

T 30
M
val

ANDERSON LUIZ REZENDE MÓL

**VALUE AT RISK COMO MEDIDA DE RISCO DA VOLATILIDADE DOS
AJUSTES DIÁRIOS EM MERCADOS FUTUROS DE CAFÉ.**

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

Orientador
Prof. Dr. Luiz Gonzaga de Castro Júnior

Co-orientadora
Profa. Dra. Thelma Sáfadi

**LAVRAS
MINAS GERAIS - BRASIL
2002**

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

Mól, Anderson Luiz Rezende

Value at risk como medida de risco da volatilidade dos ajustes diários em mercados futuros de café / Anderson Luiz Rezende Mól. -- Lavras : UFLA, 2003.

102 p. : il.

Orientador: Luiz Gonzaga de Castro Júnior.

Dissertação (Mestrado) – UFLA.

Bibliografia.

1. Var. 2. Value at risk. 3. Modelos arch. 4. Volatilidade. 5. Mercado futuro. 6. Previsão de risco. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

CDD-338.13373

-332.6328

ANDERSON LUIZ REZENDE MÓL

**VALUE AT RISK COMO MEDIDA DE RISCO DA VOLATILIDADE DOS
AJUSTES DIÁRIOS EM MERCADOS FUTUROS DE CAFÉ**

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

APROVADA em 20 de dezembro de 2002

Profa. Dra. Thelma Sáfydi UFLA

Prof. Dr. German Torres Salazar UFLA

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

**LAVRAS
MINAS GERAIS - BRASIL LAVRAS
2002**

É bom esclarecer que os modelos matemáticos não dependem da exatidão dos fenômenos, mas somente de sua lógica. Um modelo matemático só é exato para quem não conhece ou entende as restrições e condicionamentos que lhes são impostos.

(autor desconhecido)

AGRADECIMENTOS

O caminho percorrido foi longo e grandes foram as dificuldades encontradas. Entretanto, com a colaboração de algumas pessoas, foi possível concluir este trabalho. Relaciono, a seguir, as pessoas a quem apresento meus mais sinceros agradecimentos:

À Profa. Thelma Sáfadi, grande amiga, pelos indiscutíveis ensinamentos transmitidos e pela sua primorosa co-orientação.

Ao prof. Luiz Gonzaga de Castro Jr., orientador, grande amigo, que confiou imensamente no trabalho.

Ao Washington Silva, econometrista de inquestionável competência, que contribuiu com fortes sugestões para a conclusão desta dissertação.

A BM&F – Bolsa de Mercadorias e Futuros de São Paulo, que me franqueou a base de dados e as publicações essenciais à realização deste trabalho.

Aos amigos do Programa de Pós-Graduação em Administração da UFLA: Humberto Minéu, Diogo e Juliana, pelo incentivo e companheirismo.

Aos meus pais, Paulo Mól e Eunice Maria Rezende Mól e irmãos, Paulo Mól Júnior, Ana Cristina Rezende Mól e Glaucy Helena Rezende Mól, pelo incentivo, dedicação, tolerância, paciência e espírito de renúncia, sem os quais não teria sido possível realizar este trabalho.

Aos irmãos de república, “Morto”, “Renatão”, “Coimbra”, “Xavasca”, “Gui”, “Léo” e “Rita”.

A Deus, por me conceder forças para suportar o caminho árduo da vitória sem desistir, ainda que os cenários fossem adversos.

SUMÁRIO

	Página
LISTA DE TABELAS	i
LISTA DE FIGURAS.....	iii
LISTA DE GRÁFICOS.....	iv
RESUMO.....	v
ABSTRACT.....	vi
1 INTRODUÇÃO.....	1
2 FORMULAÇÃO DAS BASES TEÓRICAS PARA O ESTUDO.....	5
2.1 Aspectos Gerais: café mercado e risco.....	5
2.2 Mercado de Derivativos.....	8
2.3 Mercado Futuro de Café.....	10
2.4 Gestão de Risco.....	12
3 MÉTODOS PARA EXTRAÇÃO DA VOLATILIDADE DE SÉRIES DE RETORNO.....	14
3.1 Modelos de Box e Jenkins.....	15
3.1.1 Modelo Auto-regressivo – AR.....	19
3.1.2. Modelo de Médias Móveis – MA.....	19
3.1.3 Modelo Auto-regressivo e Médias Móveis – ARMA.....	20
3.2 Modelos de Variância Condicional.....	21
3.2.1 Modelo ARCH.....	21
3.2.2 Modelo GARCH.....	25
3.2.3 Modelo TARCH.....	26
3.2.4 Modelo EGARCH.....	27
4. A TÉCNICA VALUE –AT-RISK.....	29
4.1 Método Analítico – Delta –Normal.....	32
4.2 Método de Simulação Histórica.....	34
4.3 Método da Hipótese de Volatilidade Condicional.....	37
4.4 Método de Simulação de Monte Carlo.....	37
4.4.1 Geração de Números Aleatórios.....	38
4.4.2 Tipos de Geradores de Números Aleatórios.....	38
4.4.3 Implementação.....	39
4.4.4 Transformação de Cholesky.....	40
5 ASPECTOS DAS SÉRIES DE RETORNO.....	41
5.1 Fatos Estilizados.....	41
5.2 Hipótese de Eficiência dos Mercados.....	42
6 METODOLOGIA.....	45
6.1 Operacionalização das Variáveis.....	47
7 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	48
8 CONCLUSÃO.....	70
9 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	72
10 ANEXOS.....	78

LISTA DE TABELAS

		Página
TABELA 1	Produção doméstica e mundial de café (milhões de sacas) 1995-2002.....	7
TABELA 2	Evolução do número de contratos negociados e volume financeiro de café na BM&F - 1991 a 1998.....	10
TABELA 3	Quadro comparativo das metodologias para cálculo do VaR.....	32
TABELA 4	Estatísticas descritivas das séries de café futuro.....	52
TABELA 5	Teste de estacionaridade para as séries de retornos de café futuro.....	55
TABELA 6	Estimativas dos coeficientes de autocorrelação e autocorrelação parcial para as séries de retornos de café futuro.....	56
TABELA 7	Estimativas dos coeficientes de autocorrelação e autocorrelação parcial para as séries de retornos quadráticos de café futuro.....	57
TABELA 8	Teste de Heterocedasticidade para as séries de retorno.....	59
TABELA 9	Resultados da estimação dos modelos e medidas da qualidade do ajuste para a série RCF1.....	60
TABELA 10	Resultados da estimação dos modelos e medidas da qualidade do ajuste para a série RCF2.....	60
TABELA 11	Resultados da estimação dos modelos e medidas da qualidade do ajuste para a série RCF3.....	61
TABELA 11.1	Resultados da estimação dos modelos e medidas da qualidade do ajuste para a série RCF3.....	61

TABELA 11.2	Resultados da estimação dos modelos e medidas da qualidade do ajuste para a série RCF3.....	62
TABELA 12	Resultados da estimação dos modelos e medidas da qualidade do ajuste para a série RCF4.....	63
TABELA 13	Teste de Heterocedasticidade para as séries de retorno.....	64
TABELA 14	Violações nos percentis da cauda superior da distribuição dos retornos de café futuro.....	66
TABELA 15	Estimativas de VaR para os ajustes diários de café das séries RCF1, RCF2, RCF3 e RCF4 para março e setembro de 2002.....	67

LISTA DE FIGURAS

Página

FIGURA 1 Fluxograma das fases da metodologia Box & Jenkins..... 18
...

LISTA DE GRÁFICOS

	Página
GRÁFICO 1	Séries de preços e retornos de café futuro no mês de vencimento dos contratos – 01/01/1995 a 31/12/2001..... 48
GRÁFICO 2	Séries de preços e retornos de café futuro a dois meses do vencimento dos contratos – 01/01/1995 a 31/12/2001..... 49
GRÁFICO 3	Séries de preços e retornos de café futuro a três meses do vencimento dos contratos – 01/01/1995 a 31/12/2001..... 50
GRÁFICO 4	Séries de preços e retornos de café futuro a quatro meses do vencimento dos contratos – 01/01/1995 a 31/12/2001..... 51
GRÁFICO 5	Distribuição dos retornos de café futuro no mês do vencimento..... 52
GRÁFICO 6	Distribuição dos retornos de café futuro a dois meses do vencimento..... 53
GRÁFICO 7	Distribuição dos retornos de café futuro a três meses do vencimento..... 53
GRÁFICO 8	Distribuição dos retornos de café futuro a quatro meses do vencimento..... 54

RESUMO

MÓL, Anderson L. R. **Value-at-Risk como medida de risco da volatilidade dos ajustes diários em mercados futuros de café.** 2002. 100 p. (Dissertação - Mestrado em Administração) – Universidade Federal de Lavras, Lavras

A utilização dos derivativos como instrumento de proteção de risco tem sido uma estratégia muito utilizada no mercado de commodities. Entretanto, estes mercados podem não somente reduzir os riscos de Variação de preços dos produtos negociados a futuros, mas, gerar novos fatores de riscos para os *players*. Estes novos fatores de risco estão relacionados com os ajustes diários pagos/recebidos pelos participantes durante a vigência dos contratos. Assim sendo, para se mensurar a exposição aos riscos gerados pelos ajustes diários realizou-se a modelagem para as séries de retorno futuro de café para quatro períodos. Examinou-se o processo da volatilidade dos retornos do café, por meio de modelos da classe ARCH. Os resultados empíricos sugerem fortes sinais de persistência e assimetria na volatilidade das séries mais distantes do vencimento do contrato. Os critérios de qualidade do ajuste utilizados indicaram que todos os modelos estimados tiveram um bom desempenho. As previsões dos VaRs (Value-at-Risk) dos ajustes diários para os períodos de março e setembro de 2002 fizeram-se muito significativos, comparativamente com os valores no risco reais para os períodos.

Palavras-chave: var, value at risk, modelos arch, volatilidade, mercados futuros.

* Orientador: Luiz Gonzaga de Castro Júnior - UFLA

ABSTRACT

MÓL, Anderson L. R. **Value-at-Risk as risk measure of the daily adjustments volatility in coffee futures markets.** 2002. 100 p. (Dissertation – Master in Administration) – Universidade Federal de Lavras, Lavras

The utilization of the derivatives as instrument of risk protection has been a strategy very utilized in the commodities market. However, these markets can not only reduce the risks of price variation of the products negotiated on future as generate other risk factors to the players. These new risk factors are related to the daily adjustments payed/received by the participants during the endurance of the contracts. So, to know better the extension of the exposure to the risks generated by these daily adjustments, it was conceived a model to the series of coffee future returnings of four periods. It was made na examination of the volatility of the coffee returnings trthroughout the models of the ARCH class. The empirical data suggest strong signs of persistence and assymetry on the volatility of the series that are further away of the due date of the contract. The utilized criteria of the adjustment quality indicated that all the estimated models had a good performance. The foresight of the VaRs of the daily adjustments for the periods of March and Sptember, 2002 have shown themselves very significant if compared with the real values at risk for these periods.

Key words: var, value at Risk, arch models, volatility, futures markets.

* Adviser: Luiz Gonzaga de Castro Júnior - UFLA

1 INTRODUÇÃO

A capacidade do homem de prever o futuro ainda é muito limitada. Apesar do imenso esforço de especialistas das mais diferentes áreas durante anos de desenvolvimento do conhecimento científico, as previsões sobre os mais variados eventos, como as condições climáticas num determinado tempo, a evolução do preço de uma *commodity* qualquer no futuro, bem como a mensuração das suas respectivas volatilidades, continuam sujeitas a um grau de erro razoavelmente elevado.

Existem duas posturas diante deste desconhecimento sobre o futuro. A primeira admite que em eventos econômicos prevalece uma situação de incerteza em relação ao futuro. A incerteza é uma situação onde não se conhece nem o conjunto de eventos possíveis nem a probabilidade de ocorrência de cada um dos eventos. Nesse ambiente, a ação dos agentes econômicos tem que ser guiada por um comportamento em relação ao futuro que não se apóia apenas na análise racional. Sobretudo, para Mollica (1999), além da análise racional, deve existir um certo impulso instintivo que leva os agentes a tomar esta ou aquela decisão.

Uma outra abordagem é admitir que são conhecidos os conjuntos de estados da natureza futuros, bem como as respectivas probabilidades de ocorrência de cada um desses estados. Nesse caso, diz-se que a escolha do agente econômico envolve risco. Explicita-se um conjunto de axiomas de racionalidade com base nos quais é possível derivar as características das preferências dos agentes. Em particular, a garantia da existência de uma função de utilidade com certas propriedades de regularidade garante que a escolha dos indivíduos possa ser derivada de um processo otimizador. A escolha dos agentes

econômicos pode ser guiada, então, exclusivamente por um comportamento racional.

Particularmente em momentos de crise, o conceito de incerteza salta aos olhos do observador. Contudo, a sistematização e a conseqüente capacidade de prever o comportamento dos agentes com base em alguns pressupostos razoáveis de racionalidade tornam o conceito de risco atrativo.

O risco está presente em várias formas, não só no mercado financeiro como nos mercados agrícolas. Eliminá-lo por completo é tarefa impossível. A exposição a certos riscos traz consigo a possibilidade de materialização de cenários favoráveis, em que seja possível obter um lucro compatível. O importante é ter a capacidade de conhecer e gerenciar o risco das decisões tomadas. Com isso, torna-se possível dimensionar a exposição a diversas fontes de risco, bem como escolher que tipo de risco aceitar e que tipo eliminar.

Nas últimas décadas, a utilização dos derivativos como instrumento de proteção de risco aumentou de forma espantosa, mas, ao mesmo tempo, também cresceu o número de organizações que auferiram prejuízos por não implementarem uma política adequada para o gerenciamento efetivo dos verdadeiros riscos envolvidos nessas operações.

Existe uma série de fatores que impulsionaram o crescente aprimoramento e utilização das técnicas de controle de risco nesses últimos anos. Entre eles, destacam-se o intenso processo de internacionalização pelo qual vem passando o mercado agropecuário nas últimas décadas, que tende a produzir uma maior instabilidade nos mercados e, conseqüentemente, amplia as possibilidades de perdas significativas; a ausência de política agrícola adequada ao setor agrícola e o notável avanço ocorrido na tecnologia de informação.

O bom dimensionamento do risco de mercado gera informações mais precisas aos investigadores do comportamento futuro de determinado objeto que, nesse caso específico, é a *commodity* café, oferecendo aos participantes a

oportunidade de se adequar à expectativa de ganho com o respectivo risco.

Diferentemente dos mercados financeiros, nos mercados de commodities agrícolas os trabalhos envolvendo a utilização de técnicas sofisticadas para avaliação e mensuração de risco de mercado é muito incipiente. Assim sendo, esta dissertação vem ao encontro de um dos objetivos do mercado - a busca de formas mais exatas e consistentes de quantificar o risco dos retornos de derivativos agrícolas, especificamente o mercado futuro de café.

A relevância dada a esta dissertação consiste justamente na aplicação de técnicas e modelos largamente utilizados nos mercados financeiros aos mercados de commodities agrícolas. Uma vez que aqueles são amplamente amparados por técnicas sofisticadas de mensuração e quantificação de riscos, em específico risco de mercado, tornam-se muito interessantes a adequação e o ajuste de algumas dessas técnicas à mensuração e quantificação do risco de mercado nas commodities agrícolas. Bignotto (2000) identifica perspectivas de aplicação do VaR para o mercado agrícola: *“apesar de os modelos de gestão de risco de mercado terem sido inicialmente desenvolvidos para as organizações financeiras, eles representam grande possibilidade de aplicações nos mercados agrícolas”*. Isso se torna possível graças às transformações que a atividade agropecuária vêm enfrentando. Ainda, o uso de séries temporais auxilia de forma muito sólida a previsão de riscos financeiros. As commodities agrícolas apresentam altas volatilidades em seus preços, já que são comercializadas internacionalmente, além de fatores como sazonalidade, oferta, demanda e possibilidade de quebras de produção. Como agravante, ainda há o fato de os participantes do *agribusiness* ficarem, geralmente, tomados em poucos ativos, ou seja, nas commodities que negociam, ao contrário das instituições financeiras que possuem uma diversificação muito maior de suas posições.

Nesse sentido, o objetivo principal deste trabalho é propor um modelo que possa ser usado para mensurar o valor em risco (*Value-at-Risk*) dos

contratos futuros de café, negociados pela Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), como instrumento de gerenciamento e controle efetivo de riscos para os *players* atuantes neste mercado.

Mais especificamente pretende-se:

- a) realizar previsão da volatilidade da série de retornos dos contratos futuros de café ;
- b) modelar a série de retorno do café futuro por meio de metodologias auto-regressivas com e sem dependência condicional da variância, através dos processos constituintes da família ARMA e ARCH/GARCH;
- c) desenvolver um modelo de VaR – *Value-at-Risk* para o risco de mercado em contratos futuros de café.

Para alcançar os objetivos propostos, inicialmente são apresentados alguns conceitos sobre riscos para que sejam bem entendidos os reais conceitos sobre riscos na literatura de finanças. Após estas considerações, são abordadas, bastante sucintamente, algumas considerações a respeito dos mercados de futuros de café, de forma a deixar mais claros os aspectos deste mercado que serão citados ao longo deste trabalho. A partir desta fase, passa-se à descrição dos modelos auto-regressivos utilizados neste trabalho, a fim de familiarizar o leitor a respeito de cada método utilizado, discutindo os pontos positivos e negativos para a precificação do risco.

Por último, são definidos os métodos de cálculo de VaR – *Value at Risk*, discutindo-se as diferenciações de cada método especificado e apresentando suas características estatísticas e econométricas de aplicação.

Concluídos os fundamentos teóricos, a avaliação empírica na formulação de uma metodologia de risco para os mercados futuros de café segue dois caminhos. O primeiro busca modelar e prever a série de retorno do café futuro, a

fim de extrair elementos que possam ser introduzidos no modelo de risco proposto por este trabalho. O segundo verifica a melhor metodologia de análise para a determinação do VaR de café futuro, por meio dos elementos extraídos da modelagem estatística anterior.

2 FORMULAÇÃO DAS BASES TEÓRICAS PARA O ESTUDO

2.1 Aspectos Gerais: Café, Mercado e Risco

O café é um produto de exportação que, apesar de ser cultivado e utilizado em todo mundo, apresenta um mercado mundial com alto grau de disciplina e certa concentração. Segundo Caixeta (1998), o café produzido e exportado por países subdesenvolvidos e em desenvolvimento é captado por países ricos, de consumo relativamente estável. Por essa razão, a demanda mundial de café tem crescimento lento e, em consequência, pequenas mudanças na oferta resultam em grandes flutuações de preço.

Mesmo sendo grande consumidor, um elevado percentual do café produzido no Brasil destina-se à exportação. Historicamente, o país ocupa no mercado internacional a posição de maior produtor e exportador de café. Porém, sua participação tem sido decrescente. No começo do século o Brasil chegou a deter 80% do mercado internacional de café. Na década de 1960, esta participação caiu para cerca de 40% do total de produção. No final dos anos 90, seu “market share” situou ao redor dos 25%. Apesar disso, o café ainda é uma grande fonte de receitas, representando uma grande fonte de divisas para o Brasil e sendo grande geradora de empregos, possuindo assim grande importância na área econômica e social.

O declínio da participação brasileira, de acordo com a Secretaria de Estado da Agricultura, Pecuária e Abastecimento de Minas Gerais (1995), decorreu da política de valorização do preço do café utilizada pelo Brasil e da falta de qualidade do produto nacional. Em 1995, o cenário do café refletia perda significativa de sua importância relativa na economia geral do país e, em consequência, perda de interesse político-econômico e da força da cadeia de café como grupo de pressão.

Os trabalhos de Barros (1993), Gasques & Villa Verde (1994) e Lamounier (1994) deixam claro que o Estado não irá restabelecer os volumes e condições de créditos para a agricultura, como existiam no passado. E os agentes envolvidos com a produção rural não acreditam que as políticas públicas irão restabelecer os níveis de financiamento existentes em décadas passadas para a agricultura. De fato é o que vem acontecendo nos últimos anos: uma política setorial restritiva e com pequena abrangência. Segundo Barros (1998), a grande ameaça que paira sobre o desempenho da agricultura brasileira está na relativa lentidão em que ocorre a criação de novos instrumentos de gerenciamento de riscos e de financiamento necessários para a agricultura, sendo que a criação de novas alternativas não estão tendo o amadurecimento adequado. Staduto (1997) ressalta ainda que tentativas arrojadas de inserção rápida da agricultura no setor financeiro foram realizadas por meio da criação dos Fundos de Investimentos em Commodities, mas que não apresentaram os resultados desejados.

A economia do café, além do novo cenário em que está inserida na agricultura brasileira, a partir do final da década de 1980, sofre grande impacto com a desregulamentação no plano externo e interno. O Acordo Internacional do Café, que basicamente regulava o nível de participação dos países produtores no mercado internacional por meio de cotas, foi desfeito em 1989. No plano interno, a partir do governo Collor, o Instituto Brasileiro do Café (IBC), órgão que centralizava todas as políticas relacionadas ao café, foi extinto. Portanto,

várias das medidas que procuraram propiciar sustentação aos preços de café deixaram de existir. Conseqüentemente, toda a cadeia produtiva teve que se ajustar ao novo ambiente. Assim sendo, o sistema de livre mercado fez com que os produtores e os exportadores de café redefinissem sua atuação.

Para tentar estabilizar as cotações do café, os países produtores, liderados pelo Brasil e Colômbia, em 1993, criaram a Associação dos Países Produtores de Café (APPC), que tem como objetivo a retenção das exportações quando se fizer necessário, para o controle do volume de café exportado pelos países produtores e garantir o preço do café a níveis satisfatórios para os produtores.

A produção mundial de café tem apresentado um franco crescimento desde 1996 (Tabela 1). Acompanhando esta tendência, a produção nacional tem apresentado uma taxa média de crescimento na ordem de 2,5 milhões de sacas/ano. Do total da produção mundial, mais de 70 milhões de sacas são anualmente exportadas para os Estados Unidos da América e países da Europa.

TABELA 1 Produção doméstica e mundial de café (milhões de sacas) 1995-2002

Ano-Safra	Produção Nacional	Produção Mundial
1996	27,10	102
1997	31,00	96,5
1998	30,40	106,5
1999	31,40	115
2000	32,20	112,6
2001	33,70	113,2
2002*	44,60	124,3

Fonte: MB Associados

* Estimativa

A produção mundial de café, segundo Ponciano (1995), é muito instável, alternando entre períodos de consideráveis altas e períodos de grandes baixas, devido às influências climáticas e ainda alterações políticas, econômicas e mesmo a divulgação de previsões de safras, muitas vezes especulativas como vem ocorrendo nos últimos tempos. Estas razões fazem com que o mercado internacional de café seja muito volátil.

Recentemente, algumas mudanças têm sido verificadas tanto na produção quanto na comercialização do café, mundialmente, com reflexos significativos em todos os países produtores e, principalmente, ao Brasil. O mercado tem se tornado mais exigente em termos de qualidade do produto, com preferência pelos tipos especiais de café, além de mais competitivo, pela entrada de vários países no mercado internacional do café.

Uma vez que os mercados estão mais competitivos e, por conseguinte mais voláteis, faz-se necessário adotar medidas, pelos agentes econômicos, que garantam a rentabilidade com um nível de risco adequado. Assim sendo, o uso de certos instrumentos, como os derivativos, têm possibilitado condições para que os produtores e exportadores reduzam a exposição a certos riscos. Neste sentido, o entendimento desse mercado, em específico o mercado de futuros, torna-se imensamente relevante.

2.2 Mercado de Derivativos

Os instrumentos derivativos podem ser definidos como sendo produtos financeiros ou agropecuários cujo valor depende ou deriva do comportamento de um outro ativo denominado ativo-objeto. Assim, um produto financeiro cuja remuneração dependa, por exemplo, do nível das taxas de juros, da taxa de câmbio entre duas moedas ou dos preços de outros produtos, configura-se um produto ou instrumento derivativo.

Para Jorion (1999), um contrato derivativo pode ser definido como um contrato privado, cujo valor é quase todo derivado de algum ativo, taxa referencial ou índice-objeto - como uma ação, título ou commodity agropecuária.

Os derivativos permitem que os usuários desagreguem os riscos, assumam os que possam administrar e transfiram os indesejáveis. Ao proporcionarem exposição controlada a riscos financeiros, os derivativos deram impulso à criação de métodos modernos de gestão de risco.

O mercado de derivativos mais utilizado pelos diversos participantes do mercado é o mercado futuro, que determinam uma das classes mais simples de derivativos. Entretanto, mercados futuros divergem dos mercados a vista no que se refere às negociações de compra ou venda de um ativo ou produto. No mercado futuro são apenas negociados contratos.

Para Leuthould (1989), as principais funções econômicas dos mercados futuros são:

- a) facilitar a administração do risco, provendo facilidades para a geração de proteção contra as variações de preços (*hedging*);
- b) facilitar a estocagem de bens, por meio do uso da diferença entre os preços futuros e os preços à vista (base), e como um guia para o controle de estoques;
- c) atuar como centro de coleta e disseminação de informações e, à medida que estas informações são plenamente refletidas em preços correntes, estes mercados são ditos eficientes; e
- d) desempenhar a função de estabelecer preços antecipados, sendo os preços futuros interpretados como antecipação de mercado a preços à vista nas datas de vencimento dos contratos.

2.3 Mercado futuro de café

Dentro do novo cenário, o mercado futuro de café arábica da Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) amplia a sua importância de orientação da produção e gerenciamento do risco de preços. A BM&F, nos últimos anos, vem apresentando um rápido crescimento do volume de contratos negociados, conforme se constata na Tabela 2. O que prevalece para vigorar os mercados derivativos agropecuários é a necessidade dos agentes das cadeias produtivas de recorrerem aos novos instrumentos de proteção de riscos de preços para a obtenção de um planejamento de estoques e fonte de informações sobre as cotações de seu produto.

TABELA 2 Evolução do número de contratos negociados e volume financeiro de café na BM&F - 1991 a 1998.

Ano	Contratos Negociados	Volume Financeiro (US\$ 1.000)
1991	11.839	120.887
1992	50.873	402.083
1993	87.753	736.015
1994	79.220	1.286.092
1995	76.206	1.625.304
1996	116.071	2.595.121
1997	114.521	4.325.149
1998	200.753	3.707.102

Fonte: BM&F, 1998

O café vem se caracterizando como um produto de grandes flutuações de preços. Desta forma, provoca variações de receita, principalmente, para os produtores rurais e aos armazenadores, podendo gerar resultados financeiros insatisfatórios.

O mercado futuro de café, na medida em que desempenha as suas funções, tem o potencial de reduzir a flutuação de renda dos agentes econômicos, por meio do *hedging*.

No mercado futuro de café arábica da BM&F pode-se negociar contratos de café para cinco vencimentos distintos no ano (março, maio, julho, setembro e dezembro). Assim sendo, os *players* podem fazer suas estratégias de compra e venda para qualquer um destes vencimentos.

Nos contratos de café são especificadas todas as normas referentes à *commodity* café, tais como qualidade, moeda de negociação, metodologia de cálculo de ajustes, etc., como pode ser observado no Anexo A.

Em razão da volatilidade nas cotações de preços nos mercados a BM&F, por meio da *Clearing House*, estabelece normas e regras que visam à minimização das inadimplências quanto aos compromissos assumidos pelos *players*. Desta forma, estes são obrigados a pagarem ou receberem diariamente ajustes diários, de acordo com a movimentação do mercado, reduzindo assim a possibilidade de um não cumprimento por parte dos participantes das exigibilidades decorrentes do contrato futuro. Outra forma auxiliar de proteção dos mercados é a margem de garantia que obriga os participantes a depositarem um recurso inicial que fica sob a custódia da BM&F para fins de garantias contra a inadimplência. O valor desta margem é definido para cada contrato e, dependendo da volatilidade do mercado, a BM&F pode fazer uma nova chamada de margem em virtude do aumento dos riscos de mercado. O valor médio das margens situa-se em torno de 10% do contrato.

Assim sendo, os mecanismos de controle da BM&F produzem um risco aos *players* uma vez que há a necessidade de desembolso de recursos para garantir a operação. Esse risco está associado de forma mais efetiva aos pagamentos de ajustes. Assim sendo, a decisão de investir nos mercados de futuros coloca os processos de gestão de riscos em inquestionável relevância.

2.4 Gestão de risco

Jorion (1999) aponta três tipos gerais de riscos que envolvem as organizações produtivas. O risco de negócio que está vinculados às questões de inovações tecnológicas, design do produto e marketing, e que são assumidas pelas empresas ao criarem vantagem competitiva. O risco estratégico que envolve mudanças nos ambientes políticos e econômicos nos quais as organizações operam e o risco financeiro que representa possibilidade de perdas no mercado financeiro.

Bignotto (2000) aponta que o risco está presente em qualquer operação no mercado financeiro, ganhando destaque após os escândalos internacionais da última década.

Pela definição apresentada por Jorion (1999), devido ao fato de as organizações produtivas não terem controle sobre a oscilação das variáveis financeiras, elas podem otimizar sua exposição às mesmas, mediante utilização dos instrumentos derivativos. Essa operação é realizada para que as corporações, principalmente as não-financeiras, atenham-se ao que realmente interessa: a administração do risco de negócio. Das três formas de riscos – risco de negócio, estratégico e financeiro –, a última merece destaque em função do que pode acarretar aos usuários de derivativos.

Para melhor compreensão dos riscos que podem afetar as operações com esses instrumentos e para que os mesmos atendam às reais necessidades, é significativo apresentar as subdivisões do risco financeiro, citadas por Jorion (1999):

- a) **risco de liquidez**: ocorre quando um ativo real ou instrumento financeiro não pode ser vendido ou liquidado com relativa rapidez sem acarretar forte prejuízo ou quando uma das partes resolva

antecipar o fechamento de uma posição, acarretando na venda de parte de seus ativos;

- b) **risco operacional**: responde por eventuais perdas devido às falhas de sistemas e/ou de controles inadequados e erros humanos;
- c) **risco legal**: quando uma das partes não possui capacidade legal para efetivar a transação, seja por documentação insuficiente, insolvência, ilegalidade, falta de representatividade e/ou autoridade;
- d) **risco de crédito**: relaciona-se a possíveis perdas, pelo não cumprimento de um contrato por uma das partes; as perdas, nesse caso, referem-se aos recursos que não mais serão recebidos;
- e) **risco de mercado**: advém de oscilações imprevistas nos preços dos ativos financeiros e nas taxas de câmbio e, principalmente, de juro.

Ainda, risco pode ser definido como a volatilidade de resultados inesperados, normalmente relacionada ao valor de ativos ou passivos de interesse.

Em específico, o risco de mercado, objeto de estudo deste trabalho, surge de mudanças nos preços (ou volatilidades) de ativos e passivos financeiros, sendo mensurados pelas mudanças no valor das posições em aberto ou nos ganhos.

O risco de mercado, portanto, pode ser medido sobre a ótica de risco de mercado relativo, que é uma medida do deslocamento dos rendimentos de uma carteira de investimentos em relação a um índice utilizado como *benchmark*¹, e o risco de mercado absoluto que mede as perdas de uma carteira de investimentos sem quaisquer relações com índices de mercado. Especificamente,

¹Um ativo ou carteira que serve de referência a outros ativos ou carteiras no mercado de capitais. Normalmente o índice Bovespa é considerado um Benchmark para as análises de retorno relativo das carteiras de investimento no mercado acionário.

este trabalho trabalha com o conceito de risco absoluto sem fazer alusão a algum ativo tomado como referência.

Desta forma, a aplicação de métodos estatísticos e, principalmente, os modelos econométricos de séries temporais na modelagem e previsão de riscos podem levar à determinação da volatilidade inerente à formulação de estratégias para *hedging*.

3 MÉTODOS PARA EXTRAÇÃO DA VOLATILIDADE DE SÉRIES DE RETORNOS .

Partindo do princípio de que dados são analisados no tempo, pode-se estabelecer alguns fenômenos que interferem na análise, conduzindo a um problema de modelagem estatística e inferência.

Para Borgatto (2000), é razoável admitir que, se os dados são analisados no tempo, existe uma correlação entre a observação no instante t e a observação no instante $(t+h)$, em que h é um período da série temporal posterior ao tempo t , dificultando a aplicabilidade de métodos estatísticos convencionais. Isso porque, na utilização desses métodos, parte-se da pressuposição de que as observações sejam independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.). A melhor abordagem a ser aplicada em tais casos, em que nenhuma pressuposição é violada, são as técnicas de análise de séries temporais.

A principal utilização da análise de séries temporais é a previsão. No entanto, nem sempre é possível adequar um bom modelo às observações.

Segundo Morettin & Tolo (1985), uma série temporal é um conjunto de observações compreendidas seqüencialmente no tempo. Muitos conjuntos de dados aparecem como séries temporais e tais seqüências podem ser medidas trimestralmente, mensalmente, semanalmente, diariamente ou em horas

(*intra day*). Se os valores futuros de uma série temporal podem ser determinados exatamente por uma função matemática, a série é denominada determinística.

O caso mais comum de série temporal é aquele em que os valores futuros podem ser descritos por uma distribuição de probabilidade, sendo as séries denominadas não-determinísticas. Neste caso, a série pode ser considerada como uma trajetória de um processo estocástico $x(t, \omega)$, em que t é o tempo da série temporal e ω é uma variável aleatória. Este processo, para t fixado $x(t, \omega)$, é uma variável aleatória e, para ω fixado $x(t, \omega)$, é uma série temporal.

Existem dois enfoques na aplicação da análise de séries temporais. O primeiro consiste na análise realizada no domínio do tempo, em que são propostos modelos paramétricos e o segundo baseia-se no domínio da frequência, sendo sua análise realizada por meio de modelos não-paramétricos.

Neste trabalho, utiliza-se a análise no domínio do tempo por estarmos trabalhando com séries de dados diários contínuo no tempo, considerando um grupo de modelos propostos por Box & Jenkins (1976) e outro grupo de modelos propostos por Bollerslev (1986), Engle (1982), Nelson (1991) e Zakoian (1994). Na análise no domínio da frequência, utiliza-se a análise espectral, que consiste na decomposição da série em componentes de frequência. Este método é citado por Morettin & Toloí (1989) e Priestley (1965).

A abordagem no domínio do tempo geralmente pressupõe que a correlação entre as observações adjacentes é melhor explicada em termos de uma regressão. Este método de análise foi proposto por Wold (1938), seguindo uma decomposição da série em que as observações presentes pudessem ser preditas como a soma de uma combinação linear de valores passados de uma série de ruídos e um componente determinístico à combinação linear.

3.1 Modelos de Box & Jenkins

Os modelos auto-regressivos (AR) foram introduzidos por Yule em 1926, enquanto que os modelos de médias móveis (MA) surgiram por volta de 1937. Segundo Moretein & Tolo (1985), qualquer modelo estacionário discreto pode ser representado por modelos auto-regressivos e médias móveis (ARMA), como demonstrado por Wold (1938).

Em 1970, Box & Jenkins, seguindo as proposições de Wold (1938), desenvolveram uma técnica para modelos de previsão e controle em séries temporais. A técnica baseada em análises probabilísticas e de minimização de erros de estimativas gera modelos estimados de forma iterativa. Como todo modelo, apresenta algumas limitações de aplicação, tais como as observações na amostra que deve ser superior a 50 ocorrências.

Na última década, tem-se usado bastante a filosofia de Box-Jenkins para construção de modelos em séries temporais, que se caracteriza por dois aspectos fundamentais:

a) parcimônia: na prática, o modelo deve conter o menor número possível de parâmetros a serem estimados;

b) construção iterativa do modelo: o modelo é construído a partir dos próprios dados, em vez de se considerar um modelo potencialmente apropriado e testar seu ajustamento.

Na determinação e modelagem de uma série, constrói-se o modelo em etapas:

i) a primeira etapa é a de identificação, na qual procura-se determinar o tipo de modelo a ser usado, com base na análise das autocorrelações;

ii) a seguir, vem a etapa de estimação, na qual estimam-se os parâmetros;

iii) finalmente, na etapa de verificação procura-se verificar se o modelo

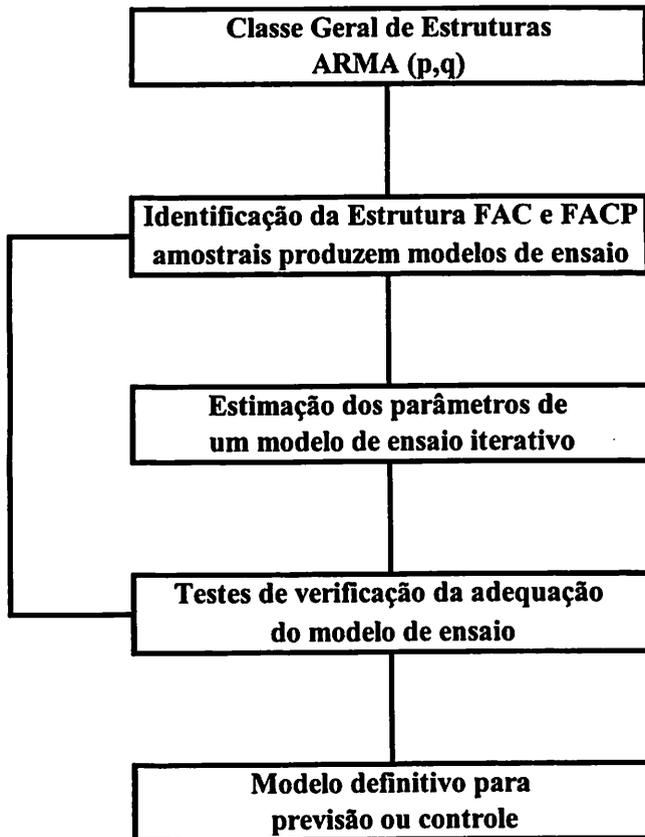
ajustado é adequado para descrever os dados. Se o modelo mostra-se inadequado volta-se à identificação e repete-se o processo.

O modelo assim obtido pode ser utilizado para fazer previsão de observações futuras ou controle do processo.

A estrutura do modelo baseia-se nos próprios dados, em que os estágios para a escolha do melhor modelo são (Figura 1):

- a) considerar uma classe geral de modelos para análise (especificação);
- b) identificar um modelo com base nas funções de auto-correlações (FAC), auto-correlações parciais (FACP) e outros critérios;
- c) estimar parâmetros do modelo identificado;
- d) verificar o modelo ajustado, por meio de uma análise de resíduos, para saber se o modelo escolhido é adequado para o objetivo de fazer previsão ou controle.

Na hipótese de o modelo não se adequar, o ciclo é repetido, retornando-se à fase de identificação.



Fonte: Adapado de Borgato (2000)

FIGURA 1 Fluxograma das fases da metodologia Box-Jenkins

3.1.1 Modelo auto-regressivo (AR)

Sejam $\bar{Z}_t = Z_t - \mu$ os desvios em relação a μ . Então,

$$\bar{Z}_t = \phi_1 \bar{Z}_{t-1} + \phi_2 \bar{Z}_{t-2} + \dots + \phi_p \bar{Z}_{t-p} + a_t \quad (1)$$

é um processo auto-regressivo de ordem p, denotado por AR(p). Em outras palavras, a série é representada por uma soma ponderada de p observações anteriores da série mais um termo aleatório. Definindo-se o operador auto-regressivo de ordem p por:

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p \quad (2)$$

em que $B^p Z_t = Z_{t-p}$ é operador de retardo.

Pode-se escrever,

$$\phi(B) \bar{Z}_t = a_t,$$

em que a_t é resíduo (ou ruído)

3.1.2 Modelo de médias móveis (MA)

Um processo,

$$\bar{z}_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q}, \quad (3)$$

em que a série é vista como uma soma ponderada de q observações anteriores do

ruído é chamado processo de médias móveis de ordem q , denotado por MA(q).
Definindo-se o operador de médias móveis e ordem q por:

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q \quad (4)$$

pode-se escrever

$$\bar{z}_t = \theta(B)a_t$$

3.1.3 Modelo misto auto-regressivo e de médias móveis (ARMA)

É o modelo que inclui tanto termos auto-regressivos como termos de médias móveis, sendo denotado por ARMA(p,q):

$$\bar{z}_t = \phi_1 \bar{z}_{t-1} + \dots + \phi_p \bar{z}_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (5)$$

ou

$$\phi(B)\bar{z}_t = \theta(B)a_t$$

3.2 Modelos de variância condicional

3.2.1 Modelo ARCH

Uma simples maneira em que a não linearidade pode ser introduzida dentro de uma série temporal é permitir a variância (ou a variância condicional) dos processos mudar, ou a certos pontos discretos de tempo ou continuamente. Embora os processos estacionários tenham que ter uma variância constante, certas variâncias condicionais podem mudar: por um processo estacionário $\{x_t\}$, não linear de variância, $V(x_t)$, é constante para todo t , mas a variância condicional $V(x_t | x_{t-1}, x_{t-2}, \dots)$ depende das observações e assim pode mudar de período para período.

Um simples exemplo de uma mudança na variância dos modelos é supormos $\{x_t\}_1^T$ que é uma seqüência independente gerada dos processos

$$x_t = V_t$$

em que

$$P(V_t = \sigma_1) = P(V_t = -\sigma_1) = 0,5, \quad 1 \leq t \leq \frac{T}{2}$$

$$P(V_t = \sigma_2) = P(V_t = -\sigma_2) = 0,5, \quad \frac{T}{2} < t \leq T$$

Conseqüentemente,

$$E(x_t) = 0, \quad \text{pra todo } t, \quad V(x_t) = \begin{cases} \sigma_1^2, & 1 \leq t \leq \frac{T}{2} \\ \sigma_2^2, & \frac{T}{2} < t \leq T \end{cases}$$

Desde que $\{x_t\}_1^T$ seja independente, também será não correlacionado e, conseqüentemente, a auto-correlação $r_{i,x}$ será pequena. Porém, a série de quadrados, $\{x_t^2\}_1^T$ consiste de T/2 observações consecutivas iguais a σ_1^2 seguidas por T/2 observações todas igual a σ_2^2 . Assim sendo, $\sigma^2 = \sigma_1^2 + \sigma_2^2$.

Até uma década atrás, o enfoque da maioria dos modelos econométricos e financeiros de séries de tempo centraram primariamente no momento condicional, com qualquer dependência temporal nos momentos de ordem mais altos tratados como um ruído. A importância aumenta devido às considerações de incerteza e risco associado na teoria econômica moderna. Entretanto, há a necessidade do desenvolvimento de novas técnicas de séries econométricas, que permitam a modelagem da variação da variância e covariâncias no tempo, dado a falta aparente de qualquer teoria econômica estrutural dinâmica que explique a variação em momentos de ordens mais altas. Nesse sentido, uma classe de modelos instrumentais foi introduzida por Engle (1982). Um desses modelos é o “*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*” (ARCH). Paralelo ao sucesso do modelo de série temporal linear padronizado, surge o uso do condicional. Enquanto a matriz de covariância incondicional para as variáveis de interesse pode não variar no tempo, as variâncias condicionais e covariâncias dependem freqüentemente dos estados passados das observações. Entendendo a natureza exata desta dependência temporal, ela é crucialmente importante para muitos assuntos em macroeconomia e finanças.

A perspectiva da inferência econométrica, a perda em eficiência assintótica, dada a heteroscedasticidade, pode ser arbitrariamente grande. Além disso, ao avaliar previsões econômicas, uma estimativa muito mais precisa do erro de previsão da incerteza está geralmente disponível, condicionando o conjunto de informações atuais.

Assim sendo, o modelo ARCH expressa a variância condicional como

uma defasagem distribuída do quadrado dos retornos passados.

Este modelo possui algumas propriedades desejáveis. Em primeiro lugar, por meio da técnica de decomposição de erros de predição, é possível construir a função de verossimilhança, tornando possível a estimação dos parâmetros pelo método de máxima verossimilhança. Esta propriedade é importante porque estes estimadores possuem distribuições conhecidas que viabilizam a execução de testes de hipóteses diversos. Além disso, é possível provar que este modelo implica uma distribuição não condicional com “caudas pesadas” para os retornos.

Numerosas especificações paramétricas têm sido propostas para a variação da variância condicional no tempo. No modelo linear ARCH(q), introduzido originalmente por Engle (1982), a variância condicional é postulada para ser uma função linear do q passado quadrado de inovações,

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1,q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \equiv \omega + \alpha(B) \varepsilon_t^2, \quad (6)$$

em que B denota o “lag” ou atraso, ou operador de *backshift*, $B^j \varepsilon_t^2 = \varepsilon_{t-j}^2$,

$$\alpha(B) = \alpha_1 B + \alpha_2 B^2 + \dots + \alpha_q B^q.$$

Para esse modelo ser bem definido e a variância condicional ser positiva, os parâmetros devem satisfazer $\omega > 0$ e, $\alpha_1 \geq 0, \dots, \alpha_q \geq 0$.

Definindo $v_t \equiv \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2$, o modelo ARCH pode ser reescrito como

$$\varepsilon_t^2 = \omega + \alpha(B) \varepsilon_{t-1}^2 + v_t \quad (7)$$

Desde que $E_{t-1}(v_t) = 0$, o modelo corresponde diretamente a um AR(q) modelo para o quadrado das inovações, ε_t^2 . O processo é estacionário se e somente se a soma dos parâmetros positivos do auto-regressivo for menor que um, em qual caso a Variância incondicional igual a

$$VAR(\varepsilon_t) \equiv \sigma^2 = \omega(1 - \alpha_1 - K - \alpha_q).$$

Alternativamente ao modelo ARCH (q), pode ser representado como uma variação no tempo dos parâmetros MA (q) para ε_t .

$$\varepsilon_t = \omega + \alpha(L)\zeta_{t-1}\varepsilon_{t-1}, \quad (8)$$

em que $\{\zeta_t\}$ denota um processo estocástico escalar i.i.d (independente e identicamente distribuído) com média zero e variância um. Modelos de parâmetros variando no tempo têm uma longa história na econometria e estatística.

Neste sentido, é comum encontrar séries de retorno com uma condicional constante de média zero. A maioria das aplicações empíricas da metodologia ARCH de fato cai dentro desta estrutura.

Enquanto as primeiras aplicações científicas da classe de modelos ARCH se preocupam em como modelar incertezas inflacionárias, a metodologia encontrou uso especialmente largo na captura temporal de dependências entre os retornos dos recursos (ativos financeiros).

Até mesmo no caso de modelos univariados, a ordem de formas funcionais permitidas é vasta, e infinitamente maior, podendo ser acomodada por qualquer família paramétrica de modelos ARCH. Claramente, para qualquer

desejo de selecionar um modelo ARCH apropriado, tem-se que ter uma boa idéia sobre quais regularidades empíricas que o modelo deve capturar. Nesse sentido, deve-se correlacionar o modelo utilizado com a teoria ou regularidades daquilo que se está trabalhando.

3.2.2 Modelo GARCH

Em geral, existe uma alta persistência na volatilidade das séries de retornos. Isso faz com que o valor de q no modelo ARCH seja elevado, implicando a necessidade de estimação de um grande número de parâmetros. O modelo GARCH, proposto por Bollerslev (1986), constitui uma tentativa de expressar, de forma mais parcimoniosa, a dependência temporal da variância condicional. Nesse modelo a variância condicional além de depender do quadrado dos retornos passados como no modelo ARCH, depende também dos passados das próprias variâncias condicionais como mostrado na equação (9).

Então, a variância condicional é sistematizada por:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (9)$$

O modelo em (4) é denominado GARCH (p,q) (“*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedascity*”) em que q representa a ordem do componente ARCH e p a ordem do componente GARCH. Neste sentido, o modelo GARCH (p,q) descreve a volatilidade (variância condicional) de uma série de retornos como dependendo de uma constante, de informações defasadas da volatilidade (os termos ε_{t-i}^2) e de variâncias previstas passadas (os termos σ_{t-j}^2). De acordo com Swaray (2002), a inclusão de variâncias condicionais defasadas pode capturar a “aprendizagem adaptativa” que caracteriza o processo.

Engle (1982) afirma que a especificação mais robusta verificada nas aplicações é a do modelo GARCH (1,1):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (10)$$

A vantagem desta especificação é que ela contém poucas restrições nos parâmetros. As condições para a variância do processo ser positiva e fracamente estacionária são: $\alpha_0, \alpha_1 > 0$; $\beta_1 > 0$ e $\alpha_1 + \beta_1 < 1$. A persistência de choques na volatilidade da série de retornos gerada por uma *commodity* é medida pela soma de α_1 e β_1 . Quanto mais próxima de um for o somatório dos coeficientes, maior será o efeito daquela informação (choque) no decorrer do tempo, levando assim mais dias para dissipar-se totalmente.

3.2.3 Modelo TARCh

Nos mercados financeiros, observa-se que períodos de quedas nos preços são freqüentemente seguidos por períodos de intensa volatilidade, enquanto que em períodos de alta nos preços a volatilidade não é tão intensa. Tal fato é denominado “efeito alavancagem”; em geral, choques positivos e negativos tendem a ter impactos diferenciados sobre a volatilidade. Estas assimetrias na volatilidade podem ser capturadas por duas variantes do modelo GARCH, o modelo TARCh de Zakoian (1994) e o modelo EGARCH de Nelson (1991). A variância condicional do modelo TARCh(1,1) (“*Threshold Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*”) pode ser definida por :

$$\sigma_t^2 = \mu + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 \quad (11)$$

em que a variável *dummy* assume o valor $d_{t-1}=1$, se $\varepsilon_{t-1}<0$, e $d_{t-1}=0$ caso contrário. Não há assimetria na Variância se $\gamma = 0$. Previsões negativas de mercado ($\varepsilon_{t-1}<0$),

tais como superprodução agrícola, queda abrupta do dólar ou instabilidade política, têm um impacto de $\alpha + \gamma$. Já informações positivas ($\varepsilon_{t-1} > 0$), como geadas, elevada procura de um bem, por exemplo, têm impacto α . Evidentemente, esta posição citada refere-se a uma postura de produtor que adota posições vendidas no mercado futuro de café. Se a análise se referir a uma postura de um comprador de contratos (*traders*, exportadores, torrefadores, etc.), a relação de informações positivas e negativas se invertem.

3.2.4 Modelo EGARCH

No modelo EGARCH (p,q) (“*Exponential GARCH*”), proposto por Nelson (1991), os choques têm efeito exponencial e não quadrático. A especificação da variância condicional para o modelo EGARCH (1,1) pode ser formalizada por:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \quad (12)$$

observando que quando $\gamma = 0$, é indicativo de ausência de assimetria na volatilidade. Neste sentido, um procedimento de teste para o efeito da assimetria na série é checar a significância de γ no modelo. Se γ é estatisticamente diferente de zero, evidencia-se um impacto diferenciado de choques negativos e positivos na volatilidade. Se $\gamma < 0$, há presença do “efeito alavancagem”. Neste modelo, a persistência de choques na volatilidade é medida pelo parâmetro β .

Na maioria das modelagens envolvendo modelos de variância estocástica emprega-se usualmente o método da máxima verossimilhança, dadas suas características de estimação de parâmetros não tendenciosos e consistentes. Entretanto, podem-se utilizar procedimentos pelo método da quasi-máxima

verossimilhança, se identificarmos uma distribuição não normalmente distribuída para as inovações.

Segundo Bollerslev & Wooldridge (1992), estimadores de máxima verossimilhança dos parâmetros de um modelo GARCH podem ser utilizados, assumindo-se inovações gaussianas ainda que a verdadeira distribuição não seja gaussiana. Para que se possa conseguir a consistência necessária neste processo, utiliza-se a matriz de variância-covariância corrigida, proposta pelos autores. Neste trabalho, adotamos a correção proposta por Bollerslev & Wooldridge (1992), uma vez que as distribuições de séries de retorno apresentam-se de forma leptocúrticas.

A definição da metodologia aplicada à série histórica de contratos futuros de café para o cálculo de VaR depende, dentre outros fatores, da análise da sua distribuição e das variáveis de risco que compõem o modelo. Isso se faz necessário, uma vez que a técnica VaR foi idealizada para os mercados financeiros e sua simples aplicação aos mercados de commodities seria um equívoco. Os métodos devem ser reavaliados e ajustados para esse novo mercado, com riscos e distribuições diferentes. Os métodos de VaR mais usuais são a metodologia analítica e a simulação histórica, dada a facilidade de implementação e assimilação, tanto quanto a baixa complexidade computacional. Entretanto, deixam a desejar em alguns aspectos empíricos e específicos dos dados, principalmente os relacionados à reprodução dos fatos estilizados das séries de retornos (excesso de curtose, assimetria, agrupamentos de volatilidades, etc.).

4 A TÉCNICA DE VALUE-AT-RISK

Value-at-Risk (VaR) tem recebido considerável atenção na literatura financeira e mais recentemente na literatura de economia agrícola. Especificamente, o VaR gera uma predição da perda potencial de um portfólio, com um certo nível de confiança, baseado num período específico de tempo devido a movimentos de preço adversos nos recursos da carteira. O VaR, segundo Jorion (1999), é um método de mensuração de risco que utiliza técnicas estatísticas padrões, comumente usadas em outras áreas técnicas. Em linguagem formal, o VaR mede a pior perda esperada ao longo de determinado intervalo de tempo, sob condições normais de mercado e dentro de determinado nível de confiança. A noção de risco de um portfólio está associada ao fato de que seu retorno em um dado período de tempo não será conhecido de antemão. Ao contrário, existe um conjunto de retornos possíveis. As probabilidades de ocorrência de cada um dos elementos deste conjunto irão determinar, em última instância, o potencial de perda da carteira.

Assim sendo, por exemplo, uma instituição pode informar que seu VaR diário é de R\$ 10.000, a um nível de significância de 99%. Poder-se-ia dizer, então, que há apenas uma oportunidade em 100, sob condições normais de mercado, de ocorrer um prejuízo acima de R\$ 10.000. Este único valor resume a exposição da instituição ao risco de mercado, bem como a probabilidade de uma oscilação adversa. Os modelos de análise de risco são, grosso modo, um conjunto de técnicas que tem como o objetivo gerar este tipo de informação.

Para Ju & Pearson (1998), o Value-at-Risk está sendo empregado por gestores de riscos como uma importante ferramenta no processo de gerenciamento de risco. O interesse primário no VaR, porém, originou-se de suas aplicações potenciais como uma ferramenta de controle. Na esteira dos sérios desastres financeiros envolvendo comercialização de produtos derivativos,

tal como o colapso do Barrings Bank (cf Jorion, 1999), agências de controle de risco tal como a Securities and Exchange Commission, empregam o VaR como uma medida transparente de risco de mercado. Ele é útil por informar riscos associados com portfólios de mercados sensíveis, tais como os derivativos.

Value-at-Risk é comumente usado para administração de risco interno, mas está sendo proposto para uso nas decisões de administração de risco por meio de firmas não financeiras.

O VaR serve a diversos propósitos. Pode ser utilizado para informar a alta gerência dos riscos incorridos em transações e operações de investimento, bem como aos acionistas dos riscos financeiros da empresa. Pode ser utilizado no estabelecimento de limites de posição em *traders* e para a decisão sobre onde alocar recursos limitados de capital. A vantagem do VaR é a criação de um denominador comum que permita comparar as atividades de risco em diversos mercados. O VaR pode ser utilizado também na avaliação de performance, fazendo com que o desempenho seja ajustado ao risco, o que é essencial em um ambiente de negociações em que os operadores possuem tendência natural de correr riscos extras.

Segundo Linsmeier & Pearson (1996), para computar o VaR (ou alguma outra medida de risco de mercado), é necessário identificar as taxas básicas e preços que afetam o valor do portfólio. Estas taxas básicas de mercado e preço são os fatores de mercado que constarão no modelo.

Para a mensuração do VaR é necessária a escolha de dois fatores quantitativos: o horizonte de tempo e o nível de confiança. Ambos são, de certa forma, arbitrários. Entretanto, para Souza (1999), a escolha do nível de significância é relevante para a verificação do modelo. O nível de confiança escolhido não deve ser demasiadamente elevado, pois proporcionará uma medida de perda que raramente seria excedida.

De acordo com Jorion (1999) e Li (1999), para avaliar o valor no risco é necessário que se tenha um completo conhecimento das distribuições dos dados. A identificação do comportamento da série em que se está manipulando definirá qual a metodologia a ser trabalhada para aquele tipo de distribuição. As distribuições podem ser gerais ou paramétricas.

Outro fator muito relevante na análise é a determinação da linearidade dos parâmetros. Conforme as características dos mesmos, haverá abordagens e metodologias específicas para apuração do VaR.

Basicamente, as abordagens sobre VaR podem ser baseadas na avaliação pelo do método analítico (delta-normal), aproximações delta-gama (letras gregas), por meio de métodos como, simulação histórica, modelos de variância condicional e simulação de monte carlo.

O fator comum entre as metodologias é que necessitam de um horizonte para cálculo do risco, um nível de significância e dos preços e taxas relacionadas aos ativos/passivos na carteira. Além disso, a metodologia analítica requer a estimação da matriz de correlações e de volatilidades, assim como a decomposição e mapeamento de ativos/passivos para fatores de mercado previamente selecionados. Na metodologia da simulação histórica, os dados são diretamente usados como cenários para o cálculo do risco, ao passo que na simulação de monte carlo os cenários são gerados aleatoriamente (de acordo com uma família paramétrica previamente selecionada como representativa das variações dos fatores de mercado).

Na Tabela 3 é possível identificar as características das diferentes metodologias no que se refere a certas variáveis.

TABELA 3 Quadro comparativo das metodologias para cálculo do VaR

	Analítica	Simulação Histórica	Variância Condicional	Simulação Monte Carlo
Facilidade p/ implementação	média	média	média	difícil
Facilidade p/ assimilação	média	média	média	difícil
Complexidade computacional	média	média	média	muita
Tempo de execução	médio	médio	média	alto
Hipóteses simplificadoras	muitas	poucas	poucas	algumas
Carteiras com não-linearidades	péssimo	ótimo	ótimo	ótimo
Stress testing	péssimo	ótima	ótimo	ótimo
Análise de sensibilidade	péssimo	regular	ótimo	ótimo
Modularização e portabilidade	pouca	média	média	pouca

Fonte: Adaptação do modelo original de Falkestien, 1997

Não existe muita uniformidade no cálculo de riscos. Em comum, as metodologias para estimação de risco requerem conhecimentos sobre a mecânica dos mercados de interesse, alguma sofisticação matemática, e sistemas computacionais e de informações confiáveis. No caso de risco de mercado, algumas metodologias já se encontram em uso e são explicadas na literatura de finanças. Este trabalho aborda o risco de mercado por meio do modelo Value-at-Risk utilizando os modelos de variância condicional. A real determinação do modelo virá com a operacionalização dos dados.

4.1 Método analítico (delta - normal)

O VaR de uma carteira de investimento é uma medida de quanto esta pode depreciar durante um certo horizonte de tempo, com certa probabilidade.

Uma definição formal (do ponto de vista probabilístico) de VaR é: se $X_{\Delta t}$ é uma VaRiável aleatória usada para representar o ganho/perda de uma carteira de investimentos em um período de tempo Δt , e λ é um nível de significância escolhido (com $0 < \lambda < \frac{1}{2}$), então o valor absoluto da solução ξ para a equação $\Pr\{X_{\Delta t} \leq \xi\} = \lambda$ é o VaR sob análise.

Esta é uma das abordagens mais simples. Supõe que os retornos dos ativos sejam normalmente distribuídos e que, para posições em derivativos, seja possível encontrar uma posição equivalente no ativo subjacente por meio de uma linearização da função que liga seu preço ao preço do ativo objeto.

Com a hipótese de normalidade, pode-se caracterizar completamente a distribuição dos retornos dos ativos com apenas dois parâmetros, sua média e seu desvio padrão. Neste caso, o VaR de um portfólio de um único ativo cujos retornos (y) apresentam média 0 e Variância σ^2 ,

$y \sim N(0, \sigma^2)$ é dado por:

$$VaR = V_c \cdot \sigma \cdot P \quad (13)$$

em que, P é o valor de mercado do portfólio e V_c o valor crítico da normal, a um dado nível de significância.

Partindo-se da fórmula apresentada acima, calcula-se o VaR para qualquer período de interesse apenas incluindo o termo tempo na equação como mostra a equação em (9). Assim sendo ficaria:

$$VaR = V_c \cdot \sigma \cdot P \cdot \sqrt{T} \quad (14)$$

A hipótese de que os retornos têm média zero é, frequentemente, utilizada na literatura de finanças. Esta é uma hipótese simplificadora que não traz problemas quando o objetivo é o cálculo do risco de um ativo. Em primeiro lugar, porque a maioria das séries financeiras apresenta média dos retornos próxima de zero. Em segundo lugar, porque nos modelos econométricos pode-se fazer com que as estimativas da Variância não sejam influenciadas pelas estimativas da média do processo.

A grande vantagem do método delta-normal sobre outros métodos de mensuração de risco é a facilidade de sua implementação e rapidez com a qual os resultados são obtidos, permitindo um cálculo instantâneo do VaR, mesmo para grandes portfólios. Este ponto, para Mollica (1999), não deve ser menosprezado, pois a velocidade na tomada de decisões é um componente essencial nos mercados atuais.

O custo pela simplificação é que o método deixa de lado importantes características das séries financeiras, que podem levar a uma imprecisão no cálculo do risco de um determinado portfólio.

Em particular, uma característica presente na maioria das séries de retornos é a presença de excesso de curtose em relação à distribuição normal. Isto significa que a probabilidade de ocorrência de eventos extremos em séries financeiras tende a ser maior do que numa série que tenha distribuição normal. Assim, ao se assumir normalidade no cálculo do VaR, o risco é subestimado.

4.2 Método de simulação histórica (HS)

O método de simulação histórica é uma abordagem mais direta e intuitiva para o cálculo do Value-at-Risk de uma carteira de ativos. A técnica consiste em aplicar os pesos atuais de cada ativo na carteira às respectivas séries

históricas dos retornos destes ativos para obter uma série histórica dos retornos da carteira.

Numa carteira de n ativos, sendo r_{it} o retorno do i -ésimo ativo no instante t e w_i o peso atual deste ativo, então, a série histórica dos retornos da carteira para a qual deseja-se calcular o VaR seria dada por:

$$Y_t = \sum_{i=1}^n w_i r_{it} \quad t = 1, \dots, T \quad (15)$$

em que, T é o número de observações na série histórica dos retornos.

Em seguida, constrói-se a distribuição empírica destes retornos, da qual se obtém o VaR no nível de significância desejado, achando o percentil equivalente.

Este método tem uma série de atrativos. Em primeiro lugar, trata-se de uma técnica não paramétrica o que implica dizer que não é necessária a estimação de nenhum parâmetro, como volatilidades e correlações, para obtenção do VaR. Com isso, evitam-se problemas de modelagem e erros de estimações destes parâmetros.

Outra vantagem do método HS é que ele dispensa qualquer hipótese a priori sobre a distribuição dos retornos dos ativos. Em tese, sendo possível captar, implicitamente, características específicas a cada série como, por exemplo, excesso de curtose e assimetrias das distribuições que, como mencionado, são negligenciadas pelo modelo delta-normal. Além disso, como o retorno do portfólio está sendo calculado em cada instante do tempo, também consideram-se de forma implícita os efeitos de não linearidades, tais como o risco Gama. Por último, os recursos computacionais atualmente disponíveis tornam extremamente simples sua implementação.

Infelizmente, o método apresenta também algumas limitações. A

hipótese que está implícita nesta técnica é que a distribuição empírica dos retornos é capaz de refletir a verdadeira distribuição dos retornos. Desta forma, o VaR estimado é extremamente sensível à janela utilizada para a construção da distribuição empírica do portfólio e a inclusão ou não de períodos em que ocorreram grandes outliers ou de longos períodos de pouca oscilação nos retornos produz grandes diferenças nos resultados. Este efeito é mais pronunciado quando o objetivo é estimar o VaR para níveis de significância muito baixos (menores que 1%).

Outro problema é a falta de adaptabilidade das estimativas, ou seja, incapacidade de perceber rapidamente mudanças estruturais no ambiente financeiro, como mudanças de regimes cambiais ou aumento de instabilidade decorrente da desregulamentação de um determinado mercado. Isto acontece por que o método aplica pesos idênticos a todas observações da série histórica. Assim, eventos ocorridos num passado distante continuam tendo o mesmo peso nas estimativas que os eventos mais recentes. Este fato é pouco intuitivo, uma vez que as expectativas dos agentes econômicos atuantes no mercado financeiro tendem a ser muito mais influenciadas pelo ambiente atual.

Por último, fato notado por Danielsson & Vries (1977), o método de simulação histórica é bastante eficaz para estimação da distribuição dos retornos num intervalo concentrado ao redor da média, região na qual a distribuição empírica tende a ser bastante densa. No entanto, devido à característica discreta dos retornos extremos, o método produz uma estimativa bastante pobre das caudas, região de interesse para o cálculo do VaR, o que tende a gerar alta VaRiabilidade nas estimativas do VaR.

É difícil chegar a uma conclusão definitiva sobre a robustez do método. Sua eficiência acaba se tornando uma questão empírica. Os resultados encontrados na literatura de Value-at-Risk são controversos. Artigos como os de Danielsson & Vries (1977) e Kupiec (1995) chegam a resultados que apontam

para uma inferioridade do método em relação a outros como o delta-normal e o VaR de valores extremos. Já, artigos como o de Mahoney (1996) indica superioridade da técnica de HS.

4.3 Método da hipótese de volatilidade condicional

No caso de não ser válida a hipótese de normalidade não condicional, uma possibilidade é modelar a distribuição condicional dos retornos. A abordagem inicial se deve a Bollerslev et al. (1992) e vem sendo desenvolvida desde o início dos anos 1980, com inúmeras aplicações para séries financeiras e uma grande quantidade de extensões. O sucesso dessa classe de modelos se deve, em grande parte, ao fato de tratar diretamente duas das principais características recorrentemente observadas em dados financeiros: caudas pesadas e dependência temporal.

Para o cálculo de VaR, o que em geral se faz é estimar um modelo adequado da família ARCH para prever a volatilidade condicional $\sigma_{t|t-1}^2$. A partir daí, constrói-se o intervalo de confiança com base na distribuição condicional dos retornos. A modelagem da volatilidade condicional contorna vários dos problemas apontados nas abordagens anteriores, dando maior peso às observações mais recentes. Contudo, necessita de hipóteses, tanto sobre a distribuição condicional dos retornos, em geral assumida como normal, como sobre a especificação dinâmica seguida pela Variância. A seguir, as especificações mais tradicionais identificadas em séries financeiras.

4.4 Método Simulação de Monte Carlo - SMC

O método de SMC para cálculo do VaR consiste em gerar cenários aleatórios para os preços/níveis das variáveis relevantes num momento futuro (N

dias a frente, de acordo com o horizonte de tempo embutido no cálculo do VaR), reprecificar a carteira de opções, ações e até mesmo um único ativo em cada um dos cenários gerados e determinar a distribuição de probabilidade do resultado da carteira ou ativo isolado N dias a frente a partir da qual calcula-se o VaR. Tal processo pode ser dividido nos seguintes passos:

4.4.1 Geração de números aleatórios

Este é a etapa que requer a análise mais cuidadosa. Gerar números aleatórios implica conhecermos o algoritmo usado nos programas estatísticos pois é um exercício perigoso, em termos de resultados, a utilização de softwares estatísticos sem o conhecimento do algoritmo empregado no software.

A aplicação da SMC pode ser levada à precificação e análise de risco.

4.4.2 Tipos de geradores de números aleatórios

Existem basicamente 3 tipos de geradores de números aleatórios: pseudo-aleatórios,quasi-aleatórios e aleatórios . Os números aleatórios são de difícil obtenção e confiabilidade, o que restringe seu uso prático. Os números quasi-aleatórios apesar de convergir mais rápido para problemas de dimensão não muito grandes apresentam dificuldades de implementação quando se aumenta a dimensão. Esta é a razão que muitos pesquisadores tenham aderido aos números pseudo-aleatórios em análise de risco quando uma carteira possui muitos ativos.

Convergência

Pseudo-aleatórias

O estimador converge a taxa $\frac{1}{\sqrt{N}}$, onde N é o número de observações.

A grande vantagem é que o erro independe da dimensão. A desvantagem é a baixa velocidade de convergência (se quisermos diminuir o erro pela metade devemos quadruplicar o número de simulações).

Quasi-aleatórios

O estimador converge a taxa $\frac{\log(N)^d}{N}$

Quando a dimensão d é baixa esta seqüência apresenta resultados muito superiores aos números pseudo-aleatórios, com o estimador convergindo aproximadamente a taxa $1/N$. Contudo, quando a dimensão cresce, podem ocorrer problemas de irregularidade da distribuição de duas seqüências adjacentes de alta dimensão.

O grande desafio para geradores quasi-aleatórios é sua utilização em problemas envolvendo dimensão elevada. Já existem algoritmos com esta capacidade, que, combinados com técnicas de redução de variância, reafirmam a superioridade destes geradores. É ainda importante observar que a taxa de convergência para esta seqüência é um limite superior, inclusive já existem bons resultados com seqüências quasi-aleatórias em análise de risco.

4.4.3 Implementação

A construção de seqüências aleatórias é feita através de um algoritmo que gera uma distribuição uniforme no intervalo (0,1). Existem

basicamente três métodos que transformam uma distribuição uniforme em normal padrão: Estatística, Box Miller e Parametrização.

4.4.4 Transformação de Cholesky

Quando se geram seqüências multivariadas os números devem ser correlacionados segundo a matriz de covariância. Como simulamos números independentes é necessário o cálculo abaixo:

$$Y = A^T \cdot \varepsilon$$

onde:

Y é o vetor de seqüências aleatórias com a correlação desejada;

A é uma matriz triangular superior de tal modo que $A^T \cdot A = \Sigma$;

ε é o vetor de seqüências aleatórias iid com distribuição normal (0,1);

Σ é a matriz de correlação.

Para que a Transformação de Cholesky seja possível, é necessário que a matriz de correlação seja positiva definida². Este é um resultado que deve ser verdadeiro em qualquer metodologia com a finalidade de garantir a existência de Variância positiva de acordo com a equação abaixo.

$$\text{Variância} = VPR^T \cdot COV \cdot VPR > 0$$

onde:

VPR = Vetor de posição nos fatores de risco

² Uma matriz A é positiva definida se para qualquer vetor x a forma quadrática $x^T \cdot A \cdot x > 0$.

5.1 Fatos estilizados

A especificação e seleção de modelos são sempre guiadas por fatos estilizados empíricos. A capacidade de um modelo de reproduzir estes fatos é uma característica desejável e, por outro lado a sua incapacidade de reproduzir é um critério para se rejeitar tal modelo. Alguns dos fatos estilizados de séries de tempo financeiras são:

- (a) **caudas pesadas:** desde o trabalho de Mandelbrot (1963) e Fama (1965) é reconhecido que retornos de ativos são leptocúrticos. Como resultado, vários estudos têm proposto modelar retornos de ativos por meio de distribuições com caudas pesadas;
- (b) **agrupamento de volatilidade:** qualquer observação de séries temporais financeiras revela instantes de tempo de alta e baixa volatilidade que se agrupam. De fato, agrupamentos de volatilidade e caudas pesadas estão relacionados. Uma das características dos modelos ARCH é a ligação entre dinâmica (condicional) da volatilidade e caudas pesadas (não condicional);
- (c) **efeitos de alavancagem:** Black (1976) observou que os movimentos de preço são negativamente correlacionados com a volatilidade. Se o preço dos ativos está em queda, ocorre um aumento da alavancagem da firma e, em geral, também um aumento da incerteza, fatos que tendem a gerar aumento da volatilidade;

- (d) **chegada de informações:** usualmente, retornos são mensurados em frequências fixas, por exemplo: dia, semana, mês. Alguns autores sugeriram relacionar explicitamente os retornos aos fluxos de informações que chegam ao mercado. De fato, Clark (1996) é um dos primeiros a propor um modelo de volatilidade estocástica em que a chegada de informações é não uniforme no tempo e, em geral, não observada. Este fato está relacionado ao conceito de deformação temporal que pode ser diretamente ligada à volatilidade por meio de uma função que depende de volume, tempo entre cotações, anúncios com informações específicas ao ativo, notícias macroeconômicas e fechamento do mercado;
- (e) **memória longa e persistência:** volatilidade é altamente persistente. Em particular para dados de alta frequência existe evidência de que o processo gerador da variância condicional tem raiz próxima de unitária. Esta evidência fez com que a modelagem da persistência fosse feita por meio de modelos de memória longa;
- (f) **co-movimentos de volatilidade:** existe uma extensa literatura sobre co-movimentos dos mercados especulativos internacionais. Globalização dos mercados financeiros aumenta a volatilidade dos preços.

5.2 A Hipótese de eficiência dos mercados

Um dos conceitos fundamentais da Teoria de Finanças diz respeito à eficiência dos mercados, em que os preços dos ativos financeiros forneceriam sinais adequados para a alocação de recursos (Copeland & Weston, 1992; Fama,

1965). O mercado seria um local onde empresas poderiam tomar decisões de produção e investimento e investidores poderiam escolher ativos que representassem a posse destas empresas (de suas atividades e decisões tomadas) sob a prerrogativa de que os preços dos ativos **sempre** refletiriam inteiramente **todas** as informações **relevantes** disponíveis. (Fama, 1965). Para Van Horne (1998), um mercado financeiro eficiente existe quando os preços dos ativos refletem o consenso geral sobre todas as informações disponíveis sobre a economia, os mercados financeiros e sobre a empresa específica envolvida, ajustando rapidamente essas informações nos preços. De acordo com Brealey & Myers (1992), em mercados eficientes a compra ou venda de qualquer título ao preço vigente no mercado nunca serão uma transação com valor presente líquido positivo. Como resultado da eficiência dos mercados, os preços dos ativos *flutuariam* em torno do seu valor intrínseco onde novas informações poderiam rapidamente ocasionar mudanças nesse valor, mas o subsequente movimento do preço do ativo flutuaria aleatoriamente. Os mercados financeiros não seriam previsíveis. De acordo com estudos apresentados por Fama (1965), poderiam ser definidos, com base em testes empíricos realizados, três tipos de eficiência:

Forma fraca de eficiência: nenhum investidor poderia obter retornos em excesso mediante a análise dos preços históricos. Em outras palavras, as informações contidas nos preços (ou retornos) passados não seriam úteis ou relevantes na obtenção de retornos extraordinários.

Forma semi-forte de eficiência: nenhum investidor poderia obter retornos extraordinários baseados em quaisquer informações públicas (relatórios anuais de produção, notícias publicadas em jornais, revistas, etc.). Os preços rapidamente se ajustariam às novas informações.

Forma forte de eficiência: nenhum investidor poderia obter retornos anormais usando qualquer informação, mesmo com base em dados confidenciais, que não foram tornados públicos. Em relação a ativos individuais,

três grandes metodologias podem ser empregadas para a verificação empírica da hipótese de eficiência sob a forma fraca, com base na análise do comportamento das séries temporais dos retornos:

Jogo justo : na média, o retorno esperado de um grande número de amostras deve ser igual ao retorno real. De acordo com Copeland & Weston (1992), um exemplo de jogo justo poderia ser expresso por meio de jogos de azar. Um jogo justo não implica um retorno positivo, somente que as expectativas não são viesadas.

Martingale ou **submartingale**: corresponde a um jogo justo, em que o preço futuro é igual (*martingale*) ou maior (*submartingale*) que o preço presente. Logo, implica que os retornos são nulos (*martingale*) ou positivos (*submartingale*).

Rumo aleatório: não seria possível prever o comportamento futuro dos preços e dos retornos. Supõe que não existe diferença entre a distribuição condicional dos retornos a uma dada estrutura de informações e a distribuição sem a presença de informações estruturadas. Testes empíricos que envolvem a forma semiforte de eficiência (na qual os preços devem refletir toda informação publicamente disponível) costumam envolver, de acordo com Ross et al. (1999), dois tipos de testes: estudos de eventos - que analisam o sistema das relações dos retornos em períodos anteriores e posteriores à divulgação de informações e desempenhos de fundos - já que, se o mercado for eficiente no sentido semiforte, então os retornos médios dos administradores de fundos serão iguais aos do investidor típico, independentemente de que informação pública utilizaram para escolher ações. A forma forte de eficiência (preços refletem todas as informações, inclusive as possuídas por *insiders*) é verificada, de acordo com Ross et al. (1999) através da verificação dos retornos oriundos de operações realizadas por pessoas que possuem informações internas e privilegiadas. Segundo o autor, mesmo os mais fervorosos defensores da hipótese de mercado

eficiente não se surpreenderiam se fosse verificado que os mercados são ineficientes na forma forte.

Estudos feitos por Parré & Bacchi (1997) descrevem que em mercados futuros eficientes o comportamento dos preços pode ter dependência temporal de no máximo uma ordem. Para efeito empírico, considera-se esta proposição válida neste trabalho.

6 METODOLOGIA

Adota-se, neste trabalho, sempre uma abordagem científica, buscando evitar simplificações que afastem a técnica utilizada da realidade do mercado. Embora a técnica VaR tenha sido desenvolvida para atender as questões no mundo multivariado, modelos mais sofisticados podem ser aplicados com maior facilidade no mundo univariado. Neste caso específico, por estar-se trabalhando somente com o mercado futuro de café, esta dissertação centra-se no aspecto univariado. Nesse sentido, a metodologia VaR procura mensurar o risco dos ajustes diários de um *player* nos mercados futuros de café. Assim sendo, espera-se um valor em risco relativamente alto.

Os dados utilizados para o trabalho foram a série de preços diários em dólares (preço/saca), do café futuro negociado na Bolsa de Mercadorias e Futuros de São Paulo. As séries abrangem o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2001. A série composta dos preços do café no mês de vencimento do contrato – SCF1 compreende 478 observações. A série formada pelos preços do café futuro com dois meses para o vencimento do contrato – SCF2 contém 1.045 observações. A série formada pelos preços do café futuro para vencimento em três meses – SCF3 apresenta 1.681 observações. A última série, composta pelos preços do café futuro para vencimento em quatro meses, agrega 2.281

observações.

Dado que se deseja modelar a volatilidade dos retornos gerados pelas quatro séries de café futuro, calculou-se os retornos instantâneos compostos continuamente por

$$r_t = \ln \left[\frac{P_t}{P_{t-1}} \right].$$

Assim sendo, as séries originais são transformadas em séries de retornos logaritimizadas, representando:

Série de preços		Série de retornos
SCF1		RCF1
SCF2		RCF2
SCF3		RCF3
SCF4		RCF4

RCF são as séries de retornos das séries de preços SCF

O agrupamento das séries seguem a ordem dos vencimentos (março, maio, julho, setembro, dezembro). Os preços considerados para as quatro séries são baseados nos preços de ajustes dos contratos futuros para os vencimentos.

O VaR foi calculado tanto para o período quanto para o dia, para os contratos de março e setembro de 2002.

O modelo de Simulação de monte Carlo apresenta-se como o método mais adequado para o cálculo de VaR uma vez que utiliza-se da combinação aleatória de cenários. Entretanto, o mesmo implica em fortes habilidades computacionais e um tempo de execução bastante longo que inviabiliza a tomada de decisões em tempo real. Assim sendo, um método bastante eficiente e prático tem sido a utilização modelos auto-regressivos para a estimação de VaR.

Neste sentido, adotou-se ao método de extração de volatilidade baseado nos modelos de variância condicional em função do mesmo poder captar com maior propriedade os fatos estilizados tratados anteriormente. Os demais métodos apresentam resultados inferiores a estes dois métodos citados.

Os dados foram obtidos na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), por meio do Sistema de Recuperação de Informações presente no site da bolsa (www.bmf.com.br).

As análises econométricas da dissertação foram realizadas com o auxílio do software econométrico E-Views 3.0.

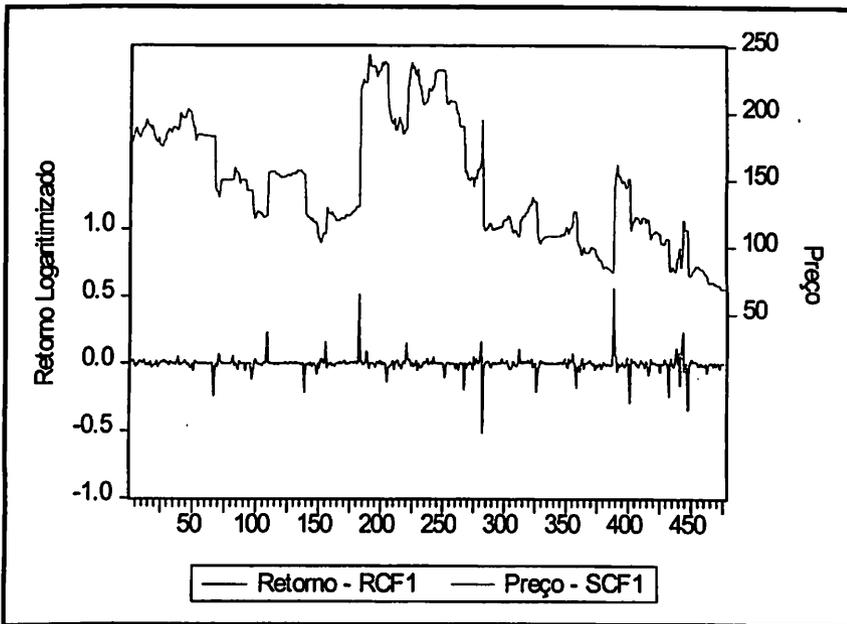
6.1 Operacionalização das variáveis

Para a estimação do VaR é necessário realizar a modelagem e previsão da volatilidade dos retornos do café futuro. Nesse sentido, inicialmente procedeu-se uma modelagem e previsão dessas variáveis por meio das metodologias de séries de tempo. Assim sendo, verificou-se qual abordagem se ajusta com maior eficiência no que se refere à previsão. Foram testados os modelos auto-regressivos (AR), médias móveis (MA), auto-regressivos e médias móveis (ARMA), e os modelos auto-regressivos heteroscedásticos (ARCH, GARCH, TARCH e EGARCH).

Após a modelagem da série estimou-se o VaR por meio do melhor modelo ajustado. Ao final, procedeu-se à verificação dos ajustamentos e qualidade da previsão com a série de 2002.

7 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O Gráfico 1 ilustra o comportamento das séries de preços e retornos do café no período de 1995 a 2001. Esta série contempla as cotações futuras diárias de ajuste no mês de vencimento dos contratos de café nos meses de março, maio, julho, setembro e dezembro para os anos de 1995 a 2001. Neste sentido, em uma rápida inspeção visual nos retornos, podem-se identificar vários *outliers* presentes ao longo da série.



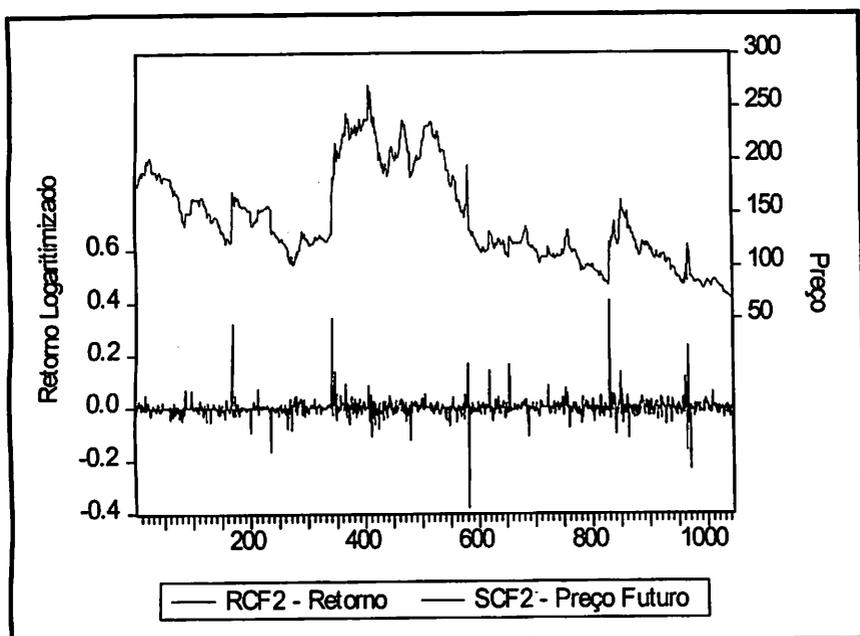
Fonte: Dados da pesquisa

GRÁFICO 1 Séries de preços e retornos de café futuro no mês de vencimento dos contratos – 01/01/1995 a 31/12/2001.

Comportamento estrutural semelhante quanto à presença de *outliers* na série acima é apresentado nos Gráficos 2, 3 e 4, que representam as séries de café futuro para períodos mais extensos. A justificativa da maioria destes valores

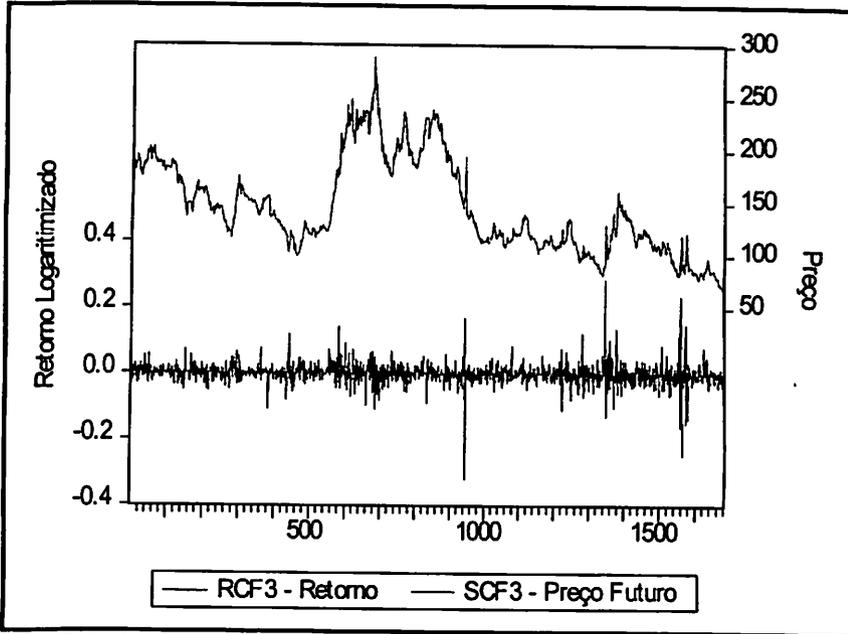
extremos baseia-se no fato da série ser composta por preços de ajuste referenciados em diferentes vencimentos dos contratos.

Assim sendo, expectativas de preço para um contrato em uma época de análise tornam-se diferentes da expectativa de um mesmo contrato em época para vencimento diferente. Este fato se deve às questões de oferta de produtos em tempos distintos, questões climáticas, etc. A série apresenta basicamente cinco fortes *outliers* anuais, que são as mudanças de cotações dos contratos de referência.



Fonte: Dados da pesquisa

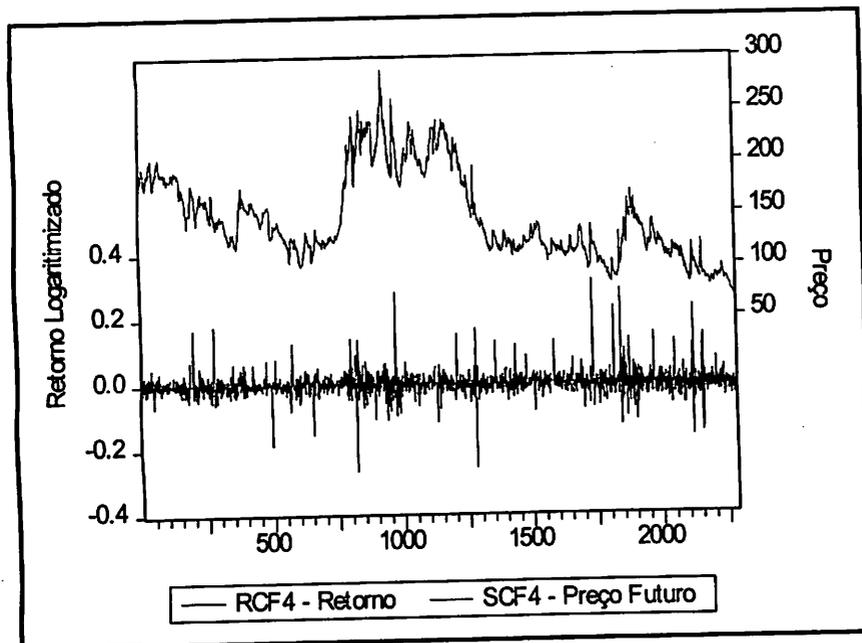
GRÁFICO 2 Séries de preços e retornos de café futuro a dois meses do vencimento dos contratos – 01/01/1995 a 31/12/2001



Fonte: Dados da pesquisa

GRÁFICO 3 Séries de preços e retornos de café futuro a três meses do vencimento dos contratos – 01/01/1995 a 31/12/2001.

Em estudos envolvendo séries de tempo, tornam-se de primordial importância a verificação e elucidação das especificidades das séries em questão para que se possa, assim, sugerir a adequação dos modelos aos argumentos propostos no trabalho. Assim sendo, foi testada a normalidade e estacionaridade das séries de retorno.



Fonte: Dados da pesquisa

GRÁFICO 4 Séries de preços e retornos de café futuro a quatro meses do vencimento dos contratos – 01/01/1995 a 31/12/2001.

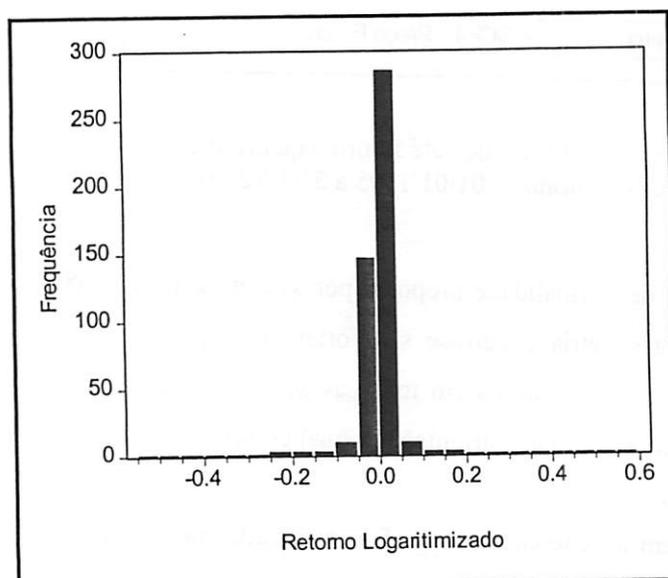
Por meio do teste de normalidade proposto por Jarque & Bera (1987) pode-se verificar que a assimetria e curtose são fortemente significativas e indicam que os retornos de café futuros em todas as séries apresentam uma distribuição leptocúrtica em relação á distribuição normal como mostra a Tabela 4 e os Gráficos 5, 6, 7 e 8.

Esta evidência vem ao encontro com o fato estilizado mencionado no item (a) anteriormente.

TABELA 4 Estatísticas descritivas das séries de retorno de café futuro

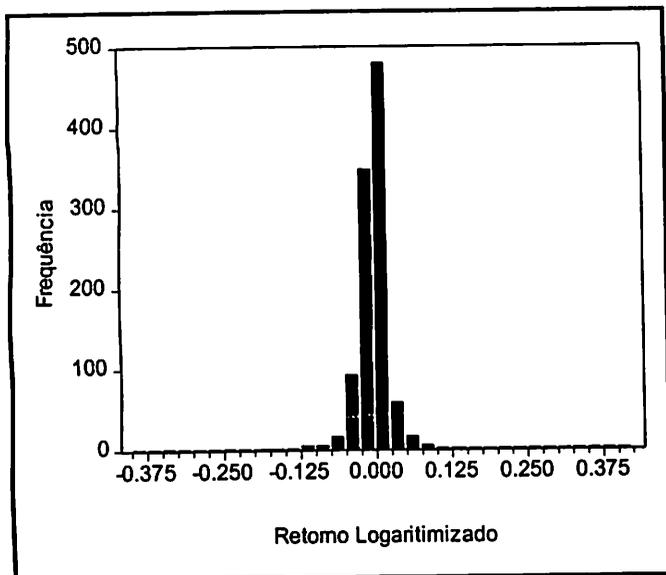
Estatísticas	RCF1	RCF2	RCF3	RCF4
Média	-0,001986	-0,000909	-0,000563	-0,000415
Assimetria	0,83351	0,03609	-0,19554	1,22795
Curtose	41,2768	48,7199	26,3751	26,4268
Desvio padrão não condicional	0,0623	0,0360	0,0292	0,0306
Jarque & Bera	29.113,34	91.462,17	38.235,84	52.664,22
p-valor J&B	0,0000000	0,0000000	0,0000000	0,0000000

Fonte: Dados da pesquisa



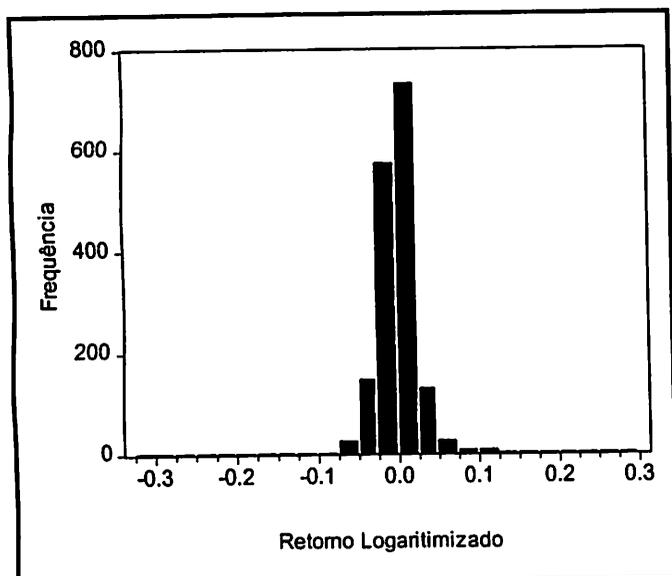
Fonte: Dados da pesquisa

GRÁFICO 5 Distribuição dos retornos de café futuro no mês do vencimento



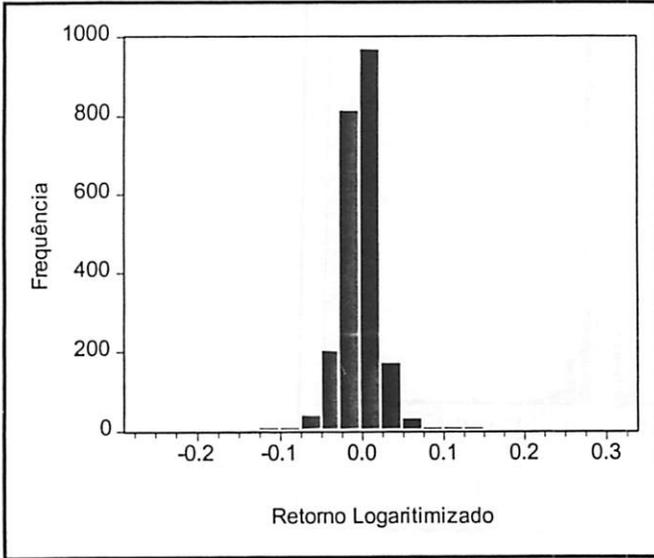
Fonte: Dados da pesquisa

GRÁFICO 6 Distribuição dos retornos de café futuro a dois meses do vencimento



Fonte: Dados da pesquisa

GRÁFICO 7 Distribuição dos retornos de café futuro a três meses do vencimento



Fonte: Dados da pesquisa

GRÁFICO 8 Distribuição dos retornos de café futuro a quatro meses do vencimento

O coeficiente de assimetria e excesso de curtose quantifica os desvios da distribuição normal e é definido em Zhou (2000).

O resultado da Tabela 5 indica que todas as séries de retorno são estacionárias e não contêm raízes unitárias. Os testes foram realizados através dos critérios Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP), propostos respectivamente por Dickey & Fuller (1979) e Phillips & Perron (1988).

TABELA 5 Teste de estacionaridade para as séries de retornos de café futuro

Testes para Raiz Unitária	RCF1	RCF2	RCF3	RCF4
Dickey & Fuller(ADF)	-22,10381	-34,81072	-42,82224	-63,07186
Phillips & Perron (PP)	-22,11313	-34,80549	-44,30939	-66,84403

Fonte: Dados da pesquisa

Notas:

Os valores críticos a 5% de significância é 2.86.

* ADF e PP testes são calculados pela estatística t (veja em Wei, 1997).

As magnitudes de ADF e PP são similares para todas a séries, dadas as observações no tempo. Ainda, as séries com elevadas observações indica uma maior proximidade a estacionaridade. Isto é identificado na Tabela 5, em que as séries de maior observações apresentam maiores estatísticas de estacionaridade.

Uma inspeção visual nos Gráficos 1, 2, 3 e 4, comentados acima sugerem que as séries de retornos exibem sinais de agrupamentos de volatilidade e heterocedasticidade.

A Tabela 6 contém estimativas dos coeficientes das funções de autocorrelação e de autocorrelação parcial para os retornos das séries de café futuro.

TABELA 6 Estimativas dos coeficientes de autocorrelação e autocorrelação parcial para as séries de retornos de café futuro

Retornos de café futuro	RCF1	RCF2	RCF3	RCF4
ACF ₁	0,008	-0,007	-0,056	-0,022
PACF ₁	-0,008	-0,007	-0,056	-0,022
ACF ₂	-0,007	-0,020	-0,031	-0,032
PACF ₂	-0,007	-0,020	-0,035	-0,033
ACF ₃	0,003	-0,020	-0,009	0,002
PACF ₃	0,003	-0,021	-0,001	-0,000
ACF ₄	-0,052	0,026	-0,021	-0,019
PACF ₄	-0,052	0,025	-0,024	-0,020
ACF ₅	-0,025	0,049	-0,004	-0,036
PACF ₅	-0,025	0,048	-0,001	-0,037
$\frac{2}{\sqrt{N}}^*$	0,0914	0,0618	0,0487	0,0418

Fonte: Dados da pesquisa

Notas:

ACFi e PACFi denotam os coeficientes de autocorrelação e autocorelação parcial da i-ésima ordem respectivamente.

* Limite assintótico para a função de autocorrelação

Os coeficientes de autocorrelação estimados revelam um padrão não previsível para a média dos retornos do café nas duas séries mais curtas (RCF1 e RCF2). Esta formação de preço pode estar ligada ao fato de que, nos períodos próximos ao vencimento dos contratos, a base entre o mercado futuro e o mercado à vista são próximas. Daí advém que os mercados futuros são sinalizadores dos preços físicos no futuro. Ainda, no mês de encerramento dos contratos, o nível de liquidez é reduzido exponencialmente em virtude dos *players* saírem dos mercados dado o risco potencial das entregas físicas. Neste sentido, havendo baixa negociação, há, “a priori”, níveis de volatilidade reduzidos. A série RCF2 evidenciou uma dependência temporal de dois *lags* não

apresentando, no entanto, efeitos heterocedásticos. Nas outras duas séries de retornos com maior número de observações (RCF3 e RCF4) elucidaram-se fortes padrões de previsibilidade na média condicional dos retornos de café conforme mostrada na Tabela 7.

TABELA 7 Estimativas dos coeficientes de autocorrelação e autocorrelação parcial para as séries de retornos quadráticos de café futuro

Retornos quadráticos de café futuro	RCF1	RCF2.	RCF3	RCF4
ACF ₁	0,015	0,049	0,218	0,106
PACF ₁	0,015	0,049	0,218	0,106
ACF ₂	-0,011	0,010	0,106	0,060
PACF ₂	-0,011	-0,008	0,062	0,049
AC ₃	-0,015	0,000	0,100	0,062
PACF ₃	-0,014	-0,001	0,068	0,051
ACF ₄	0,001	0,032	0,131	0,018
PACF ₄	0,001	0,032	0,096	0,004
ACF ₅	-0,015	0,034	0,074	0,064
PACF ₅	-0,015	0,031	0,019	0,057
$\frac{2}{\sqrt{N}}^*$	0.0914	0,0618	0,0487	0,0418

Fonte: Dados da pesquisa

Notas:

ACFi e PACFi denotam os coeficientes de autocorrelação e autocorrelação parcial dos retornos quadráticos da i-ésima ordem respectivamente.

* Limite assintótico das funções de autocorrelação

Neste sentido, pode-se inferir que os retornos futuros da *commodity* café estudados neste trabalho são formados de maneira eficiente somente para a primeira série – RCF1 (mês do vencimento do contrato). Isto porque o modelo que descreve o comportamento dos preços apresenta ordem de defasagem menor do que a unidade e não apresenta efeitos ARCH na variância. Assim sendo, a

informação é incorporada totalmente nas decisões dos *players* e agentes de mercado num período não superior a 1 dia. Entretanto, as séries RCF2, RCF3 e RCF4 apresentam uma autocorrelação serial da média superior a um *lag* e uma autocorrelação serial no quadrado dos resíduos das primeiras defasagens para as séries RCF3 e RCF4. Isto sugere que o segundo momento condicional das duas últimas séries seja modelado segundo uma estrutura auto-regressiva da família ARCH. No caso do café, este resultado pode estar associado ao seu processo de formação de preços. Sabe-se que no mercado brasileiro de café, tanto físico quanto futuro, as oscilações de preço estão altamente relacionadas com a da Bolsa de New York, a *NYBOT-New York Board Of Trade*.

Para verificar se esse comportamento auto-regressivo dos preços do café no mercado futuro brasileiro é reflexo do comportamento auto-regressivo dos preços dos contratos da bolsa de New York, testes de raiz unitária e de co-integração são realizados por inúmeros pesquisadores nas áreas de mercado de capitais e derivativos.

Assim sendo, ajustaram-se vários modelos para a média das séries. Para a série de retornos no mês do vencimento do contrato (RCF1), o melhor ajustamento foi dado com um ARMA(1,1). Para a série de retorno de dois meses para vencimento do contrato, ajustou-se um ARMA(2,2) completo. Para a série de RCF3 e RCF4, ajustou-se um ARMA(3,3) incompleto. Entretanto, ao efetuar teste de presença de efeitos ARCH através do método do tipo Multiplicador de Lagrange (LM), proposto por Engle (1982), nos resíduos dos modelos ARMA ajustados para a média condicional dos retornos, comprovou-se a presença de heterocedasticidade nas duas séries mais longas: RCF3 e RCF4. Os p-valores do testes estão apresentados na Tabela 8.

TABELA 8 Teste de Heterocedasticidade para as séries de retorno

Resíduos ARMA (1,1) RCF1		Resíduos ARMA (2,2) completo RCF2	
Lag	p-valor	Lag	p-valor
1	0,7431	1	0,4031
5	0,9961	5	0,4629
10	0,9999	10	0,9117
15	0,9999	15	0,9921
25	0,9999	25	0,9999

Resíduos ARMA(3,3) incompleto RCF3		Resíduos ARMA (3,3) incompleto RCF4	
Lag	p-valor	Lag	p-valor
1	0,000	1	0,000
5	0,000	5	0,000
10	0,000	10	0,000
15	0,000	15	0,000
25	0,000	25	0,000

Fonte: Dados da pesquisa

Conforme os p-valores, o teste para efeitos ARCH de Engle (1982) fornece fortes evidências contra a hipótese nula de não haver heterocedasticidade condicional na volatilidade dos modelos para RCF3 e RCF4.

Assim sendo, modelou-se as duas séries, levando em consideração o padrão heterocedástico da volatilidade para a média condicional dos retornos através dos métodos GARCH, EGARCH e TARARCH. Ao adotar a hipótese de normalidade dos resíduos dos modelos ajustados para a média condicional dos

retornos na estimação dos modelos e considerando a evidência de caudas pesadas (leptocurtose) fornecida pelo teste de Jarque & Bera (1987) para os resíduos de ambos os modelos, adotou-se a matriz de variância-covariância corrigida proposta por Bollerslev & Wooldridge (1992) no procedimento de estimação dos modelos da família ARCH.

Neste sentido, estimou-se um GARCH(1,1), TARCH(1,1) e EGARCH(1,1) para a série de retorno RCF3 e um EGARCH(1,1) para a série RCF4. Os parâmetros de todos os modelos foram estimados pelo procedimento de Newey & West (1987), tornando-os robustos à heterocedasticidade e autocorrelação no processo do resíduo. Os resultados da estimação para a média condicional e a volatilidade dos retornos do café estão reportados nas Tabelas de 9 a 12.

TABELA 9 Resultados da estimação dos modelos e medidas da qualidade do ajuste para a série RCF1

ARMA(1,1)				
	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	P valores.
AR(1)	0,967407	0,026305	36,77710	0,0000
MA(1)	-0,986236	0,021971	-44,88751	0,0000
Critério de Informação de Akaike		-2.707701		
Critério de Informação de Schwarz		-2.690171		
Soma dos quadrados dos resíduos		1.839173		

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela 10 Resultados da estimação dos modelos e medidas da qualidade do ajuste para a série RCF2

ARMA(2,2) Completo				
	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	P valores.
AR(1)	-1,072582	0,221497	-4,842416	0,0000
AR(2)	-0,517106	0,179127	-2,886815	0,0040
MA(1)	1,017012	0,253428	4,013018	0,0001
MA(2)	0,424101	0,177836	2,384789	0,0173
Critério de Informação de Akaike		-3,808511		
Critério de Informação de Schwarz		-3,789499		
Soma dos quadrados dos resíduos		1,341602		

Fonte: Dados da pesquisa

TABELA 11 Resultados da estimação dos modelos e medidas da qualidade do ajuste para a série RCF3

ARMA(3,3) Incompleto				
	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	P valores.
AR(3)	-0,938116	0,039026	-24,03803	0,0000
MA(3)	0,946665	0,036036	26,26967	0,0000
GARCH(1,1)				
Equação da Variância				
α_0	6,60E-05	5,91E-06	11,16924	0,0000
ε_{t-1}^2	0,159602	0,007221	22,10163	0,0000
σ_{t-1}^2	0,758630	0,013699	55,37769	0,0000
Critério de Informação de Akaike		-4.566809		
Critério de Informação de Schwarz		-4.550627		
Soma dos Quadrados dos Resíduos		1.432337		

Fonte: Dados da pesquisa

TABELA 11.1 Resultados da estimação dos modelos e medidas da qualidade do ajuste para a série RCF3

ARMA(3,3) incompleto				
	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	P valores.
AR(3)	-0,937346	0,025164	-37,24874	0,0000
MA(3)	0,947794	0,020258	46,78701	0,0000
TARCH(1,1)				
Equação da Variância				
C	8,70E-05	8,58E-06	10,13545	0,0000
ε_{t-1}^2	0,271066	0,016177	16,75583	0,0000
$\gamma d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$	-0,279418	0,018550	-15,06302	0,0000
σ_{t-1}^2	0,746925	0,018868	39,58639	0,0000
Critério de Informação de Akaike		-4.611538		
Critério de Informação de Schwarz		-4.592120		
Soma dos Quadrados dos Resíduos		1.431858		

Fonte: Dados da pesquisa

TABELA 11.2 Resultados da estimação dos modelos e medidas da qualidade do ajuste para a série RCF3

ARMA(3,3) incompleto				
	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	P valores.
AR(3)	0,808524	0,050504	16,00911	0,0000
MA(3)	-0,737289	0,054224	-13,59700	0,0000
EGARCH(1,1)				
	Equação da Variância			
α_0	-6,789088	0,197274	-34,41451	0,0000
$\left \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right $	0,470868	0,025859	18,20905	0,0000
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$	0,200675	0,019536	10,27217	0,0000
$\ln(\alpha_{t-1}^2)$	0,912038	0,126467	48,233088	0,0000
Critério de Informação de Akaike		-4,454742		
Critério de Informação de Schwarz		-4,435324		
Soma dos Quadrados dos Resíduos		1,428590		

Fonte: Dados da pesquisa

A soma dos parâmetros α_1 e β_1 representados por ε_{t-1}^2 e σ_{t-1}^2 no modelo GARCH(1,1) para a série RCF3 é igual a 0,917, o que denota que um choque (altista ou baixista) nos retornos dessa série tem efeito por vários períodos na volatilidade destes retornos. O modelo TARCH (1,1) fornece evidência de assimetria na volatilidade dos retornos do café, devido ao fato do coeficiente do termo $d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$ mostrar-se significativo a 1% de significância. Assim sendo, choques de alta e baixa apresentam impactos diferenciados sobre a volatilidade dos retornos de café futuro. O modelo EGARCH (1,1) confirma a assimetria na série evidenciada pelo modelo TARCH(1,1), pois o parâmetro associado ao termo $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$ mostrou-se significativamente diferente de zero. Ainda, o modelo EGARCH reafirma a evidência de persistência na série identificada pelo modelo

TARCH, pois o termo $\ln(\alpha_{t-1}^2)$ apresenta um coeficiente de 0,912. Os indicadores da qualidade do ajuste mostraram que todos os modelos ajustados tiveram um bom desempenho. No entanto, o modelo que mais se ajustou levando em consideração o Critério de Informação de Schwarz (SIC), Critério de Informação de Akaike (AIC) e Método da Soma dos Quadrados dos Resíduos (MSQR), foi o modelo EGARCH(1,1).

Os resultados encontrados pelo modelo EGARCH(1,1) para a série histórica de retornos de café com vencimento para quatro meses denota a presença de assimetria na volatilidade dos retornos, indicando que choques de alta e baixa causam diferentes volatilidades na série. Isto se dá devido ao fato de que o parâmetro $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$ se mostrou significativamente diferente de zero com probabilidade de 1% como mostra a Tabela 12.

TABELA 12 Resultados da estimação dos modelos e medidas da qualidade do ajuste para a série RCF4

ARMA(3,3) incompleto				
	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t	P valores.
AR(3)	-0,966508	0,004666	-207,1164	0,0000
MA(3)	0,970150	3,44E-07	281,6602	0,0000
EGARCH(1,1)				
	Equação da Variância			
α_0	-5,486663	0,250146	-21,93382	0,0000
$\left \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right $	0,127532	0,013017	9,797686	0,0000
ε_{t-1}	0,280207	0,011780	23,78769	0,0000
σ_{t-1}				
$\ln(\alpha_{t-1}^2)$	0,93289	0,235021	49,661457	0,0000
Critério de Informação de Akaike			-4,222096	
Critério de Informação de Schwarz			-4,206985	
Soma dos Quadrados dos Resíduos			2,132114	

Fonte: Dados da pesquisa

A alta persistência é confirmada pois o termo $\ln(\alpha_{t-1}^2)$ apresenta coeficiente próximo da unidade 0,93. Assim sendo, a série RCF4 apresenta alta persistência e assimetria na volatilidade, o que indica que um choque de alta e baixa apresentam diferentes impactos na volatilidade da série de retornos de café futuro e que uma informação levada ao mercado demanda um tempo substancial para que seja totalmente incorporada às estratégias dos agentes nestes mercados.

O fato de se identificar efeitos ARCH nas duas séries mais longas confirma a ineficiência nos mercados futuros de café para estas séries, haja vista que apresentam efeitos auto-regressivos no quadrado dos resíduos. Embora a série RCF2 não apresente autocorrelação no quadrado dos resíduos, apresenta uma autocorrelação serial na média em dois *lags*. Assim sendo, as novas informações altistas ou baixistas não são completamente absorvidas em t e $t+1$.

Para testar as modelagens realizadas na variância das séries RCF3 e RCF4 aplicou-se novamente o teste do tipo multiplicador de Lagrange conforme mostra a Tabela 13.

TABELA 13 - Teste de Heterocedasticidade para as séries de retorno

Resíduos EGARCH(1,1) RCF3		Resíduos EGARCH(1,1) RCF4	
Lag	p-valor	Lag	p-valor
1	0,999	1	0,678
5	0,999	5	0,883
10	0,999	10	0,992
15	0,999	15	0,999
25	0,999	25	0,999

Fonte: Dados da pesquisa

Dado os p valores fornecidos pelo teste do tipo Multiplicador de Lagrange, pode-se verificar que os ajustamentos para a variância condicional foram satisfatórios para ambas as séries e rejeitam, agora, a hipótese de presença ou permanência de heterocedasticidade nos resíduos dos retornos.

Utilizando-se das modelagens realizadas para as quatro séries, pôde-se proceder a previsões dos retornos de café futuro para todas as séries estudadas.

Assim sendo, os retornos previstos de todas as séries apresentam uma baixa qualidade de previsão. À medida que se distancia no tempo, as previsões tornam-se totalmente discrepantes. A explicação para isso advém do fato de que em mercados de preços não conseguimos proceder a boas previsões. Esta proposição deriva da suposição de mercados eficientes. Ainda que tenhamos identificado um mercado ineficiente para as séries de retornos RCF2, RCF3 e RCF4, a mesma não se confirma nas previsões, sugerindo, portanto, que as dependências nos resíduos destas séries pudessem estar sendo geradas por autocorrelações espúrias.

Outra explicação relevante para os aumentos de erros substanciais nos valores previstos das séries é a presença de grandes *outliers*. Esses *outliers* representam grandes distorções no processo de previsão e são produzidos pela mudança dos vencimentos dos contratos.

Ainda que a qualidade da previsão seja ruim para todas as séries em análise, o que nos interessa realmente são os valores gerados pelos modelos a partir dos padrões modelados da série histórica. Para a avaliação do risco através do VaR, o relevante é o intervalo de previsão (em especial um de seus limites) e não as previsões pontuais. Neste sentido, os valores usados para o cálculo do VaR apontam valores consistentes para os ajustes dos retornos. Assim sendo, a série prevista foi utilizada, sem maiores problemas, para a previsão do VaR dos ajustes diários para os contratos de março-2002 e setembro-2002. A determinação arbitrária destes contratos centra-se no fato de podermos

Neste sentido, recorrendo à fórmula $VaR = V_C \cdot P \cdot \sigma \cdot \sqrt{T}$ pode-se encontrar o VaR dos ajustes diários. Como exemplo para os cálculos de VaR arbitrou-se um valor dos contratos na ordem de US\$60,00 dólares. De acordo com os cálculos do VaR sistematizados na Tabela 15, pode-se observar que as séries RCF1 e RCF2 apresentam maiores perdas monetárias para março de 2002 do que para setembro, a uma probabilidade de ocorrência de 5%.

Tabela 15 Estimativas de VaR para os ajustes diários de café das séries RCF1, RCF2, RCF3 e RCF4 para março e setembro de 2002

VaR/Contrato Futuro de Café (em US\$)								
Componentes do VaR	RCF1		RCF2		RCF3		RCF4	
	mar/02	set/02	mar/02	set/02	mar/02	set/02	mar/02	set/02
-								
P ¹	60,00	60,00	60,00	60,00	60,00	60,00	60,00	60,00
V _C ²	1,6400	1,6400	1,6400	1,6400	1,6400	1,6400	1,6400	1,6400
δ ³	0,0229	0,0150	0,0192	0,0160	0,0202	0,0459	0,0184	0,0413
σ ⁴	0,0174	0,0153	0,0158	0,0138	0,0182	0,0177	0,0171	0,0160
√T ⁵	3,8730	3,8730	6,0828	6,0828	7,6811	7,6811	9,0000	9,0000
VAR E. D. ⁶	225,52	147,21	189,25	157,19	198,74	451,24	180,89	406,35
VAR E. P. ⁷	873,45	570,15	1.151,19	956,14	1.526,57	3.466,04	1.628,03	3.657,13
VaR R. D. ⁸	171,43	150,73	155,53	135,61	179,24	174,30	168,17	157,65
VaR R. P. ⁹	663,95	583,77	946,07	824,90	1.376,74	1.338,82	1.513,53	1.418,89

Fonte: Dados da pesquisa

Notas:

¹ Posição a mercado: tamanho da posição do ativo exposta a risco expresso em moeda corrente. Para este exemplo fixa o valor do hedge para ambos os vencimento de 60 dólares

² Fator de confiança: movimento adverso de preços expressos em nº de desvios padrão em relação a média.

³ Volatilidade estimada com a previsão para as séries de retorno.

⁴ Volatilidade real da série.

⁵ ajuste temporal para a volatilidade

⁶ VaR estimado diário

⁷ VaR estimado no período

⁸ VaR real diário

⁹ VaR real no período

O VaR diário para estas duas séries são, respectivamente, US\$225,52 e US\$189,25 dólares para cada contrato negociado na BM&F. Entretanto, para o VaR no período os valores monetários exigidos para cobertura dos ajustes

diários numa pior perda potencial a 5% seria de US\$873,45 e US\$570,15 dólares. Isso significa que, estatisticamente, apenas cinco das observações dos ajustes diários dos *players* tenderiam a violar os valores, tanto no aspecto diário quanto no período. Assim sendo, os participantes dos mercados deveriam reunir um aporte de capital de giro na ordem de US\$875,47 e US\$570,15 dólares para poder honrar com os compromissos com a BM&F. Se compararmos o VaR estimado com o VaR real, que utiliza os valores reais das séries de março e abril para 2002, pode-se identificar que a qualidade da previsão do VaR via observações estimadas tem uma aderência muito grande com o real. Isso ocorre principalmente para setembro de 2002 quando os valores para VaR estimado e VaR real situam-se na ordem de US\$147,21 e US\$150,73 respectivamente.

As séries mais longas RCF3 e RCF4 apresentam estimativas para VaR na ordem de US\$198,74 e US\$180,89 para março de 2002 e US\$451,2 e US\$406,35 para setembro de 2002. A qualidade do ajuste para VaR referente aos meses de março das séries RCF3 e RCF4 também foi muito significativa, uma vez que o VaR real para o período aproximou-se muito dos valores no risco estimados para ambos os contratos. Uma atenção deve ser dada às previsões para setembro de 2002 nas séries mais longas RCF3 e RCF4. Nota-se, um relativo distanciamento dos valores no risco para os valores estimados. Assim sendo, os cálculos ficaram superestimados e os valores para VaR giram em torno do dobro do real. Esta anomalia deve-se à presença de fortes *outliers* na composição dos cálculos de VaR.

Dado o exposto, pode-se perceber que, ainda que as previsões não tenham tido uma qualidade preditiva dos retornos futuros, os mesmos apresentam alta aderência quando utilizada para estimativas do cálculo do VaR. Isto porque a série reproduz as mesmas condições da série real.

Com isso, identifica-se que, embora os mercados futuros apresentem um meio eficaz de proteção de volatilidade de preços, os mesmos ficam expostos às

volatilidades dos ajustes diários que são reflexos das séries de preços.

Isto se torna mais evidente à medida que quantifica-se a exposição dos riscos dos ajustes diários nas estratégias dos *players* nesses mercados. Assim sendo, um produtor que queira realizar um *hedge* para março de 2002, dois meses antes do encerramento desse contrato, deveria reservar um valor na ordem de US\$946,07 dólares para o período, para honrar os ajuste diários. Neste caso, o produtor identifica seu risco e avalia suas reais condições de negociação nestes mercados. Neste exemplo, o produtor tem um risco de 5% dos valores de ajuste violarem o VaR de US\$946,27 dólares para o período.

Em específico, para quem entra nos mercados futuros com posições vendidas, os valores de VaR situam-se na região de rejeição formada à direita da distribuição de probabilidade. Isto porque, uma vez que o *player* realiza um *hedge* de venda, o mesmo agora inverte sua expectativa quanto às oscilações de preços, pois qualquer movimentação positiva no mercado força o mesmo a pagar ajustes em vez de receber. Dessa forma, passa-se a preocupar com as altas de preços e não mais com os movimentos de baixa.

8 CONCLUSÃO

Os resultados da modelagem estatística dos retornos de café futuro indicam que choques de alta nos mercados de futuros podem provocar grandes desastres aos *players* vendidos uma vez que toda variação positiva de preços significa desembolso monetário aos *hedgers* vendidos. Assim sendo, o pagamento de ajustes pode significar a inviabilização da transação futura no mercado da BM&F. Basicamente os *players* que apresentam problemas com este tipo de situação são os produtores e cooperativas de café. Por outro lado, os *hedgers* comprados no mercado (*traders*, exportadoras e torrefadoras de café) sentem o peso dos ajustes na medida que os choques de baixa são formados no mercado. Embora não haja perda no processo das transações há sempre o risco de um aperto monetário em capital de giro que pode levar muito agentes a complicações financeiras gravíssimas.

Isso tudo levado à realização de uma estratégia de trava em posições no contrato futuro do café e câmbio e juros, para que seja realizada uma fixação completa às exposições ao risco de mercado, os *players* assumem cada vez mais os riscos dos ajustes diários quanto às exigibilidades monetárias para suportar tais variações.

Embora os mercados futuros sejam usados como ferramentas de proteção de preços, os mesmos oferecem muitos obstáculos aos participantes. Por meio das estratégias de *hedging*, os participantes se protegem contra as oscilações de preços. Entretanto, ao assumirem posições firmes nos mercados futuros, os *players* passam a assumir os riscos da volatilidade dos ajustes diários que, dependendo do mercado, pode levá-los a grandes arroschos monetários. Se pensarmos que grande volume de contratos é negociado no dia por um investidor e que cada contrato reporta uma quantidade referente a 100 sacas de café, poderemos chegar a assustadoras somas de recursos para provisão dos ajustes diários. Assim sendo, os cálculos de VaR possibilitam aos *players* técnicas de

efetivo controle e previsão das reais condições de risco da volatilidade dos retornos no período de interesse.

As modelagem das séries de retorno apresentam para as séries mais distantes RCF3 e RCF4 um padrão heterocedástico, tendo modelado para ambas as séries um EGRACH(1,1). As séries apresentam alta persistência nos choques dos resíduos, o que sugere uma ineficiência nos mercados. Entretanto, ao realizar as previsões dos retornos, não se consegue uma qualidade nas previsões dos retornos h passos a frente. No entanto, as mesma séries estimadas reproduzem, de forma bastante efetiva, os padrões da séries originais. Assim sendo, pôde-se prever o VaR das séries com bastante significância.

O interesse em arbitrar para efeito conclusivo dois contratos, março de 2002 e setembro de 2002, é checar o ajustamento das previsões do VaR em épocas de safra e entressafra.

Pode-se concluir que os valores no risco para os retornos de café futuro apresentam bom resultados empíricos. A contribuição maior deste trabalho centra-se no aspecto metodológico para as futuras previsões de VaR para qualquer período de interesse. Entretanto, o assunto é extenso e inesgotável. O VaR configura-se dentro da teoria de finanças, como uma excelente medida de risco em épocas de baixa inversão de comportamentos. Para épocas de grandes instabilidades e alta volatilidade, o VaR tende a subestimar estes valores e, portanto, seria necessária alguma outra medida de risco, de forma a complementar tal análise. Neste sentido, muito deve ser feito. As sugestões de novos trabalhos a partir desta dissertação partem da incorporação de técnicas que visem captar de forma mais efetiva as discrepâncias geradas pela elevada volatilidade nos mercados em períodos de crise. Assim sendo, em trabalhos posteriores pretende-se incorporar as técnicas de VaR com teste de stress e a técnica de valores extremos.

9 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BARROS, G. S. C. **Gastos públicos com o setor agrícola e o desenvolvimento agropecuário**. São Paulo: IPEA/ESALQ/USP/FEALQ, 1993. v.2.

BARROS, G. S. C. Transição da política agrícola brasileira. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 36., 1998, Brasília. **Anais...** Poços de Caldas: SOBER, 1998. p.1-19

BIGNOTTO, E. C. Comunicação de risco financeiro e perspectivas de aplicação de VAR na agroindústria. **Resenha BM&F**, n. 141, p.62, 2000.

BLACK, F. The Pricing of commodity contracts. **Journal of Financial Economics**, p.167-179, 1976.

BOLLERSLEV, T ; WOOLDRIDGE, JEFFREY M. " Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-Varying CoVariances". **Econometric Reviews**, v.11, n.2, p.143-172, 1992.

BOLLERSLEV, T. " Generalized autorregressive conditional heteroskedasticity". **Journal of Econometrics**, v.31, p.307-327, 1986.

BOLLERSLEV, T; ENGLE, R. F. ; NELSON, D. B. ARCH models. In: _____. **Handbook of econometrics.**, New York: Elsevier Science B.V , 1994. v. 4

BORGATTO, A. F. **Análise de intervenção em séries temporais: aplicações em transporte urbano.** 2000. 102p. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária)-Universidade Federal de Lavras, Lavras.

BREALEY, R. A. ; MYERS, S. C. **Princípios de finanças empresariais.** Portugal: Makron, 1992.

CAIXETA, G. Z. T. Comportamento atual do mercado de café. **Informe Agropecuário.** Belo Horizonte, v.19 n.193, p.9-13, 1998.

CLARK, P. K. A Subordinated stochastic process model with finite VaRiance form speculative prices. **Econometrica**, v.41, p.135-156, 1996.

COPELAND, T. E. ; WESTON, J. F. **Financial theory and corporate policy.** 3.ed. New York: Addison-Wesley, 1992. (Main text).

DANIELSON, J. E C.G Vries. **Value-at-risk and extreme returns.** [S.l.]: Tinbergen Institute Rotterdam, 1977. Mimeo.

ENGLE, R. F. " Autorregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom Inflation". **Econometrica**, v.50, n.4, p.987-1007, 1982.

FAMA, E.E. The behavior of stock market prices. **Journal of Business**, v.38, p. 34-105, Jan. 1965.

GASQUES, J. G.; VILLA VERDE, C. M. Prioridade e orientação dos gastos públicos na agricultura no Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 32., 1994, Brasília. **Anais...** Brasília: SOBER, 1994. p.742-769.

JARQUE, C. ; BERA, A. A Test for normality of observations and regression residuals. **International Statistical Review**, v.55, p.163-172, 1987.

JORION, P. Value at risk: the new benchmark for controlling derivatives risk. Chicago: Irwin, 1999. Tradução BM&F.

JORION, P. ; SILVA, M. **A importância dos mercados de derivativos para as finanças modernas**. Chicago: Catalyst Institute, 1995. p.72.

JU, X. ; PEARSON, N. D. Using Value-at-Risk to Control Risk Taing: how wrong can you be? Illinois: University of Illinois at Urbana-Champaign, 1998. OFOR paper 98-08.

KUPIEC, P. Techniques for verifying the accuracy of risk management models. **Journal of Derivatives**, v.3, p.73-84, 1995.

LAMOUNIER, B (Coord). Determinantes políticos da política agrícola: um estudo de atores, demanda e mecanismos de decisão. Rio de Janeiro: IPEA, 1994. p.25. (Documento de Trabalho, Estudos de Política Agrícola).

LEUTHOULD, R. et al. **The theory and practice of futures markets**. Toronto: Lexington Books, 1989.

LI, D. X. Value-at-Risk based on the Volatility, Skewness and Kurtosis. Riskmetrics: Group Working Paper, 1999. Paper 4.

LINSMEIER, T. J. ; PEARSON, N. D. **Risk measurement: an introduction to value at risk.** Illinois: University of Illinois at Urbana-Champaign, 1996. OFOR paper.

MAHONEY, J. M . Forecast biases in value at risk estimations: evidence form foreign exchange and global equity portfolios. Neu York: Federal Reserve Bank of New York, 1996. Mimeo.

MANDELBROT, B. The variation of certain speculative prices. **Journal of Business**, v.36, n.4, p. 394-419, 1993.

MINAS GERAIS. Secretaria de Estado da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Cenário futuro do negócio agrícola de Minas Gerais.** Belo Horizonte, 1995.

MOLLICA, M. A. **Uma avaliação de Modelos de Value-at-Risk: comparação entre métodos tradicionais e modelos de variância condicional.** 1999. Dissertação (Mestrado em Economia)-Universidade de São Paulo, São Paulo.

MORETTIN, P. A. ; TOLOI, C. M. C. Previsão de séries temporais. São Paulo: Atual, 1985.

NELSON, D. B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. **Econometrica**, v.59, n.2, p.347-370, 1991.

NEWKEY, W. ; WEST, K. A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometrica**, v.55, p.703-708, 1987.

PARRÉ, J.L.; BACCHI, M.R.P. Previsão de preços de soja na região Sudeste do Brasil com modelos de séries temporais. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 1997, Natal. **Anais...** Brasília: Associação Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 1997. pp. 1-18.

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

PONCIANO, N.J. **Segmento exportador da cadeia agroindustrial do café brasileiro**. 1995. 128p. Dissertação (Mestrado em Economia Rural)-Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

ROSS, S.; WESTERFIELD, R. W. ; JEFFREY, J. **Corporate Finance**. 5.ed. Boston: McGraw-Hill/Irwin, 1999.

SOUZA, L.A.R. de. **Valor em risco em épocas de crise**. 1999. 122 p. Dissertação (Mestrado em Economia)-Universidade Federal de São Paulo, São Paulo.

STADUTO. J. A. R. Notas sobre as fontes de crédito rural: o caso do fundo de investimento em commodities. Toledo, **Tempo da Ciência**, v.4, n.7, p. 29-42, 1997.

SWARAY, R. B. Volatility of primary commodity prices: some evidence from agricultural exports in Sub-saharan Africa. New York: University of New York, 2002. Discussion Papers in Economics, n.2002/06.

VAN HORNE, B., Effects of tracking by armored vehicles on Townsend's ground squirrels in the Orchard Training Area, Idaho. **Environmental Management**, v.22, p.617-623. 1998

WEI, S. J. Why is corruption so much more taxing than tax? Arbitrariness Kills. National Bureau of Economic Research, 1997. NBER Working Papers 6255

WOLD, H. A study in the analysis of stationary time series. 1938.

ZAKOIAN, J.M. Threshold Heteroskedasticity models. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.18, p.931-955, 1994.

ZHOU, A. Modeling the volatility of the Heath-Jarrow-Morton Model:A Multi-Factor Garch Analysis. Illinois: University of Illinois at Urbana-Champaign, 2000. OFOR Paper Number 00-05.

10 ANEXOS

		Página
ANEXO A	Especificações do Contrato Futuro de Café Arábica...	81
ANEXO B	Distribuição de probabilidades das séries de retornos.	96
TABELA 1B	Distribuição ordenada dos retornos da série RCF1 para março e setembro de 2002.....	96
TABELA 2B	Distribuição ordenada dos retornos da série RCF2 para março e setembro de 2002.....	97
TABELA 3B	Distribuição ordenada dos retornos da série RCF3 para março e setembro de 2002.....	98
TABELA 4B	Distribuição ordenada dos retornos da série RCF4 para março e setembro de 2002.....	100

Anexo A - Especificações do Contrato Futuro de Café Arábica

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 saca de 60 quilos líquidos.

4. Oscilação máxima diária

O limite de oscilação será fixado pela BM&F, por meio 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

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 bancário 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, por intermédio da mesma Corretora associada e sob a responsabilidade do mesmo Membro de Compensação, ou realizadas pelo mesmo Operador Especial, sob a responsabilidade do mesmo Membro de Compensação.

A liquidação financeira dessas operações se fará 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

$$AD = (PA^t - PO).100.n$$

b) ajuste das posições em aberto no dia anterior

$$AD = (PA^t - PA^{t-1}).100.n$$

onde:

AD = valor do ajuste diário;

PA^t = preço de ajuste do dia;

PO = preço da operação;

n = número de contratos;

PA_{t-1} = preço de ajuste do dia anterior.

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

A ajuste diário das posições em aberto será realizado até o dia anterior ao dia de alocação do Aviso de Entrega, descrito nos itens 14.1 e 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), Garça (SP), São José do Rio Pardo (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), Monte Carmelo (MG), Manhuaçu (MG), Carmo do Paranaíba (MG), Vitória da Conquista (BA) e Luiz Eduardo Magalhães (BA).

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, por intermédio 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 dez dias úteis antes do último dia do período de 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. Quando da classificação e da arbitragem, os lotes serão analisados quanto à bebida, utilizando-se dez xícaras.

A BM&F verificará, quando solicitada, o estado da sacaria e do café que compõem os lotes depositados em armazéns, a fim de constatar sua conformidade. Os lotes encontrados em desacordo 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 proceder 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 de 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 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 Procedimentos de entrega

O cliente que optar pela entrega deverá, por intermédio de sua Corretora, 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 Diretoria da Câmara de Derivativos da BM&F até as 18:00 serão divulgados ao mercado no dia útil seguinte, 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 das 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, por meio de suas Corretoras, as informações solicitadas para faturamento.

É facultado aos clientes-compradores residentes e aos clientes-vendedores residentes indicar terceiros para o recebimento ou 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 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, por intermédio de sua Corretora, registrar os certificados entregues, via sistema eletrônico oferecido pela BM&F, os quais deverão ser confirmados eletronicamente pelo armazém.

O armazém deverá, ainda, enviar à BM&F os seguintes documentos por ele emitidos:

- resumo do romaneio do lote;
- 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;
- ordem de entrega provisória, nominal à BM&F;
- certificado 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 ao 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 2J ou 3J de primeira qualidade, em perfeito estado de conservação, que não sejam de refugo nem recosturadas, bem identificáveis, com peso mínimo de 520 gramas e 3% de tolerância, isentas de hidrocarbonetos e tratadas com óleo vegetal. O café deverá ser classificado pela BM&F, conforme seus regulamentos,

que estão de acordo com a Classificação Oficial Brasileira – Decreto Federal 27173, de 14/09/1949 – ou aquela que vier a ser oficialmente adotada

pelo governo, depositado em armazém credenciado pela Bolsa e formado em lotes.

- Não podem ser entregues cafés 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 a 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 cafés 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 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 mínimo, 100 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 associada 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, por parte do comprador, 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 repasse desse valor ao vendedor, pela BM&F, ocorrerá no quinto dia útil subsequente à data de alocação do Aviso de Entrega, observado, no que couber, o disposto no item 21.

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

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

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 91º 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. 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, 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 de 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 (anexado de 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

15.1 Caso o lote recebido não tenha sido previamente arbitrado, o comprador poderá pedir arbitramento à BM&F, 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, bebida e demais condições admitidas. A decisão do arbitramento será final, contra a qual não caberá nenhum recurso.

15.2 Estando os lotes arbitrados, o comprador poderá ainda examinar sua conformidade, no tocante às condições de armazenagem. Não estando de acordo, poderá, até as 09:00 do segundo dia útil após a alocação do Aviso de Entrega, pedir à BM&F que as verifique. Constatada a desconformidade alegada pelo comprador, o vendedor deverá substituir os lotes até as 09:00 do quinto dia útil da data de alocação do Aviso de Entrega.

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 subseqüentes.

Verificada a desconformidade do(s) lote(s), o vendedor ressarcirá o comprador, por intermédio da BM&F, das despesas de verificação de conformidade, não o isentando da troca da mercadoria. Vendedor e comprador poderão também, de comum acordo, decidir-se por 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 útil anterior ao período de apresentação do Aviso de Entrega, desde que atendidas as condições estabelecidas pela BM&F. Essas operações serão divulgadas pela Bolsa, mas não serão submetidas à interferência do mercado.

17. *Hedgers*

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

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 de 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 no terceiro dia útil subsequente à data de alocação do Aviso de Entrega, 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 observandose o seguinte:

i. para os clientes não-residentes: em dólares dos Estados Unidos da América, na praça de Nova Iorque, EUA, por intermédio do Banco Liquidante das operações da BM&F no Exterior, por ela indicado;

ii. para os clientes residentes: em reais, de acordo com os procedimentos normais dos demais contratos da BM&F não autorizados à negociação pelos investidores estrangeiros. A conversão dos valores respectivos de liquidação financeira, quando for o caso, será feita pela Taxa de Câmbio Referencial BM&F, descrita no

Anexo I deste contrato e relativa a uma data específica, conforme a natureza do valor a ser liquidado, a saber:

a) na liquidação de operações *day trade*: a Taxa de Câmbio Referencial BM&F do dia da operação;

b) na liquidação de ajuste diário: a Taxa de Câmbio Referencial BM&F do dia a que o ajuste se refere;

c) na liquidação financeira no vencimento: a Taxa de Câmbio Referencial BM&F do dia útil anterior ao dia da liquidação financeira;

d) na liquidação dos custos operacionais não expressos em reais: a Taxa de Câmbio Referencial BM&F do dia da operação.

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 as

regras específicas das autoridades governamentais que possam afetar os termos nele contidos.

ÚLTIMA ATUALIZAÇÃO: OFÍCIO CIRCULAR 137/2002-DG, DE 21/10/2002

Bolsa de Mercadorias & Futuros

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 financeira 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 realizará coleta diária de cotações de compra e de venda de dólar dos Estados Unidos, para liquidação pronta 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, dez instituições, dentre as 14 previamente selecionadas. Essa coleta ocorrerá no período coincidente com a última meia hora do pregão de viva voz do contrato futuro de dólar;
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 os 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 será feito mediante o acréscimo ou a diminuição do custo de remuneração em dólar, com base na Libor, e do custo de reserva bancária em reais, pela Taxa Média de Depósitos Interfinanceiros de Um Dia (DI), quando aplicáveis;

7. A Bolsa divulgará também uma taxa referencial de DI para o ajuste a que se refere o item 6. Os procedimentos de apuração dessa taxa referencial serão semelhantes àqueles utilizados no cálculo da 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 Bolsa poderá arbitrar um valor para a Taxa de Câmbio Referencial BM&F se, a seu critério, julgar não serem representativas as cotações coletadas junto aos bancos informantes.

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

Anexo B - Distribuição de probabilidade das séries de retornos

TABELA 1B Distribuição ordenada dos retornos da Série RCF1 para março e setembro de 2002

Março de 2002		Setembro de 2002	
Retorno Estimado	Retorno Real	Retorno Estimado	Retorno Real
0,0409	0,0243	-0,0408	0,0259
0,0251	0,0166	-0,0384	0,0252
0,0225	0,0164	-0,0280	0,0131
0,0210	0,0111	-0,0232	0,0084
0,0205	0,0084	-0,0207	0,0077
0,0181	0,0065	-0,0135	0,0063
0,0152	0,0053	-0,0088	0,0063
0,0125	-0,0025	0,0029	0,0000
0,0082	-0,0089	-0,0041	0,0000
0,0043	-0,0112	0,0000	-0,0075
0,0043	-0,0125	0,0000	-0,0095
0,0000	-0,0160	0,0000	-0,0096
-0,0041	-0,0160	0,0000	-0,0127
-0,0082	-0,0160	0,0000	-0,0138
-0,0135	-0,0188	0,0000	-0,0145
-0,0236	-0,0224	0,0000	-0,0163
-0,0292	-0,0212	0,0025	-0,0200
-0,0333	-0,0243	0,0025	-0,0214
-0,0341	-0,0278	0,0068	-0,0223
-0,0392	-0,0411	0,0124	-0,0260

TABELA 2B - Distribuição ordenada dos retornos da Série RCF2 para março e setembro de 2002

Março de 2002		Setembro de 2002	
Retorno Estimado	Retorno Real	Retorno Estimado	Retorno Real
0,0409	0,0243	0,0335	0,0266
0,0251	0,0168	0,0327	0,0259
0,0225	0,0166	0,0207	0,0252
0,0210	0,0164	0,0191	0,0131
0,0205	0,0119	0,0189	0,0112
0,0181	0,0111	0,0147	0,0084
0,0163	0,0110	0,0146	0,0082
0,0152	0,0084	0,0142	0,0077
0,0125	0,0066	0,0121	0,0063
0,0092	0,0065	0,0116	0,0063
0,0089	0,0053	0,0106	0,0063
0,0082	0,0041	0,0101	0,0063
0,0078	0,0039	0,0095	0,0056
0,0065	0,0038	0,0058	0,0047
0,0052	0,0022	0,0053	0,0029
0,0048	0,0022	0,0042	0,0027
0,0043	0,0006	0,0000	0,0000
0,0043	-0,0011	0,0000	0,0000
0,0029	-0,0017	0,0000	-0,0016
0,0000	-0,0017	-0,0011	-0,0026
0,0000	-0,0025	-0,0012	-0,0041
0,0000	-0,0052	-0,0045	-0,0043
0,0000	-0,0066	-0,0058	-0,0045
-0,0029	-0,0070	-0,0073	-0,0067
-0,0033	-0,0083	-0,0083	-0,0068
-0,0041	-0,0089	-0,0096	-0,0073
-0,0046	-0,0112	-0,0097	-0,0075
-0,0062	-0,0125	-0,0106	-0,0095
-0,0082	-0,0150	-0,0128	-0,0096
-0,0096	-0,0160	-0,0154	-0,0113
-0,0135	-0,0160	-0,0156	-0,0127
-0,0140	-0,0182	-0,0158	-0,0138
-0,0194	-0,0188	-0,0159	-0,0145
-0,0224	-0,0194	-0,0165	-0,0163

“...continua...”

“TABELA 2B, Cont.”

-0,0236	-0,0212	-0,0169	-0,0200
-0,0292	-0,0243	-0,0176	-0,0209
-0,0302	-0,0243	-0,0189	-0,0214
-0,0329	-0,0258	-0,0201	-0,0217
-0,0333	-0,0278	-0,0207	-0,0222
-0,0341	-0,0301	-0,0216	-0,0223
-0,0392	-0,0411	-0,0235	-0,0260
-0,0410	-0,0413	-0,0361	-0,0271

TABELA 3B Distribuição ordenada dos retornos da Série RCF3 para março e setembro de 2002

Março de 2002		Setembro de 2002	
Retorno Estimado	Retorno Real	Retorno Estimado	Retorno Real
0,0410	0,0494	0,1474	0,0415
0,0409	0,0332	0,1288	0,0329
0,0371	0,0311	0,1126	0,0296
0,0368	0,0243	0,0800	0,0266
0,0251	0,0216	0,0525	0,0259
0,0246	0,0172	0,0335	0,0256
0,0225	0,0168	0,0327	0,0252
0,0210	0,0166	0,0215	0,0227
0,0205	0,0164	0,0207	0,0131
0,0181	0,0130	0,0191	0,0112
0,0163	0,0119	0,0189	0,0104
0,0157	0,0111	0,0179	0,0103
0,0152	0,0110	0,0147	0,0102
0,0151	0,0084	0,0146	0,0084
0,0125	0,0077	0,0142	0,0082
0,0093	0,0072	0,0121	0,0077
0,0093	0,0071	0,0116	0,0075
0,0092	0,0066	0,0106	0,0063
0,0089	0,0065	0,0101	0,0063
0,0082	0,0053	0,0095	0,0063
0,0081	0,0048	0,0058	0,0063

“..continua...”

"TABELA 3B, cont"

0,0078	0,0041	0,0053	0,0056
0,0071	0,0039	0,0045	0,0047
0,0065	0,0038	0,0042	0,0041
0,0052	0,0022	0,0032	0,0036
0,0048	0,0022	0,0032	0,0029
0,0043	0,0021	0,0000	0,0027
0,0043	0,0006	0,0000	0,0025
0,0029	0,0000	0,0000	0,0000
0,0000	0,0000	-0,0011	0,0000
0,0000	-0,0011	-0,0012	-0,0016
0,0000	-0,0017	-0,0045	-0,0026
0,0000	-0,0017	-0,0058	-0,0026
0,0000	-0,0025	-0,0073	-0,0041
0,0000	-0,0044	-0,0074	-0,0043
-0,0029	-0,0052	-0,0079	-0,0045
-0,0033	-0,0066	-0,0083	-0,0067
-0,0041	-0,0070	-0,0096	-0,0068
-0,0046	-0,0083	-0,0097	-0,0073
-0,0055	-0,0089	-0,0103	-0,0075
-0,0062	-0,0112	-0,0106	-0,0095
-0,0082	-0,0125	-0,0108	-0,0096
-0,0086	-0,0127	-0,0128	-0,0102
-0,0094	-0,0129	-0,0154	-0,0113
-0,0095	-0,0150	-0,0156	-0,0116
-0,0096	-0,0152	-0,0158	-0,0127
-0,0106	-0,0160	-0,0159	-0,0138
-0,0135	-0,0160	-0,0163	-0,0145
-0,0140	-0,0182	-0,0165	-0,0163
-0,0159	-0,0188	-0,0169	-0,0189
-0,0160	-0,0188	-0,0176	-0,0200
-0,0194	-0,0194	-0,0183	-0,0209
-0,0224	-0,0212	-0,0189	-0,0214
-0,0236	-0,0227	-0,0201	-0,0217
-0,0267	-0,0233	-0,0207	-0,0222
-0,0290	-0,0243	-0,0216	-0,0223
-0,0292	-0,0243	-0,0224	-0,0234
-0,0302	-0,0245	-0,0235	-0,0246

"...continua..."

“TABELA 3B, cont.”

-0,0329	-0,0246	-0,0361	-0,0256
-0,0333	-0,0258	-0,0362	-0,0260
-0,0341	-0,0278	-0,0376	-0,0266
-0,0344	-0,0301	-0,0422	-0,0271
-0,0373	-0,0408	-0,1214	-0,0279
-0,0392	-0,0411	-0,1393	-0,0400
-0,0410	-0,0413	-0,1522	-0,0402

TABELA 4B - Distribuição ordenada dos retornos da Série RCF4 para março e setembro de 2002

Março de 2002		Setembro de 2002	
Retorno Estimado	Retorno Real	Retorno Estimado	Retorno Real
0,0409	0,0494	0,1474	0,0415
0,0371	0,0332	0,1288	0,0329
0,0368	0,0311	0,1126	0,0296
0,0251	0,0277	0,0800	0,0266
0,0246	0,0243	0,0525	0,0259
0,0225	0,0216	0,0335	0,0256
0,0210	0,0189	0,0327	0,0252
0,0205	0,0177	0,0300	0,0231
0,0181	0,0172	0,0215	0,0227
0,0163	0,0168	0,0215	0,0184
0,0159	0,0166	0,0207	0,0131
0,0157	0,0164	0,0191	0,0112
0,0152	0,0130	0,0189	0,0105
0,0151	0,0125	0,0179	0,0104
0,0125	0,0121	0,0147	0,0103
0,0099	0,0119	0,0146	0,0103
0,0093	0,0111	0,0142	0,0102
0,0093	0,0110	0,0138	0,0102
0,0092	0,0110	0,0121	0,0101
0,0089	0,0100	0,0118	0,0084
0,0082	0,0090	0,0116	0,0082
0,0081	0,0084	0,0106	0,0078

“...continua...”

“TABELA 4B, cont.”

0,0078	0,0080	0,0101	0,0077
0,0071	0,0077	0,0095	0,0075
0,0065	0,0072	0,0058	0,0063
0,0052	0,0071	0,0053	0,0063
0,0048	0,0068	0,0045	0,0063
0,0046	0,0066	0,0042	0,0063
0,0045	0,0065	0,0037	0,0056
0,0043	0,0053	0,0032	0,0051
0,0043	0,0048	0,0032	0,0047
0,0029	0,0041	0,0026	0,0041
0,0029	0,0039	0,0013	0,0036
0,0024	0,0038	0,0000	0,0029
0,0006	0,0022	0,0000	0,0027
0,0000	0,0022	0,0000	0,0026
0,0000	0,0021	0,0000	0,0025
0,0000	0,0006	-0,0011	0,0000
0,0000	0,0000	-0,0012	0,0000
0,0000	0,0000	-0,0022	0,0000
0,0000	-0,0005	-0,0039	0,0000
0,0000	-0,0011	-0,0045	0,0000
0,0000	-0,0017	-0,0046	-0,0010
-0,0011	-0,0017	-0,0058	-0,0016
-0,0029	-0,0025	-0,0073	-0,0016
-0,0033	-0,0028	-0,0074	-0,0026
-0,0041	-0,0044	-0,0079	-0,0026
-0,0045	-0,0052	-0,0083	-0,0041
-0,0046	-0,0066	-0,0096	-0,0043
-0,0055	-0,0070	-0,0097	-0,0045
-0,0062	-0,0081	-0,0098	-0,0052
-0,0068	-0,0083	-0,0103	-0,0053
-0,0082	-0,0085	-0,0105	-0,0067
-0,0086	-0,0089	-0,0106	-0,0068
-0,0086	-0,0110	-0,0108	-0,0073
-0,0094	-0,0112	-0,0128	-0,0075
-0,0095	-0,0112	-0,0132	-0,0095
-0,0096	-0,0116	-0,0154	-0,0096
-0,0101	-0,0125	-0,0156	-0,0102

“...continua...”

“TABELA 4B, cont.”

-0,0106	-0,0126	-0,0158	-0,0113
-0,0135	-0,0127	-0,0159	-0,0115
-0,0140	-0,0129	-0,0163	-0,0116
-0,0151	-0,0150	-0,0165	-0,0127
-0,0159	-0,0152	-0,0169	-0,0138
-0,0160	-0,0160	-0,0176	-0,0145
-0,0166	-0,0160	-0,0179	-0,0153
-0,0194	-0,0165	-0,0183	-0,0154
-0,0194	-0,0182	-0,0189	-0,0155
-0,0206	-0,0188	-0,0200	-0,0163
-0,0216	-0,0188	-0,0201	-0,0184
-0,0224	-0,0190	-0,0207	-0,0189
-0,0236	-0,0194	-0,0216	-0,0195
-0,0251	-0,0212	-0,0222	-0,0200
-0,0264	-0,0221	-0,0224	-0,0202
-0,0266	-0,0227	-0,0235	-0,0209
-0,0267	-0,0233	-0,0289	-0,0214
-0,0290	-0,0243	-0,0305	-0,0217
-0,0292	-0,0243	-0,0361	-0,0222
-0,0302	-0,0245	-0,0362	-0,0223
-0,0329	-0,0246	-0,0376	-0,0234
-0,0333	-0,0258	-0,0407	-0,0246
-0,0341	-0,0259	-0,0422	-0,0256
-0,0344	-0,0267	-0,0495	-0,0260
-0,0373	-0,0278	-0,0644	-0,0266
-0,0380	-0,0301	-0,1214	-0,0271
-0,0392	-0,0408	-0,1393	-0,0279
-0,0410	-0,0411	-0,1522	-0,0400