ou, pelo menos, amenizados) à medida que se aumentava o período da série temporal.

Verificou-se, também, que em ambos os modelos em diferença (não-defasado e defasado), tanto diário quanto semanal e quinzenal, a efetividade do

"hedge" dos mercados de café arábica do Cerrado, Sul de Minas, Mogiana e Paulista, em relação ao primeiro vencimento dos contratos futuros da BM&F, era sempre maior que em relação ao primeiro vencimento dos contratos futuros da CSCE. Como os contratos futuros da BM&F e da CSCE têm padrões diferentes, verificou-se que os contratos futuros da BM&F eram mais adequados (maior efetividade do "hedge") que os da CSCE, o que é natural, pois a BM&F está mais próxima dos produtores brasileiros de café arábica e tal proximidade lhes proporciona contratos futuros com objetos mais adequados à "commodity" café arábica por eles comercializadas.

Assim, não se rejeitaram as hipóteses deste trabalho, ou seja, de que os mercados de café arábica das regiões do Cerrado e Sul de Minas (Estado de Minas Gerais) e Mogiana e Paulista (Estado de São Paulo), no período de setembro de 1996 e outubro de 2000, tanto diária quanto semanal e quinzenal, sejam integrados e que a efetividade do "hedge", para estes mesmos mercados e períodos, em relação aos contratos da BM&F, seja maior que a dos contratos futuros da CSCE.

Com relação à Integração Espacial, as conclusões sugerem que o mercado brasileiro de café arábica esteja funcionando adequadamente. Por tratar-se de um mercado bastante competitivo, o mercado de café arábica tem apresentado rápida difusão de informações entre os agentes desta cadeia agroindustrial, o que permite que os mecanismos de arbitragem e a "Lei do Preço Único" funcionem a contento. Dessa forma, intervenções governamentais neste mercado devem ser pensadas com extremo cuidado, para que tais intervenções não venham a originar focos de ineficiência. De certa forma, um processo de liberalização do setor já vem ocorrendo desde o início da década de 90. Porém, os resultados aqui apresentados fornecem suporte adicional para que o processo de liberalização seja aprofundado em relação à cadeia agroindustrial de café do Brasil.

Para estudos futuros sobre Integração Espacial do Mercado Brasileiro de Café Arábica, sugere-se a agregação de informações sobre o fluxo de comércio de café arábica entre as regiões, a fim de identificar a extensão, o padrão e o grau

de integração neste mercado. Estudos sobre a dinâmica espacial de ajustamento de preços neste mercado também contribuirão para o melhor entendimento do funcionamento deste.

Com relação à Efetividade do "Hedge" e à Razão do "Hedge" Ótima, as conclusões sugerem que as operações de "hedge" de café arábica, realizadas na BM&F (Brasil), sejam mais efetivas que as operações de "hedge" realizadas na CSCE (Estados Unidos). Sugere-se, portanto, com base nos resultados deste estudo, que os agentes da cadeia agroindustrial do café arábica brasileiro devam realizar suas operações de "hedge" na BM&F (Brasil). Sugere-se, também, que novos estudos sejam realizados periodicamente para confirmar se tais conclusões continuam válidas ou se sofreram alterações e quais os motivos para tais modificações. Caso haja alterações indicadas por novos estudos, as sugestões acima devem ser revistas. Novos estudos podem, também, incluir a Bolsa de Londres (LIFFO), apesar de esta bolsa comercializar contratos futuros de café robusta.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGUIAR, D.R.D. **Mercados futuros e agropecuários**. Viçosa: UFV, 1999. 84 p.

AGUIAR, D.R.D. Mercados futuros e a gestão do risco no agronegócio brasileiro. In: SANTOS, M.L., VIEIRA, W.C. **Agricultura na virada do milênio - velhos e novos desafios**. Viçosa: UFV, 2000. cap. 20, p. 421-436.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DOS EXPORTADORES DE CAFÉ - ABECAFÉ. **Estimativa da safra brasileira de café**. [fev. 2001]. (www.abecafe.com.br).

BLANK, S.C., CARTER, C.A., SCHMIESING, B.H. **Futures and options markets - trading in commodities and financials**. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 1991. 410 p.

COSTA, S.M.A.L., FERREIRA FILHO, J.B.S. Liberalização comercial no Brasil e integração nos mercados de commodities agrícolas: os mercados de algodão, milho e arroz. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 38, n. 2, p. 41-70, 2000.

DICKEY, D.A., FULLER, W.A. Distribution of estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of American Statistical Association**, v. 74, p. 427-431, 1979.

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

EViews. **User's guide**. Irvine: QMS, 1997. 656 p. (Versão 3.0).

- FACKLER, P.L., GOODWIN, B.K. **Spatial price analysis. Forthcoming, Handbook of Agricultural Economics.** North-Holland, 2000. p. 1-59.
- FNP CONSULTORIA & COMÉRCIO - FNP. **Agriannual 201 - anuário da agricultura brasileira.** São Paulo: 2000. p. 221-243.
- GOODWIN, B.K., SCHROEDER, T.C. Cointegration tests and spacial price linkages in regional cattle markets. **American Journal of Agricultural Economics**, p. 452-464, May 1991.
- GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. **Econométrica**, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.
- GUJARATI, D.N. **Econometria básica.** São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.
- HARRIS, R.I.D. **Using cointegration analisis in econometric modeling.** new York: Prentice Hall, 1995. 176 p.
- HILL, C., GRIFFITHS, W., JUDGE, G. **Econometria.** São Paulo: Saraiva, 1999. 408 p.
- HULL, J. **Introdução aos mercados futuros e de opções.** São Paulo: Cultura, 1994. 410 p.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Levantamento sistemático da produção agrícola.** Rio de Janeiro: 2000. v. 12, n. 12, p. 1-6 e p. 28-29.
- JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inferences on co-integration - with aplication to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, p. 169-210, 1990.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of co-integration vectores in gaussian vector autoregressive models. **Econométrica**, v. 59, p. 1551-1580, 1991.
- JOHANSEN, S. **Likelihood-based inference in co-integrated vector autoregressive models.** Oxford: Oxford University, 1995.
- LEITE, C.A.M., SILVA, O. **A demanda de cafés especiais.** Viçosa: UFV, 2000. (II Encontro de Café com Qualidade).
- LEITE, J.L.F. **Brasil: o gigante do café.** [fev. 2001]. (www.cafe.com.br/trabalho).

- MARQUES, P.V., MELLO, P.C. **Mercados futuros de commodities agropecuárias: exemplos e aplicações para os mercados brasileiros**. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 1999.
- MYERS, R.J., THOMPSON, S.R. Generalized optimal hedge ratio estimation. **American Journal Agricultural Economics**, p. 858-867, 1989.
- OLIVEIRA, J.T. **História do café no Brasil e no mundo**. Belo Horizonte: Itatiaia, 1993. 440 p.
- ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO CAFÉ - OIC. **Exportações por membros exportadores para todos destinos - dezembro 2000**. [fev. 2001]. (www.ico.org.br).
- OSTERWALD-LENUM, M. A note with quantiles of asymptotic distribution of the maximum likelihood co-integration rank test statistic. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 54, p. 461-472, 1992.
- PACHECO, F.B.P. **Análise das operações de hedging em mercados futuros: o caso do café arábica no Brasil**. São Paulo: ESALQ, 2000. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2000.
- QUANDO a psicologia explica a reação dos investidores. **Revista Bovespa**, São Paulo, v. 6, n. 67, p. 50-53, 1999.
- RAVALLION, M. Testing market integration. **American Journal Agricultural Economics**, n. 68, p. 102-109, 1986.
- RESUMO das operações. **Resenha BM&F**, São Paulo, n. 136, p. 116, 1999.
- RESUMO das operações. **Resenha BM&F**, São Paulo, n. 142, p. 103, 2000.
- RICHARDSON, D.J. Some empirical evidence on commodity arbitrage and the law of one price. **Journal of International Economics**, n. 8, p. 341-351, 1978.
- SAES, M.S.M., JAYO, M. **Competitividade do sistema agroindustrial do café**. [dez. 2000]. (www.café.com.br).
- SANTANA, A.C. Comercialização e integração de mercado na pecuária de corte do Estado do Pará. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 36, 1998, Poços de Caldas. **Anais...** Brasília: SOBER, 1998.
- SANDRONI, P. **Dicionário de economia**. São Paulo: Best Seller, 2000. 651 p.

STOLL, H.R., WHALEY, R.E. **Hedging with futures contracts. Futures and options-theory and applications.** Cincinnati: South-Western, 1993. p. 413.

TAVARES, M.D.F. **Análise técnica: gráfico de barras. Avaliação de investimentos em ações.** Rio de Janeiro: IBMEC, 1987.

VASCONCELOS, M.A.S., ALVES, D. **Manual de econometria.** São Paulo: Atlas, 2000. 308 p.

VEGRO, C.L.R., MARTIN, N.B., MORICOCHI, L. Sistemas de produção e competitividade da cafeicultura paulista. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 30, n. 6, jun. 2000.

APÊNDICES

APÊNDICE A

DADOS DIÁRIOS EQUALIZADOS

Tabela 1A - Dados diários equalizados por região (Brasil) e bolsa de valores (BMF e CSCE) - preços em dólares - período: 03/09/96 a 31/10/2000

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
03/09/96	117,24	117,22	116,83	116,37	125	125,05
04/09/96	117,00	116,96	116,57	115,91	125,5	124,20
05/09/96	115,75	115,97	115,58	114,00	124,7	122,60
06/09/96	115,48	115,65	115,19	113,37	125,5	124,60
09/09/96	114,49	114,46	114,72	112,72	124,5	122,50
11/09/96	111,35	111,14	111,01	108,56	123	117,15
13/09/96	113,50	112,89	112,95	110,86	119,5	115,25
17/09/96	115,82	115,07	115,20	112,90	121	112,20
18/09/96	114,58	114,49	114,26	112,42	121	109,20
23/09/96	113,51	112,79	112,61	111,32	121	104,55
24/09/96	113,65	113,38	113,43	111,87	123	106,00
25/09/96	113,48	113,35	113,29	111,78	123,1	106,45
26/09/96	112,98	112,78	112,63	111,25	121,5	105,70
27/09/96	112,25	112,15	111,64	111,21	120,5	105,25
30/09/96	109,84	109,34	109,46	107,78	117,6	102,95
01/10/96	111,46	110,60	110,50	109,41	118,65	104,75
02/10/96	111,82	111,12	111,40	109,56	119,1	105,40
04/10/96	113,93	113,69	113,56	112,65	122,9	109,80
07/10/96	116,47	116,30	116,04	113,82	126,1	112,70
08/10/96	116,21	115,63	115,28	113,09	125	112,50

Tabela 1A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
09/10/96	116,81	116,26	116,06	113,33	124	113,55
10/10/96	115,93	115,44	115,28	113,02	124,9	114,90
11/10/96	116,22	115,99	115,49	112,93	125	116,30
14/10/96	114,26	114,04	114,04	111,17	122,8	115,10
15/10/96	113,87	113,73	113,66	111,26	121,8	114,20
16/10/96	112,82	112,26	112,57	110,03	118,5	112,20
17/10/96	111,00	110,85	110,43	109,31	116,8	109,90
18/10/96	110,48	109,97	109,03	108,14	117,4	109,10
21/10/96	112,19	111,85	112,01	110,81	120,8	113,00
22/10/96	115,72	115,69	115,78	113,67	122,8	117,60
23/10/96	115,57	115,70	115,01	113,39	121,2	119,30
24/10/96	113,69	112,40	112,62	110,06	120,05	117,45
25/10/96	112,13	111,58	111,50	110,15	120	116,00
28/10/96	112,48	111,77	111,89	109,76	122,6	119,10
29/10/96	112,25	112,00	111,90	110,65	121	116,35
30/10/96	112,37	112,29	112,50	110,98	123,1	119,15
31/10/96	112,59	112,58	112,43	110,39	122,25	117,20
01/11/96	112,93	112,77	112,95	110,62	122,8	117,25
04/11/96	113,40	112,83	113,33	110,94	122,9	117,75
05/11/96	113,49	113,59	113,72	111,10	123,4	118,85
06/11/96	115,89	115,64	115,54	113,25	127,9	124,30
07/11/96	116,41	115,87	115,77	113,44	127,5	127,35
08/11/96	115,60	115,25	114,66	114,25	127	125,85
11/11/96	112,42	111,42	111,62	109,41	124,2	119,95
12/11/96	113,56	112,69	113,28	110,89	125,3	118,20
13/11/96	116,31	115,02	115,86	114,04	126,5	118,50
14/11/96	116,74	116,25	116,49	114,63	127,1	121,60
18/11/96	116,35	115,79	115,67	114,52	127,5	119,55
19/11/96	117,16	117,07	116,99	114,68	129,5	122,25
20/11/96	118,59	118,28	118,86	115,90	128,7	120,75
21/11/96	115,75	115,31	115,01	112,05	125,8	117,25
22/11/96	116,43	115,63	116,62	112,33	126,7	118,25
25/11/96	115,50	115,04	114,32	114,26	125,9	117,75
26/11/96	115,87	115,38	115,35	112,65	126,4	117,15
27/11/96	115,88	115,21	115,29	113,29	126	116,25
02/12/96	113,85	112,96	113,59	111,47	123,9	114,80
03/12/96	115,24	114,40	114,24	112,12	123,2	114,30
04/12/96	115,42	114,56	114,12	111,26	123,5	112,80
05/12/96	115,28	114,61	114,36	111,78	123	112,45
06/12/96	115,28	114,47	114,75	111,57	123,5	111,75
09/12/96	116,23	115,75	115,49	113,45	125	113,10
10/12/96	117,22	116,37	116,92	113,74	126,5	117,75
11/12/96	117,30	117,27	117,37	113,94	127	119,00
12/12/96	118,67	118,47	118,26	114,54	128	123,40
13/12/96	120,90	120,57	120,49	115,97	130	129,40
16/12/96	120,87	121,01	121,52	116,74	130	124,50
18/12/96	126,77	126,21	126,03	123,68	135,5	111,90

Tabela 1A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
19/12/96	125,53	124,60	125,44	122,46	134	110,20
20/12/96	126,31	125,61	124,94	124,51	135,4	112,15
23/12/96	124,99	124,82	124,45	120,77	137,1	113,10
26/12/96	127,24	127,17	127,32	124,86	137	114,75
27/12/96	131,08	130,18	130,74	126,42	139,9	116,20
30/12/96	132,75	131,55	130,75	128,21	139,6	115,95
02/01/97	132,88	132,75	132,40	130,20	139,5	116,65
03/01/97	135,75	135,14	134,65	132,18	142,2	116,25
06/01/97	134,79	133,90	133,44	130,74	141	114,05
07/01/97	139,60	137,82	137,44	135,56	147,4	119,35
08/01/97	143,10	141,88	142,68	136,79	149	118,90
09/01/97	145,48	145,13	144,85	141,95	151,5	119,35
10/01/97	146,58	145,43	145,63	143,27	152,8	119,60
13/01/97	145,95	144,98	144,55	142,80	153	118,45
14/01/97	148,82	147,83	148,41	144,71	159	122,20
15/01/97	150,79	149,42	150,10	146,33	160,1	122,60
16/01/97	151,18	150,21	150,19	146,73	159,8	123,05
17/01/97	152,41	150,97	151,05	146,90	161	124,00
20/01/97	154,61	153,40	154,28	151,01	166,4	129,25
21/01/97	155,22	154,63	154,72	152,33	169,1	129,65
22/01/97	164,59	163,79	164,03	159,10	175,3	135,30
23/01/97	171,61	170,91	170,69	167,31	180,8	140,05
24/01/97	168,31	167,37	167,41	162,12	175,2	136,90
27/01/97	163,70	163,49	163,53	157,73	175	136,60
28/01/97	164,93	164,56	164,90	161,11	177	139,50
29/01/97	172,46	171,73	171,72	169,11	182,7	144,60
30/01/97	166,29	164,96	165,83	159,64	174,5	140,30
31/01/97	163,50	162,63	162,50	158,66	175	139,40
03/02/97	166,99	165,86	166,53	163,26	183,3	145,65
04/02/97	171,11	169,20	170,03	164,30	182,25	147,45
05/02/97	167,32	166,13	166,15	163,26	177	144,55
06/02/97	171,94	170,03	170,87	166,02	185,2	150,80
07/02/97	172,77	171,11	172,56	167,10	187	151,05
12/02/97	191,36	189,30	190,51	185,32	215	171,85
13/02/97	197,60	195,05	194,76	189,61	216,5	180,05
14/02/97	196,59	194,46	194,73	190,90	209,5	177,85
18/02/97	183,95	182,60	183,07	179,03	197,6	168,10
19/02/97	191,30	190,03	190,59	185,27	209	175,30
20/02/97	193,19	191,75	192,52	187,94	207	178,45
21/02/97	188,07	185,51	185,22	183,02	204	174,80
24/02/97	188,50	185,21	186,47	182,36	202,5	173,45
25/02/97	193,36	191,85	191,38	186,66	201,5	174,15
26/02/97	198,51	196,69	196,88	189,50	212	185,45
27/02/97	195,89	193,09	193,82	189,72	212	183,10
28/02/97	197,23	195,44	195,95	193,04	213	190,40
03/03/97	202,65	200,43	201,34	195,64	218	198,45
04/03/97	208,97	206,78	207,02	203,23	221	211,65

Tabela 1A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
05/03/97	216,69	214,57	214,74	208,75	225,5	219,75
11/03/97	220,32	218,98	219,66	213,10	244	219,00
13/03/97	208,06	207,37	206,35	199,77	237	202,00
18/03/97	196,69	192,96	194,96	188,90	215,5	209,60
19/03/97	199,69	198,64	199,85	192,08	212,6	168,10
20/03/97	198,95	198,46	197,78	192,54	212,5	169,15
21/03/97	197,61	196,15	197,24	190,18	211,5	165,75
24/03/97	192,25	190,18	191,19	187,49	206,5	162,90
25/03/97	202,44	198,69	199,47	194,17	221,4	179,30
26/03/97	212,67	211,53	211,81	205,00	229,5	186,85
31/03/97	213,48	212,26	212,21	206,12	234,2	191,15
01/04/97	215,50	214,61	215,15	209,65	239,5	194,30
02/04/97	217,26	214,32	216,00	210,00	233,3	193,15
03/04/97	203,68	202,14	201,30	193,70	219	177,70
04/04/97	200,01	198,55	199,34	191,65	221,5	179,15
07/04/97	203,76	201,84	202,93	193,25	221	179,40
08/04/97	203,61	201,55	202,15	192,30	221	178,75
09/04/97	209,30	206,72	207,40	197,17	230,8	189,70
10/04/97	208,65	206,77	207,91	201,56	230,8	191,05
11/04/97	207,42	206,37	207,31	201,40	224,6	189,10
14/04/97	208,49	206,94	207,58	201,43	228,4	196,00
15/04/97	209,28	206,86	208,41	203,81	225,3	192,40
16/04/97	217,78	215,27	216,07	210,48	233,5	208,05
17/04/97	216,48	214,11	215,04	210,89	229,75	209,80
18/04/97	218,13	215,59	215,95	212,60	231,5	216,55
22/04/97	211,26	208,66	211,37	205,90	223	211,20
23/04/97	215,43	213,76	214,06	207,67	227	214,30
24/04/97	215,65	213,82	215,10	209,27	231,5	219,75
25/04/97	212,68	212,27	213,00	206,93	227	216,35
28/04/97	214,96	213,43	213,68	208,60	227,75	220,25
29/04/97	216,52	215,82	215,88	209,57	230,5	226,40
30/04/97	221,39	218,87	220,01	214,04	238,5	239,05
02/05/97	221,87	219,07	219,20	214,13	235,5	247,55
05/05/97	223,10	221,01	219,39	215,95	233,5	250,90
06/05/97	218,61	217,13	216,85	213,21	227,3	249,60
07/05/97	218,41	216,94	217,06	210,20	230	245,65
08/05/97	220,07	219,19	219,36	213,05	233	240,00
12/05/97	225,91	224,08	224,29	219,25	240	245,65
13/05/97	230,04	227,73	229,03	222,97	235,5	261,00
14/05/97	229,85	227,94	229,05	222,15	243	261,50
15/05/97	236,61	233,92	234,85	229,74	237	277,05
19/05/97	234,01	232,42	232,36	227,57	238	255,25
22/05/97	248,77	247,18	248,96	243,81	257,3	260,30
23/05/97	247,46	246,94	247,23	243,44	254,5	256,85
26/05/97	247,67	246,42	247,25	242,12	257	274,30
27/05/97	260,49	257,88	258,35	253,22	271	295,55
28/05/97	281,88	278,12	279,44	275,72	289,2	314,80

Tabela 1A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
30/05/97	264,16	261,44	266,40	252,87	272	276,40
02/06/97	243,26	239,35	240,52	232,74	259	253,95
03/06/97	250,09	247,51	248,51	244,43	271	264,20
04/06/97	249,20	248,41	247,27	243,36	262,5	251,55
05/06/97	241,35	238,91	236,77	232,61	249	230,50
06/06/97	247,77	243,64	242,18	238,30	251	237,25
09/06/97	252,72	249,43	252,23	245,95	264	253,30
10/06/97	233,85	231,36	232,39	227,23	236,5	217,95
11/06/97	227,46	225,96	225,60	220,52	235	207,65
12/06/97	236,47	233,95	233,58	227,64	240,75	207,80
13/06/97	219,13	218,94	215,64	213,28	231,1	195,70
16/06/97	215,96	211,71	214,75	208,93	234,5	196,50
17/06/97	225,40	223,99	225,06	216,97	240,5	208,70
19/06/97	224,45	223,28	222,59	219,43	228,5	195,90
20/06/97	223,79	221,74	221,06	216,90	224,1	198,95
23/06/97	216,92	216,38	215,23	212,15	217,7	194,65
24/06/97	214,04	212,28	212,35	210,77	215,5	198,00
25/06/97	212,70	210,01	210,67	209,01	216,5	200,00
26/06/97	200,62	198,35	201,49	199,35	199,4	190,25
27/06/97	198,91	195,80	200,04	188,47	201,5	189,90
30/06/97	199,84	199,59	199,86	193,09	205	192,40
01/07/97	200,97	199,40	199,71	193,87	206,5	196,50
02/07/97	197,79	195,38	196,45	190,64	201,4	196,00
03/07/97	193,37	192,19	193,31	190,27	196	187,50
07/07/97	182,26	181,69	181,58	179,76	191,9	185,25
08/07/97	186,33	184,51	186,96	182,44	196,5	191,50
10/07/97	174,11	171,88	170,89	171,02	187	182,50
11/07/97	178,46	176,57	180,00	172,05	188	186,00
14/07/97	178,00	177,53	178,19	169,83	192	187,00
15/07/97	174,15	173,36	173,38	166,36	197	184,50
16/07/97	175,37	175,58	174,66	170,26	193	187,25
17/07/97	174,16	173,46	174,39	168,26	192	186,90
18/07/97	178,73	176,54	176,67	172,48	184	192,50
21/07/97	171,39	170,06	169,40	169,26	185	195,70
22/07/97	176,41	174,84	175,58	172,32	188	169,10
24/07/97	182,90	181,27	182,81	178,70	192,8	180,40
25/07/97	181,05	178,82	179,84	175,01	188,5	176,30
28/07/97	186,95	185,15	185,28	182,00	196	188,35
29/07/97	186,50	184,90	186,60	182,81	198	188,90
30/07/97	186,11	184,46	184,30	181,23	194,3	185,75
31/07/97	183,17	182,10	182,83	179,71	195,9	184,50
01/08/97	183,65	183,03	183,19	180,73	197,1	184,95
04/08/97	191,23	190,56	190,25	186,85	204,7	193,75
05/08/97	195,12	194,93	194,86	191,40	210	203,10
06/08/97	193,76	192,29	191,85	188,68	208,1	200,55
07/08/97	199,75	199,00	198,98	195,67	212,1	208,80
08/08/97	199,49	198,38	198,91	195,59	212,7	205,85

Tabela 1A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
11/08/97	197,23	196,38	196,96	193,46	209,5	199,35
12/08/97	192,68	191,95	193,05	188,27	203,9	188,20
13/08/97	188,41	187,06	188,94	186,77	202,2	183,10
14/08/97	191,99	191,17	191,93	189,15	203	184,55
15/08/97	188,44	187,27	187,57	183,63	199	177,95
18/08/97	188,87	187,24	188,43	184,40	201	180,20
19/08/97	194,58	193,10	193,99	189,09	207	187,10
20/08/97	188,76	187,60	187,75	186,46	203	170,70
21/08/97	192,94	190,96	192,31	186,68	203,9	171,55
22/08/97	189,62	188,97	188,52	185,87	201,75	171,30
25/08/97	190,00	188,91	188,87	185,71	203	173,00
26/08/97	191,68	189,77	190,12	186,66	206	178,15
27/08/97	195,83	193,61	193,99	188,90	210,5	183,50
28/08/97	194,93	195,70	195,37	191,94	214,5	186,85
29/08/97	202,42	200,73	201,31	196,61	222	191,50
02/09/97	209,35	206,98	207,73	202,77	225	196,25
03/09/97	215,73	214,71	215,35	208,01	232,5	201,50
04/09/97	221,05	219,29	219,68	213,74	238	210,50
05/09/97	216,86	215,17	215,02	209,47	233,5	208,90
08/09/97	215,89	214,38	214,92	205,76	235	207,50
09/09/97	212,77	210,98	211,20	207,28	229,5	201,25
10/09/97	212,42	209,80	210,29	205,34	228	199,00
11/09/97	214,92	212,35	213,03	207,93	233	207,50
12/09/97	202,79	199,88	200,68	196,41	221	188,25
15/09/97	197,96	196,63	197,02	193,73	221	187,00
16/09/97	194,38	192,24	193,05	187,97	214	185,50
17/09/97	200,60	198,13	197,64	193,66	208	194,00
18/09/97	194,69	192,51	192,60	188,64	205	177,75
19/09/97	199,36	197,67	197,35	194,27	208	174,15
23/09/97	195,20	192,78	193,00	187,75	202,4	168,85
24/09/97	195,05	192,90	193,61	188,93	201,5	168,65
25/09/97	190,62	189,12	188,78	185,17	198,5	166,00
26/09/97	190,19	188,00	188,13	184,54	198,4	165,60
29/09/97	188,53	186,99	185,67	182,24	195	160,75
30/09/97	188,69	186,76	186,93	182,24	196,5	162,50
01/10/97	187,26	185,88	186,19	183,29	196,4	162,35
02/10/97	185,76	183,73	183,88	180,74	195,3	161,05
03/10/97	187,25	184,88	184,88	181,22	195,9	161,95
06/10/97	193,83	191,34	191,81	187,20	202,2	169,95
07/10/97	186,46	184,98	184,93	180,69	195,7	162,15
08/10/97	190,74	187,96	188,05	185,08	199	167,00
09/10/97	188,38	186,28	185,87	183,08	197,5	163,75
10/10/97	190,51	188,47	188,73	184,02	199,5	166,10
13/10/97	190,10	188,38	187,92	185,66	200,4	167,90
14/10/97	191,10	188,74	188,82	184,29	199	166,40
15/10/97	191,65	190,61	190,49	186,35	199,1	166,05
16/10/97	187,08	186,12	185,65	181,93	194	157,25

Tabela 1A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
17/10/97	182,16	181,01	180,16	175,55	188	150,30
20/10/97	182,19	180,63	181,25	176,33	187,5	150,70
21/10/97	182,20	180,47	181,42	175,89	188,5	150,20
22/10/97	182,01	181,15	181,31	176,97	188,4	150,20
23/10/97	181,13	179,37	179,35	175,65	188,8	152,20
24/10/97	180,41	178,64	178,64	175,48	188,5	152,90
27/10/97	179,40	178,54	178,65	174,74	188	153,60
28/10/97	179,17	176,76	177,16	173,93	185,8	150,70
29/10/97	179,85	178,49	178,41	174,93	186,3	150,60
30/10/97	178,83	176,97	176,95	172,63	185	148,15
31/10/97	178,27	176,33	175,67	172,81	186	148,65
03/11/97	174,08	172,59	172,56	170,62	183,5	144,10
04/11/97	172,10	171,28	171,95	168,43	184	144,30
05/11/97	176,42	174,77	175,20	172,73	188,3	153,25
06/11/97	172,37	171,09	171,19	168,91	184,5	146,00
07/11/97	177,49	176,20	175,98	172,29	186,25	149,80
10/11/97	180,75	180,06	180,07	176,61	188,6	156,85
11/11/97	181,00	179,60	179,69	176,29	190,5	156,25
12/11/97	183,44	181,65	181,77	178,88	192,5	159,65
13/11/97	185,10	183,75	184,24	180,27	197	164,40
14/11/97	186,38	184,86	184,78	180,76	198	163,40
17/11/97	186,19	184,57	184,98	180,35	198,7	159,30
18/11/97	187,00	185,63	185,78	182,44	202,5	164,95
19/11/97	190,34	188,90	188,77	184,76	204	165,95
20/11/97	185,59	184,60	183,78	179,97	200,3	162,20
21/11/97	185,71	184,88	184,14	181,88	199,5	161,15
24/11/97	184,83	183,89	184,02	180,86	201,5	159,45
25/11/97	186,93	185,04	185,37	182,45	200,5	158,90
26/11/97	188,07	186,84	186,79	182,57	202	161,00
01/12/97	195,78	194,48	194,75	189,49	211	169,20
02/12/97	200,80	199,12	199,28	193,24	218,5	175,50
03/12/97	201,92	199,73	200,93	195,70	217	174,00
04/12/97	203,36	201,19	201,42	197,65	217	175,00
05/12/97	207,09	204,74	205,23	200,94	221	178,95
08/12/97	206,82	205,87	205,71	201,51	219,25	178,00
09/12/97	217,28	215,73	216,67	213,01	231	187,50
11/12/97	222,83	220,50	220,91	214,23	232	183,50
22/12/97	196,56	194,39	194,42	192,49	209,8	157,05
23/12/97	200,46	199,60	199,77	193,72	214,5	162,40
26/12/97	200,63	197,43	199,14	192,86	210,5	159,80
29/12/97	203,90	201,36	202,94	196,57	213,2	163,25
30/12/97	203,49	202,13	202,39	198,76	214,5	164,80
05/01/98	207,76	205,70	206,62	202,25	220	170,70
06/01/98	204,39	202,28	203,16	198,01	213,5	161,40
07/01/98	208,16	205,38	206,85	200,12	217	162,10
08/01/98	213,33	211,86	212,49	207,66	226,5	167,85
09/01/98	215,42	212,94	214,62	207,49	223	162,05

Tabela 1A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
12/01/98	214,78	213,16	213,28	209,82	224,4	159,70
13/01/98	222,84	221,52	222,06	217,87	229	164,45
14/01/98	224,34	222,86	222,97	219,23	229	164,80
15/01/98	225,29	223,76	223,46	219,74	231,5	168,20
16/01/98	220,76	219,72	219,65	217,66	231,5	167,05
20/01/98	226,44	224,72	225,11	221,81	240	178,05
21/01/98	226,38	225,21	225,33	222,28	236,5	177,50
22/01/98	223,61	222,07	222,02	219,62	236	176,85
23/01/98	223,25	221,82	221,73	220,53	236	178,80
26/01/98	223,55	220,72	220,77	217,94	230,5	173,35
27/01/98	215,91	213,88	215,00	210,16	229	170,80
28/01/98	221,33	218,59	219,27	213,91	234	175,75
29/01/98	222,79	220,92	221,62	216,53	235	177,10
30/01/98	221,13	220,07	220,45	215,60	233	174,70
02/02/98	222,73	221,85	221,99	217,05	236	178,20
03/02/98	221,61	220,62	220,39	216,24	233	176,75
04/02/98	222,48	220,73	221,70	216,86	236	180,10
05/02/98	222,25	220,65	220,70	215,89	236	181,95
06/02/98	219,35	217,80	218,20	212,43	232,8	177,55
09/02/98	214,20	211,40	211,70	208,38	228,5	173,35
10/02/98	209,84	207,15	207,18	202,54	223	168,00
11/02/98	208,81	205,46	206,96	200,21	221,5	166,80
12/02/98	208,65	205,44	206,72	201,06	223,5	168,20
13/02/98	207,62	205,69	206,41	200,48	222,5	167,40
17/02/98	205,31	203,00	203,65	198,34	219	164,75
18/02/98	212,11	209,53	209,72	203,19	224	171,25
19/02/98	217,20	214,75	215,12	210,51	227,25	174,15
20/02/98	215,50	213,79	214,33	211,08	226,5	175,05
25/02/98	214,07	211,27	210,92	208,37	224,5	175,00
26/02/98	213,14	211,17	211,35	205,96	218	170,80
27/02/98	207,50	204,68	205,73	201,09	213,5	165,80
02/03/98	203,69	201,82	202,47	196,70	208,5	162,50
03/03/98	199,66	199,16	199,06	192,92	207	155,00
05/03/98	198,18	198,24	197,62	196,12	210	152,00
06/03/98	195,49	193,84	193,42	189,34	209	148,90
10/03/98	196,42	194,43	193,86	189,69	210	150,85
11/03/98	197,84	195,13	194,88	189,05	209	154,25
13/03/98	186,96	185,33	185,00	180,81	200	149,75
17/03/98	182,16	181,67	181,44	178,01	190	151,75
24/03/98	171,95	170,37	170,82	165,64	177,5	146,40
25/03/98	173,24	171,26	171,88	165,30	175,5	143,55
26/03/98	173,77	172,29	172,46	166,18	177,5	146,25
27/03/98	173,34	171,51	172,19	165,48	178,7	146,45
30/03/98	173,97	172,56	172,93	165,65	179	146,00
31/03/98	175,30	173,96	173,81	167,97	179,5	146,25
01/04/98	172,68	171,24	171,05	167,34	177	143,75
02/04/98	171,86	171,11	171,16	166,39	177,8	144,30

Tabela 1A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
03/04/98	168,18	168,03	167,38	163,18	175,5	140,55
06/04/98	170,37	168,74	168,90	164,46	174	141,65
07/04/98	169,47	168,62	168,91	164,00	174	142,00
08/04/98	171,33	170,03	170,52	166,36	176,7	144,55
13/04/98	176,94	175,64	175,76	172,12	183,9	153,40
14/04/98	177,28	175,98	176,04	170,96	185,25	153,90
15/04/98	175,91	174,78	175,09	169,77	183	152,05
16/04/98	173,74	171,65	171,87	168,40	181	151,05
17/04/98	174,25	172,22	172,51	167,59	180,5	150,60
20/04/98	173,12	171,30	171,66	166,45	179,4	150,50
22/04/98	170,18	168,89	168,74	164,55	174,5	148,00
23/04/98	159,21	158,56	159,03	154,77	164,7	138,60
24/04/98	156,92	155,72	156,49	151,78	160,5	136,15
27/04/98	155,05	153,81	154,00	151,27	160,5	134,40
28/04/98	153,14	152,24	152,07	148,59	162	135,15
29/04/98	151,72	150,41	150,39	146,29	162	134,00
30/04/98	148,02	146,75	146,90	143,25	159,5	134,50
04/05/98	141,37	139,87	139,82	135,93	156	128,90
05/05/98	144,84	143,00	143,65	139,51	156,5	134,00
06/05/98	140,51	139,38	138,80	135,52	151	129,00
07/05/98	139,67	139,09	139,13	134,42	151	129,50
11/05/98	140,91	139,70	140,08	135,63	152	129,50
12/05/98	140,39	139,44	139,78	135,35	154	128,00
13/05/98	140,17	139,06	139,54	136,47	145	126,55
14/05/98	142,74	141,32	141,03	138,67	152,5	130,25
15/05/98	141,48	140,44	140,35	136,74	151	128,50
18/05/98	142,24	141,09	140,83	137,51	157	129,75
19/05/98	147,26	144,97	146,24	142,13	158	135,50
21/05/98	145,36	144,32	143,78	139,84	195	134,20
22/05/98	146,18	145,15	145,27	142,05	195	136,40
25/05/98	145,43	144,89	144,52	140,41	141,8	131,10
26/05/98	140,78	139,83	139,52	136,69	138,5	130,15
27/05/98	139,60	138,48	138,55	135,38	138,7	132,40
28/05/98	139,62	138,73	138,98	136,56	139,6	132,50
29/05/98	138,36	137,20	137,83	135,78	138,4	124,15
01/06/98	131,52	130,04	130,65	127,93	133,3	124,85
02/06/98	132,78	132,34	132,83	129,44	134,5	125,25
03/06/98	133,40	133,94	133,86	129,27	133,5	125,20
04/06/98	133,74	133,52	133,40	128,43	132,5	125,60
05/06/98	132,63	131,90	131,98	128,81	132	119,85
08/06/98	126,25	125,32	125,13	121,45	128,1	121,55
09/06/98	127,48	126,48	126,56	124,18	130,3	122,45
10/06/98	126,86	126,55	126,66	123,26	132	124,05
12/06/98	125,38	124,78	124,62	121,91	130	121,75
15/06/98	123,73	122,75	123,00	119,58	127,75	119,95
17/06/98	120,60	120,22	119,84	118,25	125,75	118,05
18/06/98	118,23	117,86	118,08	116,83	124,4	117,95

Tabela 1A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
19/06/98	114,41	114,26	113,81	113,44	122	113,75
22/06/98	111,70	111,66	111,43	108,45	120	112,35
23/06/98	111,27	110,73	111,03	109,63	119,3	112,15
24/06/98	110,08	108,80	109,78	106,86	117,75	111,60
25/06/98	110,88	110,33	110,39	108,60	120,2	114,75
26/06/98	110,02	109,10	109,23	108,09	118	113,10
29/06/98	108,39	108,15	108,16	106,66	116,8	112,30
30/06/98	108,02	107,67	107,46	104,18	115	111,25
01/07/98	108,78	108,28	108,50	106,34	116	112,45
02/07/98	108,08	107,47	107,52	105,27	112,1	110,75
03/07/98	107,89	107,55	107,62	104,88	112,9	113,00
06/07/98	109,39	108,99	109,06	106,21	114	112,35
07/07/98	109,63	108,58	108,77	106,18	115,9	114,90
08/07/98	111,14	110,52	110,74	107,68	117,9	114,75
10/07/98	110,60	110,13	110,56	108,44	116,4	113,00
13/07/98	106,53	105,88	105,98	103,52	113	110,25
14/07/98	107,71	107,26	107,43	104,06	114	110,90
15/07/98	108,35	107,84	107,98	104,11	113,2	109,00
16/07/98	109,37	108,40	109,18	104,15	114,5	110,00
17/07/98	109,57	109,09	109,28	104,55	114,05	110,00
20/07/98	110,61	109,96	110,33	106,88	114,1	112,00
21/07/98	110,92	110,24	110,44	107,27	115	113,50
24/07/98	112,42	111,21	112,05	107,78	116,4	111,70
27/07/98	111,96	111,67	111,86	109,17	117,4	112,10
28/07/98	114,48	114,03	114,33	111,67	120	115,55
29/07/98	116,27	115,76	115,73	112,74	122,3	118,40
30/07/98	121,44	121,05	121,23	117,41	125,6	123,45
31/07/98	126,97	126,37	126,55	123,33	131,7	129,20
03/08/98	127,56	127,01	127,24	125,52	132,4	130,90
04/08/98	125,26	124,96	124,90	121,44	130,1	129,00
05/08/98	124,33	123,59	123,45	120,60	130,3	130,50
07/08/98	122,52	122,11	122,12	119,23	129,6	135,20
10/08/98	121,00	120,64	120,56	119,01	127,8	134,20
11/08/98	114,65	114,12	114,50	111,65	121,15	124,45
12/08/98	111,97	111,51	111,32	108,12	120,6	119,05
13/08/98	111,37	111,17	110,97	108,07	119,1	116,85
14/08/98	106,88	106,72	106,65	104,51	116	111,60
17/08/98	109,45	109,41	109,03	105,03	116,9	110,95
18/08/98	111,25	110,66	111,23	107,75	120,5	116,30
19/08/98	111,67	111,76	111,88	109,28	120,8	117,85
20/08/98	110,10	109,68	109,83	106,64	119,75	113,95
21/08/98	110,11	109,72	110,12	107,34	119,25	115,40
24/08/98	111,66	111,62	111,58	107,97	121	117,50
25/08/98	116,37	115,80	115,83	111,96	126	123,80
26/08/98	114,03	113,49	113,50	109,95	123	120,25
27/08/98	113,77	113,45	113,32	109,77	123,5	120,60
28/08/98	115,67	115,35	115,30	112,12	124,4	122,50

Tabela 1A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
31/08/98	113,78	113,35	113,48	110,60	122,5	121,00
01/09/98	112,95	112,68	112,65	109,36	119,5	118,70
03/09/98	111,93	111,99	111,85	107,57	120,3	118,25
04/09/98	111,20	110,99	111,15	107,06	120,5	118,90
08/09/98	112,23	112,51	112,33	109,68	123,5	122,05
09/09/98	111,16	111,07	110,88	107,23	122,5	119,50
10/09/98	107,48	107,17	107,32	105,03	118,4	117,00
11/09/98	102,73	102,44	102,58	99,92	113,5	110,95
14/09/98	99,71	99,60	99,67	96,46	110,5	107,00
15/09/98	100,69	100,46	100,43	98,10	112,5	111,30
16/09/98	101,26	101,10	101,26	98,30	112,5	111,25
17/09/98	99,42	99,13	99,33	96,69	110	108,00
23/09/98	100,42	100,15	100,10	96,69	112,2	103,05
24/09/98	100,97	100,73	100,90	97,34	113,4	104,00
25/09/98	100,85	100,57	100,72	98,29	113,7	104,65
28/09/98	104,39	104,30	104,24	99,74	117	108,35
29/09/98	102,73	102,64	102,42	98,63	114,8	105,70
30/09/98	99,23	98,44	98,59	95,60	113,2	105,15
01/10/98	99,58	99,12	99,10	96,72	110,4	102,70
02/10/98	98,30	97,45	97,50	96,24	111,5	103,45
05/10/98	99,53	99,06	99,09	97,93	112	103,80
06/10/98	101,00	100,65	100,83	98,60	113,4	105,50
07/10/98	102,90	102,55	102,94	100,57	115	107,35
08/10/98	107,07	106,62	107,06	104,23	118,4	111,45
09/10/98	104,73	105,27	104,90	101,86	116,75	108,50
13/10/98	101,22	100,97	101,16	98,32	113,3	104,15
14/10/98	101,18	101,14	101,26	98,28	113,9	104,70
15/10/98	104,59	104,42	104,62	100,76	114,9	106,85
16/10/98	102,17	102,07	102,02	98,82	113,8	104,50
19/10/98	102,95	102,71	102,86	99,73	115,3	106,75
20/10/98	101,96	101,58	102,03	98,53	113	103,95
21/10/98	102,69	102,19	102,34	99,92	113,8	105,35
22/10/98	103,58	103,48	103,78	99,81	115,2	106,75
23/10/98	103,47	103,11	103,40	99,96	115,4	106,85
26/10/98	106,43	106,00	106,21	101,69	117,5	110,30
27/10/98	102,22	102,57	102,28	100,18	114,9	105,35
28/10/98	103,98	103,59	104,05	99,90	115,3	106,40
29/10/98	104,96	104,75	105,01	100,78	116,1	107,40
30/10/98	105,97	105,65	106,06	102,11	117	110,00
03/11/98	119,25	118,05	118,73	114,57	127,25	128,95
04/11/98	113,22	112,91	112,81	109,20	125	124,65
05/11/98	112,85	112,89	112,67	108,68	125,75	124,35
06/11/98	113,95	113,69	113,55	110,61	125,75	122,95
09/11/98	110,84	110,75	110,42	106,66	123,9	119,65
10/11/98	109,57	109,51	109,62	106,89	122,9	116,85
11/11/98	109,52	109,81	109,46	106,84	121,9	115,60
12/11/98	108,75	108,90	108,66	105,81	120,6	113,35

Tabela 1A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
13/11/98	107,99	107,81	107,89	103,98	119,4	112,55
16/11/98	108,87	108,80	108,85	106,79	120,8	114,00
17/11/98	109,79	109,63	109,65	106,39	122,25	112,35
19/11/98	109,11	109,18	109,07	104,39	121,25	110,95
20/11/98	109,66	109,03	109,66	106,40	121,5	110,50
23/11/98	107,77	107,49	107,71	104,37	119,9	108,35
24/11/98	110,00	109,44	109,76	106,50	121,25	110,00
25/11/98	111,31	110,76	111,02	107,20	121,2	113,15
30/11/98	112,64	111,92	112,46	108,33	121,3	112,30
01/12/98	112,66	112,45	112,60	106,97	120,1	111,25
02/12/98	112,70	112,32	112,61	108,98	120,5	113,35
03/12/98	114,70	113,96	114,09	112,08	122,9	115,80
04/12/98	113,77	113,31	113,58	110,73	122,7	113,65
07/12/98	113,83	113,47	113,55	112,14	125	113,25
08/12/98	114,63	114,27	114,27	112,03	126,5	114,00
09/12/98	115,64	115,03	115,37	112,18	127	112,25
10/12/98	119,02	118,87	119,00	115,45	130,5	115,00
11/12/98	118,65	118,12	118,49	113,42	131	115,60
14/12/98	120,30	120,05	120,22	116,13	133	117,85
15/12/98	123,06	122,79	123,08	118,15	137,4	119,75
16/12/98	122,24	121,84	122,18	118,46	133,5	119,50
17/12/98	121,33	121,48	121,29	117,17	135	118,50
21/12/98	117,30	116,99	117,30	115,30	131,6	115,45
22/12/98	118,06	117,62	117,89	114,44	132,9	116,05
23/12/98	118,91	118,35	118,65	116,21	134,4	117,75
28/12/98	117,80	117,69	117,30	114,93	133,2	115,10
29/12/98	120,38	120,15	120,26	116,23	134,9	116,80
30/12/98	121,69	121,35	121,88	116,56	136	117,15
04/01/99	125,87	125,61	125,87	121,77	140,5	122,60
05/01/99	123,12	122,43	122,35	119,75	137,75	119,00
06/01/99	123,96	123,70	123,86	120,74	136,8	117,50
07/01/99	124,81	124,17	124,36	120,72	137,2	118,65
08/01/99	125,23	124,85	125,00	122,81	138,7	119,65
11/01/99	125,91	125,84	125,84	123,06	138,1	119,95
12/01/99	125,59	125,77	125,84	121,80	136,75	117,15
13/01/99	118,70	118,38	118,77	116,29	137	120,30
14/01/99	123,63	123,38	123,59	119,55	136,2	118,30
15/01/99	120,07	119,49	119,44	116,46	133,25	115,55
19/01/99	106,26	106,38	106,02	105,32	122,25	106,55
20/01/99	106,93	106,89	107,05	103,20	122,5	106,55
21/01/99	106,24	105,93	106,34	101,95	119,8	106,00
22/01/99	104,94	104,49	104,66	101,45	119,9	105,50
26/01/99	105,19	104,66	104,98	101,90	120,9	106,85
27/01/99	100,57	100,58	100,56	98,69	118,3	103,80
28/01/99	97,89	97,69	97,79	95,19	117,25	103,40
29/01/99	94,56	94,34	94,46	90,97	116,1	103,90
01/02/99	100,53	99,99	100,23	98,05	119,75	105,55

Tabela 1A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
02/02/99	103,74	103,32	103,60	102,27	120,5	106,45
03/02/99	98,16	97,78	97,67	96,09	119	105,50
04/02/99	97,49	96,92	96,96	94,66	117,9	103,90
05/02/99	98,63	98,23	98,39	95,05	118,2	104,40
08/02/99	97,17	96,64	96,61	94,24	117,3	104,00
09/02/99	98,52	98,25	98,51	95,35	117,1	103,00
10/02/99	99,70	99,32	99,51	97,62	116,4	103,50
11/02/99	100,14	99,46	99,79	97,53	118,5	106,75
12/02/99	101,07	100,38	100,68	97,08	118,1	105,90
17/02/99	97,20	96,76	97,06	93,49	116,25	102,55
18/02/99	98,46	98,13	98,07	95,00	115,6	103,35
19/02/99	98,49	98,25	98,34	94,63	113,5	103,25
22/02/99	99,68	99,42	99,64	95,56	112,9	102,80
23/02/99	100,76	100,45	100,57	97,76	114,75	105,90
24/02/99	98,17	97,99	98,03	94,98	114,8	106,00
25/02/99	95,95	95,75	95,84	92,39	112,75	103,35
01/03/99	92,19	91,65	91,99	88,60	108,2	102,85
02/03/99	93,52	93,21	93,38	90,28	104,25	103,40
03/03/99	90,25	90,39	90,06	87,80	102,25	100,00
04/03/99	96,45	96,19	96,34	93,54	105	101,70
05/03/99	100,13	99,70	99,97	97,43	106,6	105,25
08/03/99	98,36	97,83	97,86	96,46	106,5	103,10
09/03/99	101,75	101,38	101,81	98,84	108	104,40
10/03/99	101,49	101,06	101,26	97,01	108	104,50
24/03/99	99,08	98,88	98,97	96,67	111,9	101,90
25/03/99	100,43	100,33	100,53	98,47	113,6	104,20
26/03/99	104,16	104,17	104,15	100,75	116,5	109,20
29/03/99	108,21	107,50	108,25	102,27	120,1	112,80
30/03/99	108,00	107,77	107,85	105,67	120,7	112,10
31/03/99	107,52	106,99	107,27	104,65	118,8	109,70
05/04/99	103,98	103,72	103,75	100,57	117,3	107,30
06/04/99	104,10	103,82	104,03	100,63	116,1	106,40
07/04/99	102,13	102,09	102,05	99,04	113,5	102,60
08/04/99	100,07	100,00	99,91	96,99	110,4	97,70
09/04/99	101,03	100,20	100,29	98,65	110,6	98,95
12/04/99	100,51	99,87	99,94	97,11	108,5	97,50
13/04/99	100,00	99,23	99,58	97,20	108,9	97,55
14/04/99	99,11	98,40	98,75	96,17	109	98,90
15/04/99	100,68	99,90	100,27	98,19	108	98,45
16/04/99	99,38	98,98	99,26	96,23	108,9	99,50
19/04/99	104,04	103,65	104,02	98,88	111,2	102,10
20/04/99	100,56	100,00	100,58	95,30	109	100,00
22/04/99	100,12	99,66	99,75	96,00	105,75	96,95
23/04/99	99,44	98,40	98,84	96,26	106,7	97,50
26/04/99	100,41	99,84	100,13	96,72	107,75	99,25
27/04/99	102,40	102,11	102,31	97,86	108,9	100,20
28/04/99	102,89	102,61	103,00	98,48	109	100,40

Tabela 1A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
29/04/99	105,13	104,57	104,92	102,33	111,1	104,00
30/04/99	104,97	104,67	104,78	101,20	110	103,80
03/05/99	103,78	103,05	103,38	99,22	108,25	102,55
04/05/99	102,99	102,60	102,80	98,70	108	101,50
05/05/99	104,06	103,62	103,95	98,99	109,5	103,50
06/05/99	103,79	103,34	103,87	99,54	109,5	102,90
07/05/99	105,17	104,48	105,10	101,31	109	102,35
10/05/99	106,73	105,94	106,47	103,24	110,5	105,00
11/05/99	108,68	108,41	108,26	104,56	115	107,20
12/05/99	108,36	107,59	108,22	104,51	113,5	106,15
13/05/99	106,37	106,21	106,24	102,27	110	103,65
17/05/99	108,66	108,31	108,53	104,62	115	108,50
24/05/99	114,59	114,74	115,07	110,43	130,6	119,40
25/05/99	116,25	116,05	116,09	110,40	131,5	119,35
26/05/99	122,45	122,37	122,29	117,08	136,9	124,90
27/05/99	121,77	122,08	122,37	114,94	134	123,05
28/05/99	119,90	119,66	119,91	114,47	133,7	121,60
01/06/99	117,39	117,55	117,59	113,28	133	120,85
02/06/99	120,21	119,83	120,24	114,75	133,95	121,50
04/06/99	119,06	119,31	119,05	115,95	132,4	120,00
07/06/99	110,66	111,02	110,81	106,20	122,3	112,00
08/06/99	105,19	104,33	104,17	98,46	116,8	105,70
09/06/99	105,53	104,35	104,33	101,71	117,4	106,40
10/06/99	104,67	104,55	104,01	102,16	116	105,55
11/06/99	103,55	103,16	103,18	100,02	115	105,80
14/06/99	103,00	102,55	102,49	99,11	112,2	104,30
15/06/99	103,02	102,67	103,07	101,12	112,1	103,95
16/06/99	105,65	105,53	105,77	104,19	114	105,30
17/06/99	106,51	106,20	106,60	104,06	114,4	105,35
18/06/99	106,46	105,82	106,33	103,41	114,5	105,90
21/06/99	102,96	102,42	102,58	100,87	113	103,50
22/06/99	104,84	104,08	104,43	102,54	114,9	105,55
23/06/99	104,17	103,98	103,93	101,85	114,1	105,30
24/06/99	104,15	103,64	103,93	100,50	111,5	103,25
25/06/99	102,62	102,45	102,43	98,92	109,75	101,00
28/06/99	101,39	101,26	101,08	95,89	106,5	100,25
29/06/99	101,73	101,28	100,88	94,77	106,3	101,30
30/06/99	102,79	102,73	102,70	94,43	106,25	101,40
01/07/99	99,52	98,50	98,34	94,95	105,25	100,15
02/07/99	95,45	95,77	95,60	86,41	102	97,95
06/07/99	87,04	86,36	86,88	80,71	94,5	92,05
07/07/99	87,90	86,75	87,82	82,11	96	93,75
08/07/99	91,05	90,59	91,08	85,51	100	96,15
16/07/99	88,10	86,92	86,96	84,86	98	92,70
19/07/99	90,28	89,61	89,92	85,27	100	94,75
23/07/99	88,00	87,74	87,50	84,48	103,3	94,80
26/07/99	89,56	89,41	89,38	84,93	103,8	96,05

Tabela 1A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
27/07/99	91,52	91,22	91,24	88,67	105,75	97,60
28/07/99	90,65	90,44	90,18	88,54	104,5	96,10
29/07/99	90,31	89,97	90,25	88,03	103,6	95,10
30/07/99	86,57	86,57	86,63	83,33	98,4	91,10
02/08/99	88,30	87,93	88,13	84,55	100,85	93,75
03/08/99	88,39	88,37	88,48	85,21	100,3	93,50
04/08/99	87,47	87,08	87,31	84,06	100,8	93,75
05/08/99	87,07	87,01	87,32	85,11	100	94,15
06/08/99	86,55	86,47	86,64	83,06	99	92,90
09/08/99	86,73	86,49	86,53	83,51	99,5	94,25
10/08/99	86,90	86,74	87,06	84,15	98	93,75
11/08/99	89,49	89,41	89,41	86,61	101	96,70
12/08/99	86,63	86,23	86,37	83,60	98,75	93,75
13/08/99	91,20	91,13	91,13	86,67	101,75	98,60
16/08/99	82,17	82,01	81,98	80,99	96,1	89,75
17/08/99	84,37	84,02	84,05	80,78	95,8	90,35
18/08/99	85,11	84,84	84,92	80,94	96	90,00
19/08/99	83,18	82,98	83,22	80,13	94,25	88,80
20/08/99	83,88	83,78	83,77	81,83	94,25	88,35
23/08/99	85,72	85,20	85,66	82,62	95	89,65
24/08/99	84,03	83,45	83,74	80,71	94	88,80
25/08/99	83,47	83,29	83,25	79,95	94,25	89,35
26/08/99	84,05	83,58	83,77	81,22	93	88,00
27/08/99	82,66	82,43	82,44	80,48	92,5	88,00
30/08/99	81,88	81,61	81,78	78,99	89,1	84,80
31/08/99	82,43	82,18	82,23	79,39	90,25	86,25
01/09/99	84,67	84,73	84,85	82,06	94,4	91,00
02/09/99	85,80	85,41	85,75	82,44	93,6	90,45
03/09/99	84,22	83,71	84,07	80,72	91	88,90
06/09/99	84,03	83,74	84,03	80,75	90,5	87,25
08/09/99	84,26	84,00	83,55	80,85	90,5	87,90
09/09/99	81,29	81,18	81,05	77,58	87	84,15
10/09/99	79,52	78,99	79,07	75,81	84,5	81,75
13/09/99	79,25	78,70	78,87	76,21	85	82,30
14/09/99	79,73	79,63	79,44	76,68	86	82,90
16/09/99	77,67	77,18	77,34	74,04	84,5	81,50
17/09/99	77,23	77,00	76,94	73,82	84,5	80,80
20/09/99	75,69	75,56	75,70	72,76	83	80,30
23/09/99	75,18	74,85	75,04	71,05	87,7	83,20
27/09/99	76,25	75,70	75,84	72,39	88,4	84,40
28/09/99	77,20	76,82	76,90	74,24	89	84,95
29/09/99	78,75	78,69	78,71	76,14	90,7	86,70
30/09/99	74,79	74,68	74,61	71,80	87,3	82,45
01/10/99	74,06	74,07	74,05	70,79	86,15	81,35
04/10/99	75,35	75,22	75,15	71,84	87,6	82,85
05/10/99	78,53	78,34	78,16	74,57	89,9	85,05
06/10/99	79,36	79,48	79,17	75,23	91,2	85,50

Tabela 1A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
07/10/99	79,98	79,66	79,64	76,52	91,1	85,30
08/10/99	79,04	78,92	78,95	75,37	90,7	85,10
11/10/99	85,16	84,48	84,84	81,98	98,1	90,95
13/10/99	109,93	109,19	109,29	104,57	130,5	119,35
14/10/99	99,18	98,20	98,28	93,75	114,5	107,10
15/10/99	100,21	100,06	99,95	94,16	120	108,40
18/10/99	84,72	84,46	84,33	80,96	105,5	95,60
19/10/99	87,02	86,64	86,97	82,93	106,9	97,65
20/10/99	87,92	87,91	87,86	82,12	104,25	95,40
21/10/99	82,35	82,23	82,29	77,60	98,4	90,60
22/10/99	86,44	86,34	85,98	81,91	102,1	92,90
25/10/99	94,37	93,81	94,15	90,60	108,75	99,75
26/10/99	88,99	88,96	89,12	86,06	104	95,30
27/10/99	90,52	90,43	90,27	86,81	104,5	95,65
28/10/99	95,14	95,17	95,27	91,35	105,75	96,70
29/10/99	98,49	98,17	98,14	93,77	110,75	100,20
01/11/99	107,11	107,23	107,39	103,09	122,5	110,35
03/11/99	103,37	102,73	102,95	100,19	117,2	105,15
04/11/99	104,12	103,82	103,62	100,68	117,9	105,95
05/11/99	102,58	102,46	102,35	96,95	116,75	104,95
08/11/99	108,88	108,40	108,58	104,61	123	110,90
09/11/99	110,73	110,44	110,61	106,67	126,6	113,40
10/11/99	109,75	109,60	109,61	106,56	124,5	112,00
11/11/99	113,04	112,63	112,83	108,48	130,5	116,55
12/11/99	119,14	118,43	118,71	114,05	137	122,50
16/11/99	126,24	125,81	125,82	119,15	141,5	125,50
17/11/99	128,17	127,30	127,69	121,82	142	125,05
19/11/99	116,43	116,16	116,13	108,95	124	110,00
22/11/99	117,98	118,03	118,15	111,89	123	110,30
24/11/99	111,64	111,40	110,94	106,54	120	107,10
26/11/99	112,97	112,80	112,74	107,32	124	106,75
29/11/99	120,95	121,25	121,16	114,46	130	114,25
30/11/99	131,80	131,32	131,64	125,82	148,5	130,35
01/12/99	132,51	131,51	132,45	127,60	144	127,25
02/12/99	141,62	141,12	140,95	136,99	160	134,00
03/12/99	147,33	146,18	146,68	140,81	163	141,80
06/12/99	135,24	134,57	134,77	130,19	152,5	131,35
07/12/99	134,69	134,41	134,46	129,63	153,5	130,40
08/12/99	133,36	133,29	132,76	127,79	150	125,40
10/12/99	129,53	129,64	129,16	123,70	150	123,50
13/12/99	129,16	128,47	128,49	123,19	148	121,15
14/12/99	127,23	126,67	127,33	121,90	144	120,00
15/12/99	132,64	131,73	132,35	126,43	144,5	125,85
16/12/99	137,04	136,79	137,38	130,24	151	128,25
20/12/99	144,23	144,50	144,25	136,87	163,9	135,30
21/12/99	126,64	126,34	126,33	121,46	146	120,70
22/12/99	123,74	122,82	123,07	117,63	141,3	117,65

Tabela 1A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
23/12/99	125,10	124,50	125,00	120,17	145,6	121,25
27/12/99	124,71	123,64	124,20	119,31	146,9	122,15
28/12/99	125,40	124,15	124,38	118,16	144	119,00
29/12/99	125,89	125,25	125,62	119,31	144,1	120,00
30/12/99	128,63	127,99	128,24	122,21	151	125,90
03/01/00	119,76	119,27	119,08	112,29	141,75	116,50
04/01/00	119,07	118,66	118,78	111,47	141,75	116,25
05/01/00	125,90	125,58	125,72	118,21	144	118,60
06/01/00	126,10	125,96	126,10	117,56	140,2	116,85
07/01/00	126,33	126,04	126,25	119,33	139	114,15
10/01/00	132,71	132,81	132,35	124,79	144,25	117,55
12/01/00	130,09	129,64	129,78	125,26	144,25	118,95
13/01/00	131,29	130,89	131,08	126,72	145,6	118,55
14/01/00	126,39	125,86	126,12	120,78	144,8	112,55
18/01/00	125,68	125,09	125,36	121,11	139,9	115,75
19/01/00	125,83	125,22	125,37	122,70	141	116,70
20/01/00	122,83	122,55	122,22	115,82	142	112,00
21/01/00	121,64	120,97	121,39	116,79	136,8	111,20
24/01/00	121,62	120,68	121,04	115,51	135,5	111,90
25/01/00	119,73	119,13	119,60	114,69	136,75	112,85
26/01/00	120,63	120,29	121,38	116,49	139	115,15
27/01/00	121,09	120,35	121,20	113,66	138,6	114,60
28/01/00	118,63	118,97	119,06	113,88	137,75	114,70
31/01/00	118,31	117,30	117,70	110,82	134,7	111,10
01/02/00	118,16	118,03	117,89	112,46	134,25	111,65
02/02/00	119,56	119,15	119,39	114,48	135,3	112,25
03/02/00	120,20	119,85	120,26	114,95	136	112,95
04/02/00	122,91	122,40	122,65	116,83	136,4	112,90
07/02/00	122,15	121,45	122,12	115,44	134,5	111,70
08/02/00	120,27	120,00	120,45	113,03	130,5	108,55
09/02/00	118,88	118,78	119,01	113,43	129,9	107,70
10/02/00	119,42	119,22	119,31	113,22	130,75	108,75
15/02/00	110,26	110,40	110,40	105,75	124,9	105,80
16/02/00	109,47	109,12	109,39	104,72	122,5	104,95
17/02/00	107,89	107,75	108,10	103,44	123,6	105,35
18/02/00	106,13	105,72	105,75	102,12	119,6	104,30
22/02/00	103,53	102,78	103,36	97,31	115,5	103,20
23/02/00	103,33	103,03	103,41	96,73	116	103,60
24/02/00	101,82	102,06	101,77	94,30	113,3	101,75
25/02/00	97,45	97,36	97,37	91,96	109,5	98,80
28/02/00	99,14	98,79	99,24	94,11	111,5	101,65
01/03/00	102,35	101,93	102,42	96,68	113	101,15
02/03/00	107,72	107,31	107,59	100,71	117,2	105,10
03/03/00	111,01	110,13	110,66	101,76	119	104,35
08/03/00	113,60	112,57	113,57	106,21	119	107,40
10/03/00	114,61	114,43	114,39	109,00	122	106,10
13/03/00	113,89	113,88	113,90	107,13	121,5	106,00

Tabela 1A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
14/03/00	111,41	111,28	111,19	105,84	118	102,55
17/03/00	113,75	113,65	113,93	109,04	122	106,10
21/03/00	112,02	112,04	111,94	106,81	118	103,75
22/03/00	114,02	113,96	114,16	108,82	120,5	105,35
24/03/00	109,69	109,28	109,54	104,06	120,4	103,15
27/03/00	108,39	108,40	108,39	103,65	120	103,15
29/03/00	111,95	111,89	111,97	106,57	121	103,90
30/03/00	111,53	111,21	111,66	106,97	120,6	103,50
31/03/00	112,01	111,77	111,98	107,40	120,1	103,70
03/04/00	108,39	108,11	108,29	104,62	118	102,10
04/04/00	107,12	106,92	107,09	103,80	114	100,10
05/04/00	108,20	108,24	108,17	105,04	117,25	101,80
06/04/00	107,76	107,49	107,49	103,60	116,3	100,85
07/04/00	107,33	107,20	107,24	102,91	115,25	99,60
10/04/00	103,55	103,40	103,39	98,94	111,5	96,65
11/04/00	102,83	102,57	102,52	98,71	111,1	96,55
12/04/00	98,89	98,81	98,56	94,40	107,8	94,20
13/04/00	98,15	97,91	98,05	93,71	108,5	94,70
17/04/00	96,85	96,57	96,64	91,83	107,15	92,80
18/04/00	99,55	99,43	99,58	95,29	109	94,05
19/04/00	100,11	99,73	100,14	95,89	111,2	95,70
20/04/00	100,99	100,73	100,81	97,89	113,3	97,75
24/04/00	98,58	98,59	98,61	94,01	108,1	94,25
25/04/00	101,06	100,86	100,92	96,15	108,25	95,60
26/04/00	99,07	98,96	98,99	94,02	107,7	94,75
27/04/00	98,56	98,27	98,42	94,63	106,75	94,85
28/04/00	99,30	99,20	99,41	95,61	106,5	95,30
02/05/00	102,14	102,09	102,11	98,21	110,7	99,10
03/05/00	98,00	96,53	98,11	92,82	106	94,45
04/05/00	100,25	99,76	100,26	96,12	109	96,85
05/05/00	101,00	100,89	100,99	96,64	110	96,85
08/05/00	100,75	100,44	100,88	97,12	110,5	97,15
09/05/00	101,05	100,80	101,15	98,28	112,25	97,45
10/05/00	100,01	99,77	100,05	96,36	111	97,25
11/05/00	97,40	97,19	97,55	94,44	110	95,90
15/05/00	93,73	93,56	93,73	90,50	103	91,25
16/05/00	94,98	94,62	94,98	91,36	103	92,25
17/05/00	93,74	93,47	93,60	90,16	102,25	91,80
18/05/00	93,36	93,29	93,42	90,49	102,25	91,50
19/05/00	98,17	97,84	98,33	95,73	106	95,35
24/05/00	100,41	100,26	100,32	97,80	111,2	101,85
25/05/00	96,47	96,46	96,71	93,26	108,6	99,25
26/05/00	97,08	96,85	97,10	93,60	108,5	99,20
29/05/00	96,23	95,99	96,31	92,99	108,3	100,40
30/05/00	98,19	97,99	98,29	93,94	110,1	93,00
31/05/00	92,08	92,37	92,13	88,52	103	94,45
01/06/00	94,00	93,51	93,98	90,08	104,9	95,55

Tabela 1A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
02/06/00	95,20	95,17	95,39	91,10	104,9	93,35
05/06/00	93,25	92,96	93,08	88,79	100,5	89,15
06/06/00	87,76	87,18	87,41	83,96	94,4	92,05
07/06/00	90,66	90,44	90,42	87,11	97,3	92,55
08/06/00	90,29	90,14	90,49	87,65	98,7	91,85
09/06/00	91,46	91,02	91,43	87,58	98,6	91,15
12/06/00	90,50	90,76	90,63	86,75	97,75	90,80
14/06/00	90,25	89,87	89,98	85,71	95,5	89,85
15/06/00	87,18	86,84	87,37	84,04	94,25	88,15
16/06/00	86,38	86,12	86,64	83,31	91,5	87,25
19/06/00	84,64	84,42	84,60	80,44	90,6	87,20
20/06/00	82,99	82,89	82,96	78,72	91,05	87,25
21/06/00	79,06	79,04	78,94	76,91	88,1	84,45
23/06/00	83,21	82,96	83,20	78,95	89,5	86,15
26/06/00	82,00	81,99	82,03	78,62	89,25	87,05
27/06/00	82,09	81,92	82,12	78,79	89,75	87,15
28/06/00	81,51	81,37	81,52	78,25	88,8	88,50
29/06/00	80,80	80,74	80,76	76,85	87,1	87,65
30/06/00	77,05	77,04	77,08	74,33	84,4	86,40
03/07/00	75,73	75,55	75,58	72,56	83	84,85
04/07/00	76,00	75,83	75,89	73,12	82	85,40
05/07/00	77,37	77,31	77,26	74,71	85,5	82,85
10/07/00	77,19	76,82	77,18	73,76	82	84,00
11/07/00	83,25	83,27	83,16	80,32	90	90,10
14/07/00	81,22	80,83	81,14	76,87	85	89,15
17/07/00	93,41	92,95	92,91	89,35	90	98,65
18/07/00	109,27	108,07	108,63	105,01	120	116,50
24/07/00	77,37	76,68	77,03	73,91	88,3	86,30
25/07/00	77,53	77,36	77,45	73,85	87,35	85,20
26/07/00	78,43	78,32	78,77	75,81	90,25	86,95
27/07/00	79,68	79,30	79,52	76,63	88,5	86,10
28/07/00	79,82	79,88	79,94	76,93	90,25	87,40
31/07/00	78,29	78,39	78,42	75,87	89,5	86,45
01/08/00	78,67	78,71	78,75	75,96	89,4	86,30
02/08/00	79,02	78,88	79,05	75,84	90,25	86,45
03/08/00	79,24	79,24	79,20	76,66	89,3	85,85
04/08/00	79,33	79,27	79,34	76,47	88,9	85,60
07/08/00	79,02	78,93	79,09	76,31	88,25	85,40
08/08/00	78,65	78,66	78,66	75,79	87,4	83,70
09/08/00	73,57	73,44	73,48	70,98	84,3	79,50
10/08/00	74,98	74,96	74,98	72,41	84,75	79,60
11/08/00	76,72	76,61	76,49	73,53	86	80,65
14/08/00	73,79	73,50	73,64	71,83	84	78,80
15/08/00	74,32	74,28	74,25	72,50	84	78,60
16/08/00	73,11	73,10	73,07	71,28	84,25	78,30
17/08/00	75,34	75,22	75,40	72,84	85,5	78,55
18/08/00	75,25	75,25	75,33	72,42	85,5	78,40

Tabela 1A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
21/08/00	75,19	75,19	75,13	72,85	86	77,50
22/08/00	75,86	75,82	75,87	73,28	85,5	77,10
23/08/00	73,40	73,40	73,44	71,81	83,8	74,60
24/08/00	76,27	76,26	76,31	73,31	85	77,80
25/08/00	75,85	75,78	75,80	73,65	83,7	77,75
28/08/00	72,29	72,29	72,36	70,57	82,3	75,20
29/08/00	72,82	72,86	72,79	70,87	81	74,70
30/08/00	72,09	72,18	72,12	70,40	79,75	73,90
31/08/00	72,35	72,40	72,39	70,91	78,5	74,50
01/09/00	73,21	73,13	73,27	71,76	80	75,00
05/09/00	70,85	70,88	70,86	69,22	79,3	73,10
06/09/00	73,38	73,31	73,28	70,94	82	75,25
08/09/00	75,20	74,89	75,04	72,72	83	77,40
11/09/00	75,47	75,43	75,41	73,42	84,75	77,75
12/09/00	75,68	75,55	75,67	73,28	85,5	78,65
13/09/00	77,39	77,39	77,42	74,85	86,5	79,55
14/09/00	74,41	74,33	74,42	72,54	85,25	77,20
15/09/00	73,99	73,88	73,85	71,87	84	76,25
18/09/00	75,16	75,11	75,23	72,81	84	77,40
19/09/00	75,57	75,55	75,58	73,20	83,2	77,20
20/09/00	72,07	72,04	72,02	70,62	81,5	79,15
21/09/00	71,50	71,60	71,52	70,32	80	77,80
25/09/00	73,16	73,04	73,13	71,41	86,3	79,05
26/09/00	75,62	75,58	75,62	73,55	88,25	81,75
27/09/00	72,60	72,49	72,63	70,95	86,1	78,95
28/09/00	74,39	74,33	74,39	72,13	86,5	79,85
29/09/00	76,93	76,88	76,99	74,49	89	83,00
02/10/00	72,60	72,33	72,45	70,69	86,55	79,35
03/10/00	73,38	73,36	73,28	71,15	86,65	79,40
04/10/00	74,01	73,99	73,98	71,32	86,7	79,35
05/10/00	74,01	73,97	74,03	71,71	86,35	78,70
06/10/00	74,58	74,61	74,58	71,95	87	79,45
09/10/00	75,05	75,07	75,00	72,49	88	79,95
10/10/00	75,34	75,27	75,38	73,19	88,6	80,75
11/10/00	77,55	77,48	77,55	75,12	92	83,15
13/10/00	75,78	75,71	75,89	73,47	90,65	81,05
16/10/00	81,57	81,55	81,50	78,53	95,25	85,65
17/10/00	83,84	83,78	83,96	80,45	98,4	88,70
18/10/00	83,51	83,56	83,50	80,80	97	88,25
19/10/00	81,58	81,50	81,62	78,20	95	86,70
20/10/00	79,71	79,76	79,74	77,31	93,25	84,15
23/10/00	74,33	74,23	74,28	72,61	89,1	78,45
24/10/00	74,50	74,37	74,49	72,14	89,2	79,25
25/10/00	73,54	73,51	73,48	70,80	87,7	78,05
26/10/00	71,41	71,40	71,29	69,70	85,5	75,40
27/10/00	72,84	72,83	72,87	70,95	86	75,60

Tabela 1A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
30/10/00	71,36	71,29	71,31	69,01	83,5	73,50
31/10/00	73,34	73,31	73,32	70,58	84,9	74,40

Fonte: CEPEA, BM&F e CSCE.

DADOS SEMANAIS

(SÉRIE CONSTRUÍDA A PARTIR DA SÉRIE DIÁRIA)

Tabela 2A - Dados semanais equalizados por região (Brasil) e bolsa de valores (BMF e CSCE) - preços em dólares - período: 03/09/96 a 31/10/2000

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
04/09/96	117,00	116,96	116,57	115,91	125,50	124,20
11/09/96	111,35	111,14	111,01	108,56	123,00	117,15
18/09/96	114,58	114,49	114,26	112,42	121,00	109,20
25/09/96	113,48	113,35	113,29	111,78	123,10	106,45
02/10/96	111,82	111,12	111,40	109,56	119,10	105,40
09/10/96	116,81	116,26	116,06	113,33	124,00	113,55
16/10/96	112,82	112,26	112,57	110,03	118,50	112,20
23/10/96	115,57	115,70	115,01	113,39	121,20	119,30
30/10/96	112,37	112,29	112,50	110,98	123,10	119,15
06/11/96	115,89	115,64	115,54	113,25	127,90	124,30
13/11/96	116,31	115,02	115,86	114,04	126,50	118,50
20/11/96	118,59	118,28	118,86	115,90	128,70	120,75
27/11/96	115,88	115,21	115,29	113,29	126,00	116,25
04/12/96	115,42	114,56	114,12	111,26	123,50	112,80
11/12/96	117,30	117,27	117,37	113,94	127,00	119,00
18/12/96	126,77	126,21	126,03	123,68	135,50	111,90
26/12/96	127,24	127,17	127,32	124,86	137,00	114,75
02/01/97	132,88	132,75	132,40	130,20	139,50	116,65
08/01/97	143,10	141,88	142,68	136,79	149,00	118,90
15/01/97	150,79	149,42	150,10	146,33	160,10	122,60
22/01/97	164,59	163,79	164,03	159,10	175,30	135,30
29/01/97	172,46	171,73	171,72	169,11	182,70	144,60
05/02/97	167,32	166,13	166,15	163,26	177,00	144,55
12/02/97	191,36	189,30	190,51	185,32	215,00	171,85
19/02/97	191,30	190,03	190,59	185,27	209,00	175,30
26/02/97	198,51	196,69	196,88	189,50	212,00	185,45
05/03/97	216,69	214,57	214,74	208,75	225,50	219,75
13/03/97	208,06	207,37	206,35	199,77	237,00	202,00
19/03/97	199,69	198,64	199,85	192,08	212,60	168,10
26/03/97	212,67	211,53	211,81	205,00	229,50	186,85
02/04/97	217,26	214,32	216,00	210,00	233,30	193,15
09/04/97	209,30	206,72	207,40	197,17	230,80	189,70
16/04/97	217,78	215,27	216,07	210,48	233,50	208,05
23/04/97	215,43	213,76	214,06	207,67	227,00	214,30
30/04/97	221,39	218,87	220,01	214,04	238,50	239,05
07/05/97	218,41	216,94	217,06	210,20	230,00	245,65
14/05/97	229,85	227,94	229,05	222,15	243,00	261,50
22/05/97	248,77	247,18	248,96	243,81	257,30	260,30

28/05/97	281,88	278,12	279,44	275,72	289,20	314,80
04/06/97	249,20	248,41	247,27	243,36	262,50	251,55

Tabela 2A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
11/06/97	227,46	225,96	225,60	220,52	235,00	207,65
19/06/97	224,45	223,28	222,59	219,43	228,50	195,90
25/06/97	212,70	210,01	210,67	209,01	216,50	200,00
02/07/97	197,79	195,38	196,45	190,64	201,40	196,00
10/07/97	174,11	171,88	170,89	171,02	187,00	182,50
16/07/97	175,37	175,58	174,66	170,26	193,00	187,25
24/07/97	182,90	181,27	182,81	178,70	192,80	180,40
30/07/97	186,11	184,46	184,30	181,23	194,30	185,75
06/08/97	193,76	192,29	191,85	188,68	208,10	200,55
13/08/97	188,41	187,06	188,94	186,77	202,20	183,10
20/08/97	188,76	187,60	187,75	186,46	203,00	170,70
27/08/97	195,83	193,61	193,99	188,90	210,50	183,50
03/09/97	215,73	214,71	215,35	208,01	232,50	201,50
10/09/97	212,42	209,80	210,29	205,34	228,00	199,00
17/09/97	200,60	198,13	197,64	193,66	208,00	194,00
24/09/97	195,05	192,90	193,61	188,93	201,50	168,65
01/10/97	187,26	185,88	186,19	183,29	196,40	162,35
08/10/97	190,74	187,96	188,05	185,08	199,00	167,00
15/10/97	191,65	190,61	190,49	186,35	199,10	166,05
22/10/97	182,01	181,15	181,31	176,97	188,40	150,20
29/10/97	179,85	178,49	178,41	174,93	186,30	150,60
05/11/97	176,42	174,77	175,20	172,73	188,30	153,25
12/11/97	183,44	181,65	181,77	178,88	192,50	159,65
19/11/97	190,34	188,90	188,77	184,76	204,00	165,95
26/11/97	188,07	186,84	186,79	182,57	202,00	161,00
03/12/97	201,92	199,73	200,93	195,70	217,00	174,00
11/12/97	222,83	220,50	220,91	214,23	232,00	183,50
22/12/97	196,56	194,39	194,42	192,49	209,80	157,05
26/12/97	200,63	197,43	199,14	192,86	210,50	159,80
29/12/97	203,90	201,36	202,94	196,57	213,20	163,25
07/01/98	208,16	205,38	206,85	200,12	217,00	162,10
14/01/98	224,34	222,86	222,97	219,23	229,00	164,80
21/01/98	226,38	225,21	225,33	222,28	236,50	177,50
28/01/98	221,33	218,59	219,27	213,91	234,00	175,75
04/02/98	222,48	220,73	221,70	216,86	236,00	180,10
11/02/98	208,81	205,46	206,96	200,21	221,50	166,80
18/02/98	212,11	209,53	209,72	203,19	224,00	171,25
25/02/98	214,07	211,27	210,92	208,37	224,50	175,00
05/03/98	198,18	198,24	197,62	196,12	210,00	152,00
11/03/98	197,84	195,13	194,88	189,05	209,00	154,25
17/03/98	182,16	181,67	181,44	178,01	190,00	151,75
25/03/98	173,24	171,26	171,88	165,30	175,50	143,55
01/04/98	172,68	171,24	171,05	167,34	177,00	143,75
08/04/98	171,33	170,03	170,52	166,36	176,70	144,55

15/04/98	175,91	174,78	175,09	169,77	183,00	152,05
22/04/98	170,18	168,89	168,74	164,55	174,50	148,00
29/04/98	151,72	150,41	150,39	146,29	162,00	134,00

Tabela 2A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
06/05/98	140,51	139,38	138,80	135,52	151,00	129,00
13/05/98	140,17	139,06	139,54	136,47	145,00	126,55
21/05/98	145,36	144,32	143,78	139,84	195,00	134,20
27/05/98	139,60	138,48	138,55	135,38	138,70	132,40
03/06/98	133,40	133,94	133,86	129,27	133,50	125,20
10/06/98	126,86	126,55	126,66	123,26	132,00	124,05
17/06/98	120,60	120,22	119,84	118,25	125,75	118,05
24/06/98	110,08	108,80	109,78	106,86	117,75	111,60
01/07/98	108,78	108,28	108,50	106,34	116,00	112,45
08/07/98	111,14	110,52	110,74	107,68	117,90	114,75
15/07/98	108,35	107,84	107,98	104,11	113,20	109,00
21/07/98	110,92	110,24	110,44	107,27	115,00	113,50
29/07/98	116,27	115,76	115,73	112,74	122,30	118,40
05/08/98	124,33	123,59	123,45	120,60	130,30	130,50
12/08/98	111,97	111,51	111,32	108,12	120,60	119,05
19/08/98	111,67	111,76	111,88	109,28	120,80	117,85
26/08/98	114,03	113,49	113,50	109,95	123,00	120,25
03/09/98	111,93	111,99	111,85	107,57	120,30	118,25
09/09/98	111,16	111,07	110,88	107,23	122,50	119,50
16/09/98	101,26	101,10	101,26	98,30	112,50	111,25
23/09/98	100,42	100,15	100,10	96,69	112,20	103,05
30/09/98	99,23	98,44	98,59	95,60	113,20	105,15
07/10/98	102,90	102,55	102,94	100,57	115,00	107,35
14/10/98	101,18	101,14	101,26	98,28	113,90	104,70
21/10/98	102,69	102,19	102,34	99,92	113,80	105,35
28/10/98	103,98	103,59	104,05	99,90	115,30	106,40
04/11/98	113,22	112,91	112,81	109,20	125,00	124,65
11/11/98	109,52	109,81	109,46	106,84	121,90	115,60
19/11/98	109,11	109,18	109,07	104,39	121,25	110,95
25/11/98	111,31	110,76	111,02	107,20	121,20	113,15
02/12/98	112,70	112,32	112,61	108,98	120,50	113,35
09/12/98	115,64	115,03	115,37	112,18	127,00	112,25
16/12/98	122,24	121,84	122,18	118,46	133,50	119,50
23/12/98	118,91	118,35	118,65	116,21	134,40	117,75
30/12/98	121,69	121,35	121,88	116,56	136,00	117,15
06/01/99	123,96	123,70	123,86	120,74	136,80	117,50
13/01/99	118,70	118,38	118,77	116,29	137,00	120,30
20/01/99	106,93	106,89	107,05	103,20	122,50	106,55
27/01/99	100,57	100,58	100,56	98,69	118,30	103,80
03/02/99	98,16	97,78	97,67	96,09	119,00	105,50
10/02/99	99,70	99,32	99,51	97,62	116,40	103,50
17/02/99	97,20	96,76	97,06	93,49	116,25	102,55
24/02/99	98,17	97,99	98,03	94,98	114,80	106,00

03/03/99	90,25	90,39	90,06	87,80	102,25	100,00
10/03/99	101,49	101,06	101,26	97,01	108,00	104,50
24/03/99	99,08	98,88	98,97	96,67	111,90	101,90
31/03/99	107,52	106,99	107,27	104,65	118,80	109,70

Tabela 2A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
07/04/99	102,13	102,09	102,05	99,04	113,50	102,60
14/04/99	99,11	98,40	98,75	96,17	109,00	98,90
22/04/99	100,12	99,66	99,75	96,00	105,75	96,95
28/04/99	102,89	102,61	103,00	98,48	109,00	100,40
05/05/99	104,06	103,62	103,95	98,99	109,50	103,50
12/05/99	108,36	107,59	108,22	104,51	113,50	106,15
17/05/99	108,66	108,31	108,53	104,62	115,00	108,50
26/05/99	122,45	122,37	122,29	117,08	136,90	124,90
02/06/99	120,21	119,83	120,24	114,75	133,95	121,50
09/06/99	105,53	104,35	104,33	101,71	117,40	106,40
16/06/99	105,65	105,53	105,77	104,19	114,00	105,30
23/06/99	104,17	103,98	103,93	101,85	114,10	105,30
30/06/99	102,79	102,73	102,70	94,43	106,25	101,40
07/07/99	87,90	86,75	87,82	82,11	96,00	93,75
16/07/99	88,10	86,92	86,96	84,86	98,00	92,70
19/07/99	90,28	89,61	89,92	85,27	100,00	94,75
23/07/99	88,00	87,74	87,50	84,48	103,30	94,80
28/07/99	90,65	90,44	90,18	88,54	104,50	96,10
04/08/99	87,47	87,08	87,31	84,06	100,80	93,75
11/08/99	89,49	89,41	89,41	86,61	101,00	96,70
18/08/99	85,11	84,84	84,92	80,94	96,00	90,00
25/08/99	83,47	83,29	83,25	79,95	94,25	89,35
01/09/99	84,67	84,73	84,85	82,06	94,40	91,00
08/09/99	84,26	84,00	83,55	80,85	90,50	87,90
16/09/99	77,67	77,18	77,34	74,04	84,50	81,50
23/09/99	75,18	74,85	75,04	71,05	87,70	83,20
29/09/99	78,75	78,69	78,71	76,14	90,70	86,70
06/10/99	79,36	79,48	79,17	75,23	91,20	85,50
13/10/99	109,93	109,19	109,29	104,57	130,50	119,35
20/10/99	87,92	87,91	87,86	82,12	104,25	95,40
27/10/99	90,52	90,43	90,27	86,81	104,50	95,65
03/11/99	103,37	102,73	102,95	100,19	117,20	105,15
10/11/99	109,75	109,60	109,61	106,56	124,50	112,00
17/11/99	128,17	127,30	127,69	121,82	142,00	125,05
24/11/99	111,64	111,40	110,94	106,54	120,00	107,10
01/12/99	132,51	131,51	132,45	127,60	144,00	127,25
08/12/99	133,36	133,29	132,76	127,79	150,00	125,40
15/12/99	132,64	131,73	132,35	126,43	144,50	125,85
22/12/99	123,74	122,82	123,07	117,63	141,30	117,65
29/12/99	125,89	125,25	125,62	119,31	144,10	120,00
05/01/00	125,90	125,58	125,72	118,21	144,00	118,60
12/01/00	130,09	129,64	129,78	125,26	144,25	118,95

19/01/00	125,83	125,22	125,37	122,70	141,00	116,70
26/01/00	120,63	120,29	121,38	116,49	139,00	115,15
02/02/00	119,56	119,15	119,39	114,48	135,30	112,25
09/02/00	118,88	118,78	119,01	113,43	129,90	107,70
16/02/00	109,47	109,12	109,39	104,72	122,50	104,95

Tabela 2A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
23/02/00	103,33	103,03	103,41	96,73	116,00	103,60
01/03/00	102,35	101,93	102,42	96,68	113,00	101,15
08/03/00	113,60	112,57	113,57	106,21	119,00	107,40
14/03/00	111,41	111,28	111,19	105,84	118,00	102,55
22/03/00	114,02	113,96	114,16	108,82	120,50	105,35
29/03/00	111,95	111,89	111,97	106,57	121,00	103,90
05/04/00	108,20	108,24	108,17	105,04	117,25	101,80
12/04/00	98,89	98,81	98,56	94,40	107,80	94,20
19/04/00	100,11	99,73	100,14	95,89	111,20	95,70
26/04/00	99,07	98,96	98,99	94,02	107,70	94,75
03/05/00	98,00	96,53	98,11	92,82	106,00	94,45
10/05/00	100,01	99,77	100,05	96,36	111,00	97,25
17/05/00	93,74	93,47	93,60	90,16	102,25	91,80
24/05/00	100,41	100,26	100,32	97,80	111,20	101,85
31/05/00	92,08	92,37	92,13	88,52	103,00	94,45
07/06/00	90,66	90,44	90,42	87,11	97,30	92,55
14/06/00	90,25	89,87	89,98	85,71	95,50	89,85
21/06/00	79,06	79,04	78,94	76,91	88,10	84,45
28/06/00	81,51	81,37	81,52	78,25	88,80	88,50
05/07/00	77,37	77,31	77,26	74,71	85,50	82,85
11/07/00	83,25	83,27	83,16	80,32	90,00	90,10
18/07/00	109,27	108,07	108,63	105,01	120,00	116,50
26/07/00	78,43	78,32	78,77	75,81	90,25	86,95
02/08/00	79,02	78,88	79,05	75,84	90,25	86,45
09/08/00	73,57	73,44	73,48	70,98	84,30	79,50
16/08/00	73,11	73,10	73,07	71,28	84,25	78,30
23/08/00	73,40	73,40	73,44	71,81	83,80	74,60
30/08/00	72,09	72,18	72,12	70,40	79,75	73,90
06/09/00	73,38	73,31	73,28	70,94	82,00	75,25
13/09/00	77,39	77,39	77,42	74,85	86,50	79,55
20/09/00	72,07	72,04	72,02	70,62	81,50	79,15
27/09/00	72,60	72,49	72,63	70,95	86,10	78,95
04/10/00	74,01	73,99	73,98	71,32	86,70	79,35
11/10/00	77,55	77,48	77,55	75,12	92,00	83,15
18/10/00	83,51	83,56	83,50	80,80	97,00	88,25
25/10/00	73,54	73,51	73,48	70,80	87,70	78,05

Fonte: CEPEA, BM&F e CSCE.

DADOS QUINZENAIS

(SÉRIE CONSTRUÍDA A PARTIR DA SÉRIE SEMANAL)

Tabela 3A - Dados quinzenais equalizados por região (Brasil) e bolsa de valores (BMF e CSCE) - preços em dólares - período: 03/09/96 a 31/10/2000

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
04/09/96	117,00	116,96	116,57	115,91	125,5	124,20
18/09/96	114,58	114,49	114,26	112,42	121	109,20
02/10/96	111,82	111,12	111,40	109,56	119,1	105,40
16/10/96	112,82	112,26	112,57	110,03	118,5	112,20
30/10/96	112,37	112,29	112,50	110,98	123,1	119,15
13/11/96	116,31	115,02	115,86	114,04	126,5	118,50
27/11/96	115,88	115,21	115,29	113,29	126	116,25
11/12/96	117,30	117,27	117,37	113,94	127	119,00
26/12/96	127,24	127,17	127,32	124,86	137	114,75
08/01/97	143,10	141,88	142,68	136,79	149	118,90
22/01/97	164,59	163,79	164,03	159,10	175,3	135,30
05/02/97	167,32	166,13	166,15	163,26	177	144,55
19/02/97	191,30	190,03	190,59	185,27	209	175,30
05/03/97	216,69	214,57	214,74	208,75	225,5	219,75
19/03/97	199,69	198,64	199,85	192,08	212,6	168,10
02/04/97	217,26	214,32	216,00	210,00	233,3	193,15
16/04/97	217,78	215,27	216,07	210,48	233,5	208,05
30/04/97	221,39	218,87	220,01	214,04	238,5	239,05
14/05/97	229,85	227,94	229,05	222,15	243	261,50
28/05/97	281,88	278,12	279,44	275,72	289,2	314,80
11/06/97	227,46	225,96	225,60	220,52	235	207,65
25/06/97	212,70	210,01	210,67	209,01	216,5	200,00
10/07/97	174,11	171,88	170,89	171,02	187	182,50
24/07/97	182,90	181,27	182,81	178,70	192,8	180,40
06/08/97	193,76	192,29	191,85	188,68	208,1	200,55
20/08/97	188,76	187,60	187,75	186,46	203	170,70
03/09/97	215,73	214,71	215,35	208,01	232,5	201,50
17/09/97	200,60	198,13	197,64	193,66	208	194,00
01/10/97	187,26	185,88	186,19	183,29	196,4	162,35
15/10/97	191,65	190,61	190,49	186,35	199,1	166,05
29/10/97	179,85	178,49	178,41	174,93	186,3	150,60
12/11/97	183,44	181,65	181,77	178,88	192,5	159,65
26/11/97	188,07	186,84	186,79	182,57	202	161,00
11/12/97	222,83	220,50	220,91	214,23	232	183,50
26/12/97	200,63	197,43	199,14	192,86	210,5	159,80
07/01/98	208,16	205,38	206,85	200,12	217	162,10
21/01/98	226,38	225,21	225,33	222,28	236,5	177,50
04/02/98	222,48	220,73	221,70	216,86	236	180,10

18/02/98	212,11	209,53	209,72	203,19	224	171,25
05/03/98	198,18	198,24	197,62	196,12	210	152,00
17/03/98	182,16	181,67	181,44	178,01	190	151,75

Tabela 3A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
01/04/98	172,68	171,24	171,05	167,34	177	143,75
15/04/98	175,91	174,78	175,09	169,77	183	152,05
29/04/98	151,72	150,41	150,39	146,29	162	134,00
13/05/98	140,17	139,06	139,54	136,47	145	126,55
27/05/98	139,60	138,48	138,55	135,38	138,7	132,40
10/06/98	126,86	126,55	126,66	123,26	132	124,05
24/06/98	110,08	108,80	109,78	106,86	117,75	111,60
08/07/98	111,14	110,52	110,74	107,68	117,9	114,75
21/07/98	110,92	110,24	110,44	107,27	115	113,50
05/08/98	124,33	123,59	123,45	120,60	130,3	130,50
19/08/98	111,67	111,76	111,88	109,28	120,8	117,85
03/09/98	111,93	111,99	111,85	107,57	120,3	118,25
16/09/98	101,26	101,10	101,26	98,30	112,5	111,25
30/09/98	99,23	98,44	98,59	95,60	113,2	105,15
14/10/98	101,18	101,14	101,26	98,28	113,9	104,70
28/10/98	103,98	103,59	104,05	99,90	115,3	106,40
11/11/98	109,52	109,81	109,46	106,84	121,9	115,60
25/11/98	111,31	110,76	111,02	107,20	121,2	113,15
09/12/98	115,64	115,03	115,37	112,18	127	112,25
23/12/98	118,91	118,35	118,65	116,21	134,4	117,75
06/01/99	123,96	123,70	123,86	120,74	136,8	117,50
20/01/99	106,93	106,89	107,05	103,20	122,5	106,55
03/02/99	98,16	97,78	97,67	96,09	119	105,50
17/02/99	97,20	96,76	97,06	93,49	116,25	102,55
03/03/99	90,25	90,39	90,06	87,80	102,25	100,00
24/03/99	99,08	98,88	98,97	96,67	111,9	101,90
07/04/99	102,13	102,09	102,05	99,04	113,5	102,60
22/04/99	100,12	99,66	99,75	96,00	105,75	96,95
05/05/99	104,06	103,62	103,95	98,99	109,5	103,50
17/05/99	108,66	108,31	108,53	104,62	115	108,50
02/06/99	120,21	119,83	120,24	114,75	133,95	121,50
16/06/99	105,65	105,53	105,77	104,19	114	105,30
30/06/99	102,79	102,73	102,70	94,43	106,25	101,40
16/07/99	88,10	86,92	86,96	84,86	98	92,70
23/07/99	88,00	87,74	87,50	84,48	103,3	94,80
04/08/99	87,47	87,08	87,31	84,06	100,8	93,75
18/08/99	85,11	84,84	84,92	80,94	96	90,00
01/09/99	84,67	84,73	84,85	82,06	94,4	91,00
16/09/99	77,67	77,18	77,34	74,04	84,5	81,50
29/09/99	78,75	78,69	78,71	76,14	90,7	86,70
13/10/99	109,93	109,19	109,29	104,57	130,5	119,35
27/10/99	90,52	90,43	90,27	86,81	104,5	95,65
10/11/99	109,75	109,60	109,61	106,56	124,5	112,00

24/11/99	111,64	111,40	110,94	106,54	120	107,10
08/12/99	133,36	133,29	132,76	127,79	150	125,40
22/12/99	123,74	122,82	123,07	117,63	141,3	117,65
05/01/00	125,90	125,58	125,72	118,21	144	118,60

Tabela 3A, Cont.

Data	Cerrado	Sul de Minas	Mogiana	Paulista	BMF (Ult. Cot.)	CSCE ("Close")
19/01/00	125,83	125,22	125,37	122,70	141	116,70
02/02/00	119,56	119,15	119,39	114,48	135,3	112,25
16/02/00	109,47	109,12	109,39	104,72	122,5	104,95
01/03/00	102,35	101,93	102,42	96,68	113	101,15
14/03/00	111,41	111,28	111,19	105,84	118	102,55
29/03/00	111,95	111,89	111,97	106,57	121	103,90
12/04/00	98,89	98,81	98,56	94,40	107,8	94,20
26/04/00	99,07	98,96	98,99	94,02	107,7	94,75
10/05/00	100,01	99,77	100,05	96,36	111	97,25
24/05/00	100,41	100,26	100,32	97,80	111,2	101,85
07/06/00	90,66	90,44	90,42	87,11	97,3	92,55
21/06/00	79,06	79,04	78,94	76,91	88,1	84,45
05/07/00	77,37	77,31	77,26	74,71	85,5	82,85
18/07/00	109,27	108,07	108,63	105,01	120	116,50
02/08/00	79,02	78,88	79,05	75,84	90,25	86,45
16/08/00	73,11	73,10	73,07	71,28	84,25	78,30
30/08/00	72,09	72,18	72,12	70,40	79,75	73,90
13/09/00	77,39	77,39	77,42	74,85	86,5	79,55
27/09/00	72,60	72,49	72,63	70,95	86,1	78,95
11/10/00	77,55	77,48	77,55	75,12	92	83,15
25/10/00	73,54	73,51	73,48	70,80	87,7	78,05

Fonte: CEPEA, BM&F e CSCE.

APÊNDICE B

ESPECIFICAÇÕES DO CONTRATO FUTURO DE CAFÉ DA BM&F (BOLSA DE MERCADORIAS & FUTUROS - BRASIL/ SÃO PAULO)

1. Objeto de Negociação

Café cru, em grão, de produção brasileira, *coffea arabica*, tipo 6 ou melhor, bebida dura ou melhor, para entrega no município de São Paulo, SP, Brasil.

2. Cotação

Dólares dos Estados Unidos da América por saca de 60 quilos líquidos, com duas casas decimais.

3. Variação mínima de apregoação

US\$ 0,05 (cinco centavos de dólar dos Estados Unidos), por sacas de 60 quilos líquidos.

4. Oscilação máxima diária

O limite de oscilação será fixado pela BM&F, através de Ofício Circular.

A BM&F poderá, a qualquer momento, alterar os limites de oscilação, bem como sua aplicação aos diversos vencimentos.

5. Unidade de negociação

100 sacas de 60 quilos líquidos.

6. Meses de vencimento

Março, maio, julho, setembro e dezembro.

7. Número de vencimentos em aberto

No mínimo sete, conforme autorização da Bolsa.

8. Data de vencimento e último dia de negociação

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

9. Dia útil

Considera-se dia útil, para efeito deste contrato, o dia em que há pregão na BM&F. Entretanto, para efeito de liquidação financeira, a que se referem os itens 10, 11, 14.4 e 20.1, considerar-se-á dia útil o dia que, além de haver pregão na BM&F, não for feriado na praça de Nova Iorque, EUA.

10. Day trade

São admitidas operações *day trade* (compra e venda, no mesmo dia, da mesma quantidade de contratos para o mesmo vencimento), que se liquidarão automaticamente, desde que realizadas em nome do mesmo cliente (ou Operador Especial), intermediadas pela mesma Corretora de Mercadorias e registradas pelo mesmo Membro de Compensação. A liquidação financeira dessas operações far-se-á no dia útil subsequente, sendo os valores apurados de acordo com o item 11(a), observado, no que couber, o disposto no item 21.

11. Ajuste diário

As posições em aberto, ao final de cada pregão, serão ajustadas com base no preço de ajuste do dia, estabelecido no *call* de fechamento, conforme regras da Bolsa, com liquidação financeira no dia útil subsequente, observado, no que couber, o disposto no item 21.

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

a) Ajuste das operações realizadas no dia:

$$AD = (PA^t - PO) \cdot 100 \cdot n, \quad (1)$$

b) Ajuste das posições em aberto no dia anterior:

$$AD = (PA^t - PA^{t-1}) \cdot 100 \cdot n, \quad (2)$$

em que AD = valor do ajuste diário; PA^t = preço de ajuste diário; PO = preço da operação; n = número de contratos; PA^{t-1} = preço de ajuste do dia anterior.

O valor do ajuste diário, se positivo, será creditado ao comprador e debitado ao vendedor. Caso o valor seja negativo, será debitado ao comprador e creditado ao vendedor.

O ajuste diário das posições em aberto será realizado até o dia anterior ao dia de alocação do Aviso de Entrega, descrito no item 14.2.

12. Pontos de entrega

A entrega deverá ser realizada em armazéns credenciados pela BM&F, localizados nos municípios de São Paulo (SP), Santos (SP), Espírito Santo do Pinhal (SP), Franca (SP), Batatais (SP), Leme (SP), Londrina (PR), Rolândia (PR), Elói Mendes (MG), Araguari (MG), Patrocínio (MG), Machado (MG), Varginha (MG), Guaxupé (MG), Poços de Caldas (MG), Piumhi (MG), Ouro Fino (MG), São Sebastião do Paraíso (MG), Três Corações (MG), Andradas (MG), Campos Altos (MG), São Gotardo (MG) e Monte Carmelo (MG).

No caso de entrega em localidade diferente do Município de São Paulo, haverá dedução do custo de frete para apuração do valor de liquidação.

13. Certificado de classificação

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

As amostras do lote, a serem extraídas pelo armazém, deverão estar em embalagem lacrada, das quais uma se destinará ao cliente-comprador, para exame de qualidade; as demais ficarão disponíveis para eventual arbitramento da qualidade da mercadoria entregue. O número de vias de amostras será determinado pela BM&F.

A BM&F verificará, quando solicitada, o estado da sacaria e do café que compõe os lotes depositados em armazéns, a fim de constatar sua conformidade. Os lotes encontrados em desarcodo terão seus Certificados de Classificação cancelados.

Será permitido o reensaque, total ou parcial, de café vazado por ruptura de sacaria de lote já classificado. Verificado o vazamento, o armazém notificará o cliente depositante e a BM&F e procederá ao reensaque no prazo de dez dias da constatação do vazamento, por conta e ordem do cliente. Se a BM&F, em inspeção eventual, constatar vazamento da sacaria que compõe um lote, que não tenha sido notificado pelo armazém ou pelo cliente depositante, o lote será desclassificado.

14. Condições de liquidação no vencimento

14.1. Período para apresentação do aviso de entrega

Os clientes-vendedores, que optarem pelo não-encerramento de suas posições em pregão até o último dia de negociação, deverão apresentar o Aviso de Entrega à BM&F, no período que se inicia no segundo dia útil do mês de vencimento e termina às 18 horas do sétimo dia útil anterior ao último dia do mês de vencimento.

14.2. Procedimento de entrega

O cliente que optar pela entrega deverá, através de sua Corretora de Mercadorias, formalizar essa intenção mediante o encaminhamento do Aviso de Entrega à Bolsa, no prazo previsto no item 14.1.

Os Avisos de Entrega, protocolados pela Superintendência de Liquidação e Custódia (SLC) da BM&F até as 9 horas, serão divulgados ao mercado no mesmo dia, durante o pregão, ficando disponíveis na sala de negociações. Os Avisos entregues depois desse horário só serão divulgados ao mercado no dia útil seguinte. A Bolsa oferecerá os lotes constantes desses Avisos aos clientes-compradores, seguindo a ordem de antigüidade de posições - ou seja, terão prioridade os clientes cujas posições tiverem sido abertas há mais tempo. Não havendo interessados pelo recebimento da mercadoria - no todo ou em parte -, a Bolsa determinará que o(s) cliente(s)-comprador(es) com a(s) posição(ões) mais antiga(s) receba(m) a mercadoria.

Os clientes-compradores, que optarem ou que forem indicados para receber o café, deverão, no mesmo dia de sua indicação (dia de alocação do Aviso de Entrega), enviar à BM&F, através de suas Corretoras de Mercadorias, as informações solicitadas para faturamento.

É facultado aos clientes-compradores residentes e aos clientes-vendedores residentes indicar terceiros para o recebimento ou para a entrega do café. Nesse caso, seus substitutos deverão, igualmente, fornecer as informações para faturamento e assumirão todas as obrigações e exigências deste contrato, até sua liquidação final. Adicionalmente, o comprador e o vendedor originais assumirão total responsabilidade pelas obrigações dos terceiros por eles indicados, até a liquidação final do contrato. O vendedor não-residente deverá,

obrigatoriamente, nomear um substituto, residente no Brasil, a quem serão transferidos os direitos e as obrigações da entrega. O comprador não-residente deverá, obrigatoriamente, nomear um representante legal para providenciar o transporte e o embarque da mercadoria para exportação, bem como atender às demais exigências definidas pela Secretaria de Comércio Exterior (SECEX), do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC).

O cliente-vendedor ou seu substituto, doravante denominado vendedor, deverá anexar ao Aviso de Entrega a seguinte documentação, para efeito de faturamento:

- ◆ os Certificados de Classificação, emitidos pela BM&F;
- ◆ o resumo do romaneio do lote, emitido pelo armazém credenciado;
- ◆ a declaração de propriedade da mercadoria e de não-existência de ônus de qualquer natureza, inclusive pendências fiscais, e de que a sacaria do lote é nova, em perfeito estado de conservação, emitida pelo armazém credenciado;
- ◆ a ordem de entrega provisória, nominal à BM&F, emitida pelo armazém credenciado; e
- ◆ o certificado, do armazém credenciado, de estarem pagas as despesas de armazenagem e seguro, sobre os riscos de praxe da mercadoria, pelo prazo de 15 dias, a contar da data de emissão do Aviso de Entrega.

14.3. Formação do(s) lote(s)

- ◆ Os tipos serão 6 ou melhor, não se admitindo tipos inferiores a 6.
- ◆ O café, que não poderá ser resultante de salvados de incêndio nem conter corpos estranhos, além dos que lhe sejam próprios, deverá estar ensacado em sacas novas de juta, não-viajadas, tipo oficial adotado, bem identificável, em perfeito estado de conservação, não podendo apresentar avarias, danos, adulteração e deterioração. O café deverá ser classificado pela BM&F, conforme seus regulamentos, que estão de acordo com a Classificação Oficial Brasileira - Decreto Federal 27.173, de 14 de setembro de 1949 -, depositado em armazém credenciado pela Bolsa e formado em lotes.

- ◆ Não podem ser entregues cafês chuvados, úmidos, mal secos, barrentos, infestados ou de gostos estranhos aos característicos do café arábica.
- ◆ Serão admitidos até o máximo de 8% de grãos brocados ou carunchados.
- ◆ Serão admitidas entregas de lotes de peneiras 15 acima. Admite-se vazamento da peneira 15, de 30%, sendo o máximo de 10%, para a peneira 13. Os lotes compostos por grãos chatos poderão conter o máximo de 10% de grãos moca e os lotes compostos por grãos moca poderão conter o máximo de 10% de grãos chatos.
- ◆ Para os lotes de moca não serão consideradas as peneiras.
- ◆ Para formação do lote, a cor do café será verde ou esverdeada, uniforme, compreendendo-se por cor esverdeada a cor característica da safra em curso ou da imediatamente anterior. Não serão admitidos cafês claros ou manchados.
- ◆ Na entrega, mantida a uniformidade, será admitida variação de cor, em função do espaço de tempo decorrido entre a data de emissão do Certificado de Classificação e a data de entrega.
- ◆ Não poderão ser entregues lotes alterados por más condições de armazenagem.
- ◆ O lote terá no máximo 100 sacas de 60 quilos líquidos, com tolerância de até 1% de peso, para mais ou para menos, e será formado em um só armazém credenciado, onde a mercadoria estiver depositada.
- ◆ Para compor a unidade de negociação, será permitida a entrega de, no máximo, três lotes, nenhum deles com menos de dez sacas.

Caso o cliente queira transferir o café de um armazém credenciado para outro, poderá fazê-lo sem perda de validade do Certificado de Classificação, arcando com os custos respectivos. A transferência deverá ser solicitada por Corretora-membro e autorizada pela BM&F, que designará um funcionário para acompanhar a transferência.

14.4. Liquidação financeira no vencimento

A liquidação financeira no vencimento do contrato, relativa à entrega e ao recebimento da mercadoria, será realizada no terceiro dia útil subsequente à

data de alocação do Aviso de Entrega, observado, no que couber, o disposto no item 21.

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

$$VL = \frac{\left\{ C \cdot \left[\left(1 - \frac{D1}{100} \right) \right] \right\} - D2}{60,5} \cdot P \quad (3)$$

em que VL = valor de liquidação financeira por contrato; C = preço de ajuste do pregão anterior à data de alocação do Aviso de Entrega ao comprador; D1 = deságio percentual, se houver, em função do tempo decorrido desde a data de emissão do Certificado de Classificação até a data de alocação do Aviso de Entrega; D2 = deságio de frete, se houver; P = peso bruto total do lote entregue para liquidação de um contrato, expresso em quilogramas, com duas casas decimais.

O deságio por tempo de emissão do Certificado de Classificação será de 1%, a cada 30 dias, incidindo o primeiro deságio no 91.º dia da data de emissão do Certificado de Classificação.

O valor de D2, originariamente divulgado em reais, será convertido em dólares pela Taxa de Câmbio Referencial BM&F, descrita no Anexo I deste contrato. Os deságios de frete serão publicados, periodicamente, pela Bolsa.

O cliente-comprador ou seu substituto ou representante legal, doravante denominado comprador, poderá solicitar a pesagem do café no ato de seu recebimento. Caso essa pesagem difira daquela certificada pelo armazém, o valor de liquidação será ajustado na proporção da diferença de peso verificada. A despesa de pesagem correrá por conta do comprador.

Se o café estiver sujeito a arbitramento, a BM&F pagará à Corretora de Mercadorias, e esta ao vendedor, 80% do valor de liquidação financeira; o saldo será pago no dia útil seguinte ao de aceitação final do café pelo comprador.

O faturamento será feito sem ágio, quando o tipo for superior a 6.

14.5. Outras condições

A entrega da mercadoria deverá ser efetivada, mediante seu faturamento, pelo vendedor ao comprador, de acordo com a legislação em vigor. Caso essa legislação estabeleça a incidência de ICMS, seu valor deverá ser acrescido ao valor de liquidação, para efeito de faturamento. Não será permitido o repasse de crédito de ICMS nas entregas de café em que comprador e vendedor estejam estabelecidos no mesmo Estado da Federação, a menos que a legislação do ICMS o exija.

Quando o vendedor for produtor rural, de acordo com a legislação em vigor, a Contribuição de Seguridade Social será descontada do valor de liquidação. O recolhimento dessa contribuição será de responsabilidade do comprador. O comprador deverá enviar à BM&F a comprovação desse recolhimento.

O recolhimento de PIS e COFINS, quando devidos, será de responsabilidade do vendedor. Seu valor será considerado incluído no preço da negociação, não afetando, portanto, o valor de liquidação.

A BM&F emitirá certificado em que constarão tipo de produto entregue, quantidade e valor de liquidação financeira (anexada cópia do Certificado de Classificação), que será utilizado, quando for o caso, pelo representante legal do comprador não-residente, na obtenção dos registros de venda e de exportação, conforme exigido pela SECEX.

15. Arbitramento

Caso o lote recebido não tenha sido previamente arbitrado, o comprador poderá pedir arbitramento, dentro do prazo de dois dias úteis do recebimento da documentação da mercadoria adquirida.

Se as condições do café divergirem do descrito neste contrato, o vendedor ficará obrigado, dentro de dois dias úteis da notificação do resultado do arbitramento, a substituir os respectivos lotes por outros que se enquadrem nos tipos, na bebida e nas demais condições admitidas.

A decisão de arbitramento será final, contra a qual não caberá qualquer recurso.

Estando os lotes arbitrados, o comprador poderá ainda examinar sua conformidade, no tocante às condições de armazenagem. Não estando de acordo, poderá, até as 9 horas do dia da liquidação financeira da entrega, pedir à BM&F que as verifique. Constatada a desconformidade alegada pelo comprador, o vendedor deverá substituir os lotes dentro de dois dias úteis.

Quando solicitar arbitramento, o comprador pagará à BM&F as despesas decorrentes, que se constituirão nas despesas de viagem e de estada de seu representante, mais 1% do valor de um lote verificado, calculado pelo preço de ajuste do vencimento futuro mais próximo, verificado no dia de solicitação de arbitramento; mais 0,5% pela verificação de um segundo lote; e mais 0,3% pela verificação de um dos lotes subsequentes.

Verificada a desconformidade do(s) lote(s), o comprador e o vendedor poderão acordar um deságio sobre o valor de liquidação. Esse acordo deverá ser registrado junto à BM&F.

16. Operações ex-pit

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

17. Hedgers

Cafeicultores, cooperativas de café, torrefadores, maquinistas, importadores e exportadores do produto.

18. Margem de garantia

Valor por contrato, com redução de 20% para *hedgers*, alterável a qualquer momento, a critério da Bolsa.

A margem será devida no último dia útil subsequente ao de abertura da posição. No caso de clientes não-residentes, se o dia útil subsequente for feriado bancário em Nova Iorque, a margem será devida no primeiro dia, após o de abertura da posição, em que não for feriado bancário naquela praça.

Quando o atendimento da exigência de margem for feito em dinheiro, deverá ser observado, no que couber, o disposto no item 21.

19. Ativos aceitos como margem

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

20. Custos operacionais

◆ **Taxa Operacional Básica**

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

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

◆ **Taxa de Liquidação por Entrega**

0,45% sobre o valor de liquidação financeira no vencimento.

◆ **Taxas da Bolsa (emolumentos e fundos)**

6,32% da taxa operacional básica e da taxa de liquidação por entrega, quando houver.

◆ **Taxa de Registro**

Valor fixo divulgado pela BM&F.

◆ **Taxa de Classificação**

Conforme tabela em vigor, expressa em reais e devida pelo solicitante da classificação.

◆ **Taxa de Arbitramento**

Valor em reais estabelecido pela BM&F e devido pelo comprador.

Os Sócios Efetivos pagarão, no máximo, 75% da taxa operacional básica e da taxa de liquidação por entrega e 75% das taxas de registro, de classificação e da Bolsa.

20.1. Data de pagamento

- (a) As taxas operacional básica, da Bolsa e de registro, serão devidas no dia útil seguinte ao da operação, observado, no que couber, o disposto no item 21;
- (b) A taxa de liquidação por entrega será devida na data de liquidação financeira no vencimento, observado, no que couber, o disposto no item 21;
- (c) As taxas de classificação e de arbitramento serão devidas quando de sua solicitação.

21. Forma de pagamento e recebimento dos valores relativos à liquidação financeira

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

- (a) para os clientes não-residentes: em dólares dos Estados Unidos da América, na praça de Nova Iorque, EUA, através do Banco Liquidante das operações da BM&F no Exterior, por ela indicado;
- (b) para os clientes residentes: em reais, de acordo com os procedimentos normais dos demais contratos da BM&F não autorizados à negociação pelos investidores estrangeiros. A conversão dos valores respectivos de liquidação financeira, quando for o caso, far-se-á pela Taxa de Câmbio Referencial BM&F, descrita no Anexo I deste contrato e relativa a uma data específica, conforme a natureza do valor a ser liquidado, a saber:

- na liquidação de operações *day trade*: a Taxa de Câmbio Referencial BM&F do dia da operação;
- na liquidação do ajuste diário: a Taxa de Câmbio Referencial BM&F do dia a que o ajuste se refere;
- na liquidação financeira no vencimento: a Taxa de Câmbio Referencial BM&F do dia útil anterior ao dia da liquidação financeira;
- na liquidação dos custos operacionais não expressos em reais: a Taxa de Câmbio Referencial BM&F do dia da operação.

22. Normas complementares

Fazem parte integrante deste contrato o Anexo I e, no que couber, a legislação em vigor, as normas e os procedimentos da BM&F, definidos em seus Estatutos Sociais, Regulamento de Operações e Ofícios Circulares, bem como normas específicas das autoridades governamentais que possam afetar os termos do mesmo.

**OFÍCIO CIRCULAR 167/1999-SG,
DE 25/11/1999**

ANEXO I

Metodologia de Apuração da Taxa de Câmbio Referencial BM&F: Reais por Dólar dos Estados Unidos da América

A apuração da Taxa de Câmbio Referencial BM&F de reais por dólar dos Estados Unidos, a ser utilizada na liquidação de operações realizadas por residentes brasileiros no mercado futuro de café arábica, será realizada de acordo com os seguintes critérios:

1. A BM&F, em conjunto com o Banco Liquidante de suas operações no Exterior, relacionará as 14 instituições, dentre as mais bem posicionadas no *ranking* do mercado interbancário de câmbio, denominadas, para esse efeito, bancos informantes, junto às quais será realizada coleta diária de cotações de compra e venda de dólar dos Estados Unidos, para liquidação em D+2, ou seja, no segundo dia útil tanto em Nova Iorque quanto no Brasil;
2. A coleta diária será realizada junto a, no mínimo, 10 instituições, dentre as 14 previamente selecionadas. Essa coleta se dará no período de meia hora após o encerramento do pregão do dia;
3. As cotações serão firmes, posto que a BM&F poderá fechar, com qualquer dos bancos informantes, o câmbio necessário à liquidação das operações dos clientes não-residentes;
4. A BM&F apurará o preço médio entre as cotações de compra e de venda de cada banco informante;
5. Depois da exclusão dos dois maiores e dos dois menores preços médios individuais, será apurada a média aritmética simples dos restantes;
6. A Taxa de Câmbio Referencial BM&F será a média apurada no item 5 acima, ajustada para D+1, ou seja, para o primeiro dia que, além de haver pregão na BM&F, não for feriado bancário em Nova Iorque. Esse ajuste se fará através do acréscimo ou da diminuição do custo de remuneração em dólar, com base na LIBOR, e do custo de reserva bancária em reais, pela taxa de Depósitos Interfinanceiros (DI), de um dia, quando aplicáveis;
7. A Bolsa divulgará também uma taxa referencial DI, de um dia, para o ajuste a que se refere o item 6. Os procedimentos para apuração dessa taxa referencial

de DI, de um dia, serão semelhantes àqueles utilizados para a Taxa de Câmbio Referencial BM&F, constantes dos itens 1 a 5, utilizando-se a mesma relação de bancos informantes;

8. A BM&F, de comum acordo com o Banco Liquidante de suas operações no Exterior, poderá aumentar ou diminuir o número de bancos informantes da amostra, bem como o número de preços a ser excluído da amostra diária;

9. A BM&F divulgará, em seu *Boletim Diário*, a relação de bancos informantes. Qualquer alteração nessa relação será divulgada com antecedência;

10. A Bolsa poderá arbitrar um valor para a Taxa de Câmbio Referencial BM&F, se, a seu critério, julgar não serem representativas as cotações junto aos bancos informantes;

11. Este anexo faz parte integrante das Especificações do Contrato Futuro de Café Arábica.

**OFÍCIO CIRCULAR 167/1999-SG,
DE 25/11/1999**

APÊNDICE C

ESPECIFICAÇÃO DO CONTRATO FUTURO DE CAFÉ DA BOLSA DE NOVA IORQUE ("COFFEE, SUGAR & COCOA EXCHANGE" - ESTADOS UNIDOS)

Objeto de negociação

Especifica a entrega de café arábica lavado produzido em vários países da América Central e América do Sul, Ásia e África.

Unidade de negociação

37.500 libras-peso (aproximadamente, 283 sacos de 60 quilos)

Horário de negociação

De 9h15min às 13h32min - horário de Nova Iorque.

Cotação

Centavos de dólar por libra-peso.

Meses de entrega

Março, maio, julho, setembro e dezembro.

Oscilação mínima

5/100 centavos de dólar por libra-peso, equivalente a US\$18,75 dólares por contrato.

Último dia de negociação

Um dia de negociação antes do último dia do Aviso de Entrega.

Primeiro dia de aviso de entrega

Sete dias de negociação (dias úteis) antes do primeiro dia de negociação (dia útil) do mês de entrega.

Último dia de aviso de entrega

Sete dias de negociação (dias úteis) antes do último dia de negociação (dia útil) do mês de entrega.

Limites de preços diários

Nenhum

Padrões

Um Aviso de Entrega é emitido com base na classificação do tamanho dos grãos e da qualidade da bebida, de acordo com o teste de degustação. A Bolsa utiliza determinados cafés para estabelecer a "base". Cafés classificados como melhores do que a "base" levam um prêmio, enquanto aqueles classificados como inferiores à "base" levam um desconto.

País	Diferencial
México, Salvador, Guatemala, Costa Rica, Nicarágua, Quênia, Nova Guiné, Panamá, Tanzânia e Uganda	Base
Colômbia	Mais de 200 pontos
Honduras e Venezuela	Menos 100 pontos
Burundi, Índia e Ruanda	Menos 300 pontos

República Dominicana, Equador e Peru

Menos 400 pontos

Pontos de entrega

A Bolsa licenciou armazéns no Porto do Distrito de Nova Iorque (sem desconto), Porto de Nova Orleans e Porto de Miami (com desconto de 1,25 centavo de dólar por libra-peso).