



**MODELOS MULTIVARIADOS DINÂMICOS:
ANÁLISE DE CONTÁGIO NOS MERCADOS
DE DERIVATIVOS AGROPECUÁRIOS**

ANDERSON LUIZ REZENDE MÓL

2006

T332.641

MOL

mod

ANDERSON LUIZ REZENDE MÓL

**MODELOS MULTIVARIADOS DINÂMICOS: ANÁLISE DE
CONTÁGIO NOS MERCADOS DE DERIVATIVOS AGROPECUÁRIOS**

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

Orientador

Prof. Dr. Luiz Gonzaga de Castro Júnior

Co-orientadora

Profa. Dra. Thelma Sáfyadi

**LAVRAS
MINAS GERAIS - BRASIL
2006**

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

Mól, Anderson Luiz Rezende

**Modelos multivariados dinâmicos: análise de contágio nos mercados de
derivativos agropecuários / Anderson Luiz Rezende Mól. – Lavras : UFLA,
2006.**

148 p. : il.

Orientador: Luiz Gonzaga de Castro Júnior.

Tese (Doutorado) – UFLA.

Bibliografia.

1. VAR. 2. Co-integração. 3. MGARCH. 4. Causalidade de Granger.
5. Impulso resposta. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

CDD-338.02
-332.645

ANDERSON LUIZ REZENDE MÓL

**MODELOS MULTIVARIADOS DINÂMICOS: ANÁLISE DE
CONTÁGIO NOS MERCADOS DE DERIVATIVOS AGROPECUÁRIOS**

Tese apresentada à Universidade Federal de Lavras como parte das exigências do Curso de Doutorado em Administração, área de concentração em Gestão e Dinâmica de Cadeias Produtivas, para a obtenção do título de "Doutor".

Aprovado em 13 de dezembro de 2006

Prof. Dr. Diógenes Manoel Leiva

Mackenzie

Profa. Dra. Fernanda Finotti Cordeiro Perobelli

UFJF

Prof. Dr. Natalino Calegário

UFLA


Prof. Dr. Luiz Gonzaga de Castro Júnior

UFLA
(Orientador)

Profa. Dra. Thelma Sáfadi

UFLA
(Co-Orientadora)

LAVRAS -MINAS GERAIS - BRASIL
2006

CENTRO de DOCUMENTAÇÃO
CEDOC/DAE/UFLA

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:

A minha mulher, Daniela Freu de Figueiredo Mol, pelo apoio, dedicação, tolerância, paciência e espírito de renúncia, sem os quais não teria sido possível realizar este trabalho.

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 constante .

Ao prof. Luiz Gonzaga de Castro Jr., orientador, grande amigo, que confiou imensamente no trabalho, dando-me toda segurança para seu pleno desenvolvimento.

À Profa. Thelma Sáfadi, pelo apoio, estímulo e segurança transmitidos na sua primorosa co-orientação.

Ao sempre amigo, conselheiro e, por que não dizer, mestre para assuntos econômicos, Washington Santos Silva, pelas honrosas considerações.

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

Aos amigos professores e colegas do Programa de Pós-Graduação em Administração da UFLA, pelo incentivo e companheirismo.

A Deus, por me conceder forças para suportar o caminho árduo da vitória, sem desistir.

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)

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	i
LISTA DE FIGURAS	iv
RESUMO.....	v
ABSTRACT.....	vi
1 INTRODUÇÃO	1
2 OBJETIVOS	4
2.1 Geral	4
2.2 Específicos	4
3 FORMULAÇÃO DAS BASES TEÓRICAS PARA O ESTUDO.....	5
3.1 Café, mercado e risco	5
3.2 Boi gordo, mercado e risco	8
3.3 Mercado de derivativos.....	11
3.4 Mercado futuro de café e boi gordo.....	13
3.5 A especulação e as crises financeiras	15
3.6 As crises financeiras	21
3.7 Interdependência e contágio.....	23
3.8 Gestão de risco	24
4 MÉTODOS PARA A EXTRAÇÃO DA VOLATILIDADE DE SÉRIES DE RETORNOS	26
4.1 Modelos de séries de tempo	26
4.2 Modelos de Box & Jenkins	27
4.2.1 Modelo auto-regressivo (AR).....	29
4.2.2 Modelo de médias móveis (MA).....	30
4.2.3 Modelo misto auto-regressivo e de médias móveis (ARMA).....	30
4.3 Modelos de variância condicional	31
4.3.1 Modelo ARCH	31

4.3.2 Modelo GARCH.....	35
4.3.3 Modelo TARCH.....	36
4.3.4 Modelo EGARCH.....	37
5 MODELOS DE VOLATILIDADE MULTIVARIADOS.....	39
5.1 Co-integração.....	39
5.1.1 Testes de raiz unitária.....	41
5.1.1.1 Teste Dickey-Fuller.....	41
5.1.1.2 Teste Dickey-Fuller aumentado.....	44
5.1.2 Procedimento de Johansen.....	48
5.1.3 Determinação das defasagens e dos termos deterministas.....	52
5.1.4 Testes de hipóteses sobre os parâmetros α e β	53
5.2. Modelos VECM, BEKK e DCC.....	55
6 MATERIAIS E MÉTODOS.....	63
6.1 Materiais.....	63
6.2 Métodos.....	66
6.2.1 Análise univariada.....	66
6.2.2 Análise multivariada.....	68
6.3 Axiomas para interdependência e contágio.....	72
6.4 Teste da hipótese de existência de quebras estruturais nos períodos de crise.....	73
7 RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	75
7.1 Análise univariada.....	75
7.2 Análise multivariada.....	101
7.3 Comparação com outros trabalhos na literatura.....	118
8 CONCLUSÃO.....	121
9 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	123
ANEXOS.....	132

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 Estatísticas Descritivas das séries de retorno (07: 1994 -12:2003)	77
Tabela 2 Teste de Heterocedasticidade para as séries de retorno de Café, Boi gordo e Câmbio	79
Tabela 3 Estimativa dos Coeficientes de AC e ACP para as séries de retorno de Café, Boi gordo e Câmbio	80
Tabela 4 Resultados da estimação dos modelos e medidas da qualidade do ajuste para a série de Café	81
Tabela 5 Resultados da estimação dos modelos e medidas da qualidade do ajuste para a série de Boi gordo	81
Tabela 6 Resultados da estimação dos modelos e medidas da qualidade do ajuste para a série de Câmbio	81
Tabela 7 Estimativa dos Coeficientes de AC e ACP para os resíduos quadráticos ARMA de Café, Boi gordo e Câmbio	82
Tabela 8 Testes de Heterocedasticidade nos resíduos ARMA de Café, Boi gordo e Câmbio	83
Tabela 9 Resultado da Estimação dos Modelos e Medidas da qualidade do ajuste para Café	84
Tabela 10 Resultado da Estimação dos Modelos e Medidas da qualidade do ajuste para Boi gordo	85
Tabela 11 Resultado da Estimação dos Modelos e Medidas da qualidade do ajuste para Câmbio	88
Tabela 12 Teste de Heterocedasticidade para resíduos ARCH dos modelos implementados para Café, Boi gordo e Câmbio	89
Tabela 13 Resultado de Tese de Causalidade de Granger para os mercados de Café e Boi gordo	91

Tabela 14 Resultado do teste de causalidade de Granger para os mercados de Café e Boi gordo (subamostra jan/1999 – dez/2003	91
Tabela 15 Critério de Seleção de Ordem dos Lags de Co-integração para Café com variáveis Dummy.....	93
Tabela 16 Critério de Seleção de Ordem dos Lags de Co-integração para Café com variáveis Dummy.....	94
Tabela 17 Teste de Traço para Co-integração irrestrita Café-Câmbio (Jul/94-Dez/03)	94
Tabela 18 Teste de Máximo Autovalor para Co-integração Irrestrita (Jul/94 – Dez/03)	95
Tabela 19 Teste de Traço para Co-integração Irrestrita entre Café e Câmbio (Jan/99 e Dez/03)	96
Tabela 20 Teste de Máximo Autovalor para Co-integração Irrestrita para Café e Câmbio (Jan/99 e Dez/03)	96
Tabela 21 Coeficientes de Co-integração Irrestrita (normalizado por $(b \cdot S_{11} \cdot b = I)$	96
Tabela 22 Coeficientes de Ajustamento Irrestrito (alfa) para Café	97
Tabela 23 Coeficientes Normalizados e Ajustados da Co-integração para Café	97
Tabela 24 Número de Integrações relacionadas à série Café e câmbio (selecionados a 5%).....	97
Tabela 25 Critério de Informação por Rank e Modelos para as séries de Café ..	98
Tabela 26 Teste de Estabilidade do VAR café/Cambio	98
Tabela 27 Teste de diagnóstico e qualidade do ajuste para as equações de co-integração normalizadas	99
Tabela 28 Comparação dos modelos simétricos e erros gaussianos	103
Tabela 29 Comparação dos modelos simétricos e erros gaussianos (b)	104

Tabela 30 Estatística dos resíduos padronizados para alguns dos modelos estimados	107
Tabela 31 Resultados de Testes de Especificação dos modelos estimados	108
Tabela 32 Comparação dos modelos com assimetria e erros não gaussianos ..	111
Tabela 33 Testes de Razão de Verossimilhança	112
Tabela 34 Resultados de Testes de Especificação dos modelos estimados	113
Tabela 35 Testes de Especificação para as correlações condicionais - Crises Financeiras	116
Tabela 36 Estatística descritiva das Correlações Multivariadas de Café e Boi Gordo	117

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 Série de Preços e retornos para os mercados de Boi gordo, Café e Dólar Pronto (7/1994 – 12/2003).....	77
Figura 2 Estatísticas descritivas das séries de retorno (07:1994 – 12/1998)	79
Figura 3 Modelagem da Variância e Previsão de retorno para Café, boi gordo e Câmbio	91
Figura 4 Impulso e resposta para choques de câmbio para as commodities de Café e Boi gordo	102
Figura 5 Volatilidades Condicionais para Café e Boi Gordo	116

RESUMO

MÓL, Anderson Luiz Rezende. **Modelos multivariados dinâmicos: análise de contágio nos mercados de derivativos agropecuários**. 2006. 148p. Tese (Doutorado em Administração) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG¹.

O presente trabalho faz uma análise de identificação sobre a evidência de transmissão de volatilidade e contágio no mercado futuro das commodities agrícolas no Brasil e, em específico, no mercado de café e boi gordo. Foram estimados modelos uni e multivariados, mostrando a evidência real de contágio de crises financeiras recorrentes no mercado futuro de café e boi gordo. Analisa-se, portanto, a hipótese de existência de contágio, testada a partir da estimação de modelos multivariados de volatilidade. Havendo evidência da existência de quebra estrutural na estrutura de volatilidade das séries históricas das *commodities* boi gordo e café e tal quebra puder ser associada às crises financeiras, sugere-se evidência de contágio. Os resultados obtidos nesta tese fornecem evidência favorável à hipótese de contágio.

Palavras-chave: VAR, co-integração, MGARCH, causalidade de Granger, impulso resposta

¹ Comitê Orientador - Luiz Gonzaga de Castro Júnior (orientador); Thelma Sáfyadi (co-orientadora)

ABSTRACT

MÓL, Anderson Luiz Rezende. Dynamic multivariate models: contagion analysis in agricultural derivatives markets. 2006. 148p. Thesis (Doctor Program in Administration) – Federal University of Lavras, Lavras, Minas Gerais, Brazil. 1

The present papers makes an analysis of identification on the evidence of volatileness transmission and contagion in the futures market of the Brazilian agricultural commodities, in specific, coffee and beef market. It is analyzed, therefore, the hypothesis of contagion existence and it is tested starting from the estimate of multivariate models volatility. Having evidence of the breaking structural existence in the volatileness structure of the commodities historical series of beef and coffee and such breaking could be associated with the financial crises, suggests contagion evidence. The results gotten in this thesis supply evidence favorable to the contagion hypothesis.

Key-words: VAR, cointegration, MGARCH, Granger causality, impulse response

1 INTRODUÇÃO

Na década de 1990 ocorreu uma série de crises financeiras em diversos países, as quais tiveram fortes repercussões sobre outros países, muitos dos quais com poucos laços comerciais e ou financeiros. Como exemplos, podem-se citar as crises do México e da Ásia, quando países sem grandes vínculos comerciais ou financeiros com estes foram afetados.

Diferentemente dos mercados financeiros, nos mercados de *commodities* agrícolas a ciência tem mostrado pouco êxito no desenvolvimento de formas diferenciadas de avaliação e mensuração do risco de mercado. Isso porque existe uma convergência exacerbada e bastante limitada para as evidências empíricas, focadas em modelos univariados, dando pouca atenção às inter-relações e dinâmica multivariada que se referem ao fenômeno. Esta “miopia” científica impõe sérias limitações ao desenvolvimento da ciência, na medida em que muitos pesquisadores deixam de buscar novas propostas e formas estruturais para a explicação do fenômeno.

Uma questão, então, que se segue consiste em testar a existência de contágio destas crises financeiras nos mercados futuros de café e boi gordo. Esta particular proposta parte de um processo axiomático, segundo o qual os mercados futuros dessas duas *commodities* guardam relação com a cotação de câmbio da moeda americana. Empiricamente, a moeda americana, neste trabalho, assume característica de variável proxy, representativa do contágio sofrido pelo mercado brasileiro à elevação da volatilidade mundial relacionado às crises financeiras como pode ser conferido pelo trabalho de Almeida (2000), que confirma este contágio nos mercados brasileiros de capitais. Assim sendo, o câmbio torna-se elemento de transmissão às *commodities* pesquisadas da volatilidade presente nos mercados mundiais.

Isto posto, esta tese converge para um ponto em comum entre a análise teórica e a empírica, que é a busca de formas mais exatas e consistentes de avaliar os impactos exógenos das crises financeiras nos retornos de derivativos agrícolas. A relevância dada ao tema proposto consiste na fusão e na incorporação de técnicas econométricas mais complexas aos mercados de commodities agrícolas. Isso se torna possível graças às transformações que a atividade agropecuária vem enfrentando. As *commodities* agrícolas apresentam altas volatilidades em seus preços, já que são comercializadas internacionalmente; além disso, fatores como sazonalidade na produção, oferta, demanda e possibilidade de quebras de produção têm a participação efetiva de grandes investidores institucionais com grande poder psicológico em relação aos investidores individuais, o que promove maior possibilidade de realização de tendências nos níveis de preços por meio de movimentos em cadeia.

A possibilidade de entendimento deste ponto de vista é razão direta da racionalidade que o cientista tem acerca do seu próprio conhecimento. Assim, o ponto de partida da análise é o reconhecimento de que todas as teorias de risco são baseadas nas esperanças matemáticas de retorno. Quanto às implicações na natureza da metodologia, ou seja, na forma de obtenção de conhecimentos, é possível aplicar métodos não lineares, em busca de leis universais que expliquem e governem a realidade observada, ou métodos de pesquisa mais sofisticados que tratem de analisar os relacionamentos e as regularidades dos elementos componentes do mundo econômico.

Neste sentido, o entendimento da definição exatamente do que se entende por contágio é de extrema relevância. Naturalmente, as *commodities* que apresentam grande relação comercial com o mercado internacional apresentam movimentos conjuntos com o câmbio. Segundo Marçal e Pereira (2005), uma crise num país, por algum mecanismo de propagação, deve se alastrar com mais facilidade para *commodities* cujos laços econômicos são grandes do que para

outras cujos laços econômicos são pequenos. Este fato está relacionado ao conceito de interdependência e não ao contágio.

Uma crise financeira de grandes proporções deve ir além dos mecanismos usuais de transmissão e atingir rapidamente países e ativos que, em outros contextos, estariam isolados de tais eventos. A noção de crise financeira em si leva à idéia da existência de algum tipo de ruptura com o padrão prevalecente anteriormente, tornando mais provável que uma ampla gama de ativos financeiros e *commodities* seja afetada por uma crise em determinado país.

Com base no exposto, esta tese procura testar a hipótese de contágio a partir da estimação de dois modelos distintos de análise. O primeiro refere-se a uma análise univariada da volatilidade das *commodities* e o segundo, por meio de modelos multivariados de volatilidade. A hipótese de contágio será testada tentando-se averiguar em que medida há evidência de quebras estruturais nos padrões de volatilidade de derivativos dessas *commodities*.

Inicialmente, são discutidos as principais características das séries agropecuárias e os chamados fatos estilizados. Estas são as principais características das séries financeiras e, normalmente, são comuns, também, na grande maioria dos mercados agropecuários. Entre essas características, podem-se enumerar: a média próxima de zero, a pequena assimetria destas séries e a distribuição leptocúrtica. Outras características importantes, como a estrutura na volatilidade e as relações entre as séries em análise, serão também ilustradas neste item. Em seqüência, faz-se a apresentação dos modelos multivariados de volatilidade a serem estimados e a definição de contágio e interdependência, seguidas da metodologia e da descrição dos dados e do referencial teórico. Por fim, a análise de resultados e a apresentação das conclusões.

2 OBJETIVOS

2.1 Geral

O objetivo principal desta tese consiste na aplicação dos modelos uni e multivariados para a extração de volatilidades para duas séries agropecuárias, com as quais seja possível obter informações sobre o contágio medido pelo mercado de câmbio sobre os derivativos de café e boi gordo.

2.2 Específicos

Especificamente, buscou-se:

- analisar as características das séries agropecuárias de boi gordo e café, com vistas aos fatos estilizados na teoria financeira;
- modelar as séries de retorno, atentando para a constatação de hipótese de contágio;
- promover testes de co-integração e causalidade de Granger, como elemento colaborativo para testar evidência de contágio;
- aplicar modelos multivariados dinâmicos para corroborar/refutar a hipótese de contágio nos segundos momentos das séries.

3 FORMULAÇÃO DAS BASES TEÓRICAS PARA O ESTUDO

3.1 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 o Brasil grande consumidor, um elevado percentual do café aqui produzido 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 início do século passado, o Brasil chegou a deter 80% do mercado internacional de café. Na década de 1960, esta participação caiu para cerca de 40% e, no final dos anos 90, seu market share situou-se ao redor dos 25%. Apesar disso, o café ainda é uma grande fonte de receitas, representando grande fonte de divisas para o Brasil, sendo grande gerador de empregos, possuindo, assim, grande importância na área econômica e social (Ponciano, 1995).

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 clara a saída do Estado como agente garantidor de condições de créditos para a agricultura, como existia no passado. 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, não tendo a criação de novas alternativas de comercialização apresentado 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 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 resultante da 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 do setor, 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 redefiniram 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 em níveis satisfatórios.

A produção mundial de café tem apresentado um franco crescimento desde 1996. 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. A produção mundial, segundo Ponciano (1995), é muito instável, alternando entre períodos de consideráveis altas e períodos de grandes baixas, devido às influências climáticas e, ainda, a alterações políticas e econômicas e, mesmo, à divulgação de previsões de safras, muitas vezes especulativas, como tem ocorrido nos últimos tempos. Estas razões tornam 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, no 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.

Dessa forma, além do mercado de café apresentar-se em cenários internacionais mais competitivos e, por conseguinte, mais voláteis, a inferência de preços futuros, vinculada à moeda americana, sugere forte influência das crises financeiras na precificação dos contratos futuros. Nesse contexto, o teste de evidência por contágio financeiro de crises internacionais gera melhores condições de entendimento da dinâmica de sua volatilidade, apontando novos rumos e estudos para explicações estruturais de volatilidade.

3.2 Boi gordo, mercado e risco

Tanto quanto o mercado de café, a pecuária de corte também tem passado por grandes transformações, nos últimos anos. Assiste-se a um período extremamente promissor para o mercado de boi gordo. Esta tendência tem sido propagada desde o ano de 2004, quando o Brasil consolidou a posição de maior exportador de carne bovina do mundo, superando países como a Austrália e os Estados Unidos. A quantidade de compradores tem se elevado consistentemente, o que colabora para a condução da integração regional e nacional, revelando a preocupação em promover a integração entre os mercados, dentro da idéia de formação de aglomerados econômicos.

Para Gaio et al. (2005), este movimento em busca da organização e da integração dos mercados vem despertando, cada vez mais, o interesse pelo setor agropecuário, entendido como setor chave, devido à sua capacidade de gerar renda, emprego, segurança alimentar e divisas, a curto e médio prazo.

Nesse sentido, a utilização dos mercados de derivativos, devido às mudanças no setor rural brasileiro, vem ganhando importância e se tornando uma importante ferramenta de auxílio para os agentes econômicos na precificação das *commodities* agropecuárias (Fontes et al., 2002).

A análise da relação dos preços com a volatilidade do câmbio permite inferir o grau de alinhamento da *commodity* à moeda americana, tendo em vista o cenário de grande volatilidade nos períodos de crise e da sua maior inserção na pauta de exportações brasileiras. O grau de associação desta *commodity* com o câmbio pode revelar a presença de grandes *traders* e investidores no mercado, ampliando o ponto de análise de uma associação micro para uma associação macro, em que não apenas as variáveis endógenas diretamente ligadas à *commodity* (oferta e demanda agregada, estoques mundiais e fatores climáticos) implicam em elevações estruturais de sua volatilidade.

Instrumentos eficientes e modernos de comercialização têm sido usados em larga escala nas economias desenvolvidas (mercado futuro e de opções), com vista ao desenvolvimento de ambiente de preços mais estáveis para os agentes. Segundo Fontes *et al.* (2004), trata-se de um mercado que evoluiu, paulatinamente, das formas tradicionais de comercialização para uma atividade poderosa, pois movimentada, mundialmente, bilhões de dólares anuais, empregando centenas de milhares de pessoas e cujo volume de negócios, muitas vezes, é igual ao do mercado de ações dos países desenvolvidos.

A cotação do boi gordo no mercado nacional, assim como toda *commodity* agropecuária, se altera de acordo com as variações de oferta e demanda mundiais e com as especulações do mercado.

Para que se tenha uma boa explicação sobre o mecanismo de formação de preços agropecuários, deve-se partir do conhecimento estrutural do mercado que está sendo analisado. De acordo com Barros *et al.* (1997), o mecanismo de formação e determinação de preços e produção opera sob a dependência de uma superestrutura institucional.

Com relação à volatilidade sazonal, o principal problema é a variação de preços, tão comum em períodos em que há pressões de oferta ou demanda, ou seja, dada uma situação de desequilíbrio, quando, por exemplo, a oferta supera a demanda, o preço pago ao produtor tende a sofrer reduções, às vezes, alcançando níveis insuficientes para cobrir os custos de produção. Este tipo de situação, geralmente, ocorre devido à descapitalização do pecuarista, que se vê obrigado a vender seu rebanho, ou parte dele, para conseguir o volume de capital de giro que lhe permita o bom gerenciamento dos negócios, e também por causa da perecibilidade do produto em questão. Entretanto, parte das oscilações sentidas na volatilidade da *commodity* agrícola, em determinado momento, pode ter sido gerada pelo contágio dos mercados financeiros. Esta suposição parte da evidência e da relação próxima das cotações da *commodity* no futuro e os níveis

de câmbio predominantes nestes períodos, promovendo realinhamento estrutural de equilíbrio do preço dos contratos no mercado.

É importante destacar que a carne bovina tem apresentado resultados positivos na balança comercial brasileira, já que os países europeus vêm importando grandes quantidades deste produto, pois seus rebanhos sofreram consecutivos problemas, como febre aftosa e doença da vaca louca. Os índices de exportação vêm crescendo devido à intensa mudança estrutural que ocorreu nestes últimos anos. Segundo Santos (1999), a bovinocultura de corte tem deixado de ser uma atividade extrativista, ao permitir o uso intensivo de tecnologia e ao adotar modelos de gerenciamento mais eficazes, visando obter maior eficiência e, assim, garantir seu espaço no quadro competitivo mundial. Dessa forma, a busca por ganhos de produtividade, qualidade, redução de custos e agregação de valores tem sido exaustivamente perseguida. Estes fatores são imperativos para o enfrentamento do forte cenário de competitividade dos mercados externo e interno.

A comercialização de boi gordo em mercados derivativos, por meio de bolsa de mercadorias, apresenta-se como um importante instrumento competitivo no mercado nacional e vem ganhando importância, pois, com a tendência da profissionalização da atividade, a utilização de mecanismos que garantam preços é cada vez mais ampliada.

Assim, é importante conhecer a dinâmica do mercado futuro de boi gordo diante de crises financeiras fortes, tendo em vista a influência aparente do câmbio nas estratégias de maximização de receita do pecuarista. Dessa forma, a combinação da comercialização do boi gordo, de maneira correta e embasada em conhecimentos de transmissão de volatilidade e contágio, possibilita um aumento da capacidade de decisão dos agentes, tanto quanto possibilita informação para os agentes reguladores quanto aos desequilíbrios potenciais que podem ser sentidos por essas *commodities* em momentos de crise financeiras.

3.3 Mercado de derivativos

O mercado de futuros refere à venda de contratos de compromissos de compra (*calls*) ou venda (*puts*) de determinado ativo, numa data específica no futuro, por um preço previamente estabelecido (Hull, 1996).

Assim sendo, os instrumentos derivativos são definidos como sendo produtos financeiros ou agropecuários cujo valor depende ou deriva do comportamento de um outro ativo denominado ativo-objeto. Nesse sentido, 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, um título ou uma *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 determina, uma das classes mais simples de derivativos. Entretanto, mercados futuros divergem dos mercados à vista no que se refere às negociações de compra ou venda de um ativo ou produto. No mercado futuro, são negociados apenas contratos.

Os três principais agentes envolvidos nestas negociações são: (i) os *hedgers*: produtores ou compradores de determinada mercadoria que querem garantir um preço para, no futuro, diminuir possíveis riscos de oscilações; (ii) os especuladores: que, ao contrário dos *hedgers*, não desejam ficar expostos a movimentos adversos dos preços e que agem abrindo e fechando posições

(comprando ou vendendo contratos), apostando na alta ou na queda dos preços, e (iii) os arbitradores: que travam um lucro sem risco, realizando transações simultâneas em dois mercados distintos (HULL, 1996).

Para Leuthould (1989), as principais funções econômicas dos mercados futuros são: (i) facilitar a administração do risco, provendo facilidades para a geração de proteção contra as variações de preços (*hedging*); (ii) facilitar a estocagem de bens, por meio do uso da diferença entre os preços futuros e os preços à vista (base); (iii) 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 (iv) 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.

No Brasil, a experiência com mercados futuros se iniciou em 1917, com a criação da primeira bolsa de *commodities* agrícola, a Bolsa de Mercadoria de São Paulo (BMSP), que iniciou a operação com futuros de algodão. Durante as décadas de 1970 e 80, a BMSP lançou diversos outros contratos de *commodities* agropecuárias. Entretanto, o grande avanço desses mercados se deu em 1986, com o início das operações da Bolsa Mercantil e de Futuros, nos moldes internacionais e que, logo em seguida, se uniu à Bolsa de Valores de São Paulo, dando origem a Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), atualmente com diversos contratos futuros transacionados.

Os mercados futuros, para funcionar, precisam de algumas condições necessárias, mas não suficientes, tais como: (i) atomização do mercado: principalmente para que não haja poder sobre a formação dos preços de firmas ou indivíduos, assegurando um mercado competitivo; (ii) ausência de controle governamental: os mercados futuros são aqueles que negociam a incerteza dos preços futuros, com a interferência do Governo, essa incerteza pode ser

minimizada ou eliminada; (iii) volatilidade dos preços: os preços devem ter alta volatilidade, pois, se não possuem variabilidade, não oferecem interesse de negociação com futuros; (iv) padronização: a falta de padronização inviabilizaria as prováveis liquidações de contratos, por meio de divergências entre as partes, e, por fim, (v) atuação ativa dos participantes do mercado físico: essa participação garante a vinculação com os preços à vista, levando à convergência na data da liquidação dos contratos.

3.4 Mercado futuro de café e boi gordo

Os mercados futuros de café arábica e do boi gordo da Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) ampliam a importância da orientação da produção e do gerenciamento do risco de preços. A BM&F, nos últimos anos, vem apresentando um rápido crescimento do volume de contratos negociados. O que prevalece para vigorar nos mercados derivativos agropecuários é a necessidade de os 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.

O mercado futuro de café, tanto quanto o de boi gordo, vem se caracterizando como ambiente de grandes flutuações de preços. Dessa forma, ocorrem variações de receita, principalmente para os produtores rurais, os armazenadores, os pecuaristas e os frigoríficos, podendo gerar resultados financeiros insatisfatórios.

O mercado futuro, 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, podem-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 desses vencimentos. Já para a *commodity* boi gordo, as negociações podem ser promovidas para contratos com vencimentos mensais, haja vista a existência de contratos vencíveis para cada mês do ano.

Tanto para os contratos de café quanto para os de boi gordo, são especificadas todas as normas referentes às *commodities*, tais como qualidade, moeda de negociação, metodologia de cálculo de ajustes, liquidação, etc., como pode ser conferido nos contratos disponíveis no *site* da BM&F². Um fator de grande relevância, que pode promover diferenças estruturais na análise proposta por esta tese, reside no fato de a moeda de aferição dos contratos de café ser o dólar (dólar/saca 60 kg) e, para o contrato de boi gordo, reais (Reais/@).

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*. Dessa forma, estes são obrigados a pagar ou receber 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.

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 ao pagamento de ajustes. Assim sendo, a decisão de investir nos mercados de

² Ver www.bmf.com.br

futuros traduz-se em gestão organizada dos riscos de preços. E, nesta proposta, identificar a transmissão de volatilidade e contágio promovido pelas crises financeiras tem um caráter empírico único e de grande relevância.

Dessa forma, a identificação de padrões das séries assume destaque dentro dos objetivos das análises quantitativas em gestão de riscos. Em conjunto com a teoria econômica, diversas técnicas de modelagem têm auxiliado a tomada de decisões por parte dos agentes envolvidos em atividades que necessitam de planejamento, avaliação de políticas e redução da incerteza. Um dos objetivos das previsões econômicas, a redução da incerteza, é de especial importância dentro do setor agropecuário, constantemente sujeito a distúrbios irregulares.

Desse modo, a produção agropecuária necessita de instrumentos que minimizem o risco e auxiliem no processo de tomada de decisão dos agentes participantes do agronegócio (produtores, compradores e investidores em geral).

No intuito de administrar riscos de mercado (oscilação de preços), o mercado futuro permite a permuta destes riscos com especuladores, apresentando-se como importante instrumento de segurança e sinalização de preços para todos os participantes da cadeia agroindustrial.

Entretanto, buscam-se evidências mais amplas que tendam para a elucidação de componentes não cíclicos que expliquem, mesmo em parte, as variações de volatilidade no âmbito dos contratos futuros. Assim sendo, buscam-se evidências de quem mais do que choques de oferta e demanda pelas *commodities* disponíveis, os choques financeiros propagam-se na forma de contágio também nos mercados agropecuários.

3.5 A especulação e as crises financeiras

Uma infinidade de economistas, entre os quais destaca-se Kindleberger (1989), associa a eclosão das crises financeiras com a especulação, pois,

historicamente, esses episódios, quando o empreendimento se converte em bolhas no turbilhão especulativo, encontram-se ao redor das crises financeiras e das econômicas. Deduz-se que existam condições objetivas que transformam a especulação em atividade lucrativa, nas quais a atividade especulativa é, de fato, extremamente atraente. No caso de Keynes, a especulação é atraente ao redor das crises econômicas, mas, o sentido desta relação não é claro: a especulação levaria à crise ou seria o contrário?

Entretanto, a globalização financeira, que se consolidou ao longo dos anos 1980, constitui um desdobramento das tendências já presentes no sistema financeiro internacional, a partir da emergência do euromercado, nos anos 1960 e da adoção do sistema de taxas de câmbio flutuantes, em 1973. Ao contrário do defendido por vários analistas, este processo não foi um resultado inexorável das pressões das forças de mercado em prol da liberalização e ou dos avanços tecnológicos nas áreas de telecomunicações e de informática. Apesar do papel desempenhado por esses fatores, no sentido de facilitar e ou acelerar a emergência do ambiente de finanças globalizadas, seu determinante principal foi o conjunto de decisões políticas dos países centrais e, principalmente, dos EUA, a partir do final dos anos 1960, com o objetivo de assegurar a supremacia do dólar no sistema monetário e financeiro internacional.

Como destaca Strange (1986), em sua análise precursora do processo de globalização financeira (nos termos da autora, do “capitalismo cassino”), dois tipos de decisões foram essenciais para o surgimento e a consolidação desse processo: as decisões negativas (ou não decisões), que se referem à não-interferência dos governos nos mercados e as decisões positivas, ou intervenções mediante regras ou recursos financeiros para influenciar ou restringir os mercados. Dentre as decisões negativas, destacam-se: a ruptura unilateral, pelo governo americano, do acordo de Bretton Woods; a incapacidade ou imobilidade dos governos dos países desenvolvidos em estabelecer um novo sistema

monetário internacional naquele período e a não-ação do governo inglês frente ao desenvolvimento do euromercado. Dentre as decisões positivas, que impulsionaram e viabilizaram a globalização financeira, podem-se citar as políticas de liberalização e abertura financeiras implementadas pelos EUA e Inglaterra na segunda metade da década de 1970 e pelos demais países desenvolvidos nos anos 1980 (Strange, 1986).

Helleiner (1994) reforça e atualiza os argumentos de Strange (1986), realizando uma análise detalhada do papel desempenhado pelos estados nacionais, principalmente pelos EUA, Inglaterra e Japão, “as potências hegemônicas, atual, decadente e emergente”, respectivamente na emergência das finanças globais. Dentre as ações e não-ações (as decisões políticas positivas e negativas, nos termos de Strange) em prol dessa emergência, Helleiner enfatiza as intervenções dos governos do G-7, apoiadas pelo *Bank for International Settlements* (BIS) e ou Fundo Monetário Internacional (FMI), nas crises internacionais de 1974, 1982 e 1987, as quais foram essenciais para evitar sua transformação em crises sistêmicas. Destaca também o papel central desempenhado pelo BIS na reemergência das finanças globais, tanto no sentido de facilitar e estimular a cooperação entre os bancos centrais, desde os anos 1960, quanto de servir, a partir de 1974, como um fórum de discussões para a criação de instrumentos voltados para a prevenção de crises financeiras, como o aperfeiçoamento dos mecanismos de supervisão e regulamentação bancárias.

O conjunto de transformações financeiras, subjacente ao processo de globalização, surgiu nos EUA e passou a contaminar os demais países e o sistema financeiro internacional devido à posição do dólar como moeda-chave, associada, a partir dos anos 1970, ao poder financeiro dos EUA, apoiado na importância dos bancos americanos neste sistema e na dimensão do seu mercado financeiro doméstico (Freitas, 1997 e Cintra, 1997). Essas transformações, intrinsecamente interligadas, podem ser sintetizadas nos termos de

desregulamentação e ou liberalização monetária e financeira, securitização das dívidas, institucionalização das poupanças e a proliferação de novos instrumentos financeiros, com destaque para os derivativos.

Essas transformações na dinâmica financeira internacional têm resultado numa tendência crescente de homogeneização das formas institucionais e dos padrões de regulação dos sistemas financeiros domésticos (Canuto & Lima, 1999). As fronteiras tradicionais entre instituições bancárias e não bancárias estariam perdendo relevância diante do avanço das inovações financeiras e da integração dos mercados, contra a face do processo de desregulamentação e abertura financeiras.

Uma decorrência desse movimento é a forte expansão da participação das instituições não-bancárias nos sistemas financeiros domésticos. Se se tomar o caso norte americano, reconhecidamente caracterizado pelo maior desenvolvimento dos mercados financeiros, nota-se uma forte redução na participação dos bancos no gerenciamento dos ativos financeiros pessoais.

Segundo Cunha e Prates (2001), em 1980, os bancos respondiam por 50% destes recursos. Em 1995, eram responsáveis por somente 18% dos ativos pessoais. Em um movimento simetricamente oposto, as instituições não-bancárias detinham cerca de 18% destes ativos em 1980 e 42% em 1995 (IMF, 1998c). Esse fenômeno da “desintermediação financeira” (Cintra & Freitas, 1998) marca tanto a gestão dos recursos financeiros pessoais quanto a busca de fontes alternativas de financiamento por parte das empresas. A participação das emissões de títulos de dívida por parte de empresas privadas tem crescido expressivamente. Em 1998, o volume líquido de emissões de títulos de dívida foi de US\$ 678 bilhões. Por meio desses instrumentos, podem-se captar recursos diretamente no mercado internacional de capitais. Deste total, as emissões de corporações representaram 19%, ou US\$ 127 bilhões; as emissões do setor público, 27% e as de instituições financeiras, 54%. Em 1993, o total de emissões

foi de US\$ 189 bilhões. As emissões corporativas representaram somente 3,4%, ou seja, US\$ 6,6 bilhões (BIS, 1999). Assim, essa desintermediação não significa a ausência de intermediação. Implica, na verdade, uma diversificação da captação e aplicação de recursos financeiros em direção aos investidores institucionais e, sendo assim, em alguma medida, as operações financeiras passam a não comprometer diretamente a estrutura patrimonial dos bancos.

A expansão das finanças internacionais pode ser mais bem percebida pela magnitude dos valores envolvidos (IMF, 1998c). Em 1995, somente os ativos dos investidores institucionais (fundos de pensão, seguradoras, fundos mútuos, etc.) dos países que compõem o G7 atingiam o montante de US\$ 20 trilhões ou 110% do seu PIB conjunto, ou, ainda, algo em torno de 2/3 do PIB mundial. Na década de 1990, esses ativos cresceram a uma taxa média de 13% ao ano, cinco vezes mais do que o crescimento médio anual do produto. Em 1975, as transações internacionais com ações e títulos de dívida representavam 4% do PIB nos EUA, 2% no Japão e 5% na Alemanha. Em 1997, esses valores subiram para, respectivamente, 213%, 96% e 253%. A emissão de ações no mercado internacional tem crescido aceleradamente para alguns países, atingindo, entre 1990 e 1997, um incremento de mais de 6.000% na Alemanha e Itália, 2.000% no Canadá, 200% nos EUA e 65% no Japão. O turnover diário no mercado cambial, que representava US\$ 188 bilhões, em 1986, chegou à casa de US\$ 1,2 trilhão em 1995 e de US\$ 1,5 trilhão, em 1998 (IMF, 1999b). Nos mercados de derivativos, nota-se uma expansão ainda mais significativa, considerando-se os preços. Assim, em 1997 estima-se que tenha ficado em US\$ 12 trilhões o valor das operações nos mercados futuros e de opções de câmbio, o que representou 2,5 vezes o valor de 1992 e 17 vezes o valor de 1987. Em 1996,

o valor principal dos mercados OTC³ (taxas de juros, swaps cambiais, opções de juros, etc.) era de US\$ 24 trilhões, 30 vezes mais que o montante estimado em 1987, ou, para colocar em perspectiva, quase equivalendo ao PIB mundial de 1997, estimado em US\$ 30 trilhões. Em uma pesquisa mais recente, estimou-se em US\$ 72 trilhões o valor dos mercados OTC (IMF, 1999b).

Contudo, a expansão na liquidez financeira internacional tem uma contra face cada vez mais nítida: uma crescente instabilidade, que resulta em crises financeiras recorrentes, em especial nos países “emergentes”. Essa instabilidade é inerente ao contexto de crescente internacionalização e integração das finanças e predominância das operações com títulos negociáveis, no qual os choques são facilmente transmissíveis através das fronteiras - e, assim, manifestam-se nos mercados cambiais - e de um mercado a outro - mercados de capitais e de crédito - resultando em fortes flutuações nos preços dos ativos e das taxas de câmbio (Griffith-Jones, 1995 e Aglietta, 1995). Os protagonistas nesses mercados são os fundos mútuos e de pensão, os grandes bancos e a tesouraria das grandes empresas. Em condições de incerteza radical, esses agentes são obrigados a formular estratégias com base numa avaliação convencional sobre o comportamento dos preços e são os formadores de convenções. Suas estratégias são mimetizadas pelos demais investidores com menor porte e informação, implicando a formação de bolhas especulativas e posteriores colapsos de preços. Assim, esses mercados não atendem aos requisitos de eficiência, pois podem existir estratégias ganhadoras, acima da média, derivadas de assimetrias de informação e poder (Belluzzo & Coutinho, 1996).

Os comportamentos de manada também estão associados à estrutura de incentivos dos administradores de fundos. Se um gestor de um fundo particular é

³ O BIS divide as estatísticas dos mercados de derivativos em dois grandes blocos: (i) os instrumentos negociados diretamente nos mercados - *exchange-traded instruments*, (ii) e os instrumentos negociados nos mercados de balcão - *over the counter* (OTC).

o único a tomar uma decisão equivocada, perdendo uma oportunidade de lucro que todos aproveitam, sua instituição receberá uma “punição” do mercado. De forma contrária, se a estratégia revela-se incorreta ex-post, mas é adotada por todo o mercado, o erro é coletivo e as perdas gerais podem ser amenizadas por uma operação de resgate - como ocorreu de fato na crise do México de 1994 (Griffith-Jones, 1996).

Em síntese, a globalização financeira apresenta-se com uma dupla face: de um lado, ampliou o volume das operações, flexibiliza seus instrumentos e agentes e acelera o tempo de transmissão das informações relevantes; de outro, resultou na emergência de um contexto de instabilidade financeira, expressa em crises recorrentes, cujos impactos recessivos são consideráveis, principalmente nos países em desenvolvimento.

3.6 As crises financeiras

Ao longo dos oito anos e meio em análise neste trabalho – jul/1994 a dez/2003 -, com a maior interligação entre os mercados mundiais, as crises locais acabaram tendo grande influência nos mercados mundiais. A seguir estão descritas sucintamente algumas das crises que contagiaram os mercados financeiros.

A primeira a ser analisada é a crise mexicana, ocorrida no final de dezembro de 1994. Esta crise foi provocada por uma grande fuga de recursos do México, levando à necessidade de desvalorizar a moeda nacional, o peso. Esta crise acabou contagiando os principais mercados emergentes, inclusive o brasileiro. De outra parte, destaca-se que ela teve um efeito muito menos amplo que as demais crises internacionais que ocorreram depois dela.

Após esta crise, observou-se um período de calma no mercado financeiro, quando este, devido às condições de crédito muito favoráveis, tornou-se muito alavancado. Esta alavancagem excessiva do mercado fez com

que as futuras crises tivessem um efeito muito maior, vis-à-vis as crises anteriores. Além disso, neste período, houve um enorme desenvolvimento das tecnologias de comunicação, que tornou possível uma maior atuação em vários mercados mundiais. A primeira crise após este período de calmaria foi a crise asiática.

A crise asiática teve repercussões muito mais amplas em relação às anteriores. Houve, neste período, nas principais bolsas mundiais, retornos muito negativos durante os dias imediatamente seguintes. Ela eclodiu no dia 21 de outubro de 1997, na Tailândia, devido a um forte movimento feito pelos fundos de pensão, que tiraram seus recursos do país, provocando uma enorme pressão sobre o bath, a moeda local. Isso ocorreu devido à forte desconfiança destes investidores na capacidade do governo de fazer as reformas necessárias na época, para equacionar os problemas econômicos pelos quais o país passava. Os efeitos, nos dias seguintes, sobre o mercado mundial foram muito fortes, principalmente no dia 27 do mesmo mês, quando o índice Dow Jones caiu mais de 7% e o índice Bovespa em, praticamente, 16%.

A crise russa ocorreu no final do mês de agosto e início de setembro de 1998. O primeiro dia de grande queda em todos os mercados mundiais ocorreu em 27 de agosto, quando o mercado percebeu a grave situação fiscal russa, devido aos decorrentes déficits fiscais. O G-7 mostrou que poderia não ajudar o governo russo, fazendo com que o Dow Jones caísse mais de 4%. A crise russa se agravou nos dias subseqüentes, provocando novas baixas fortes nos mercados mundiais no dia 31 de agosto, quando o Dow Jones caiu mais de 6%, sendo esta a terceira maior baixa da história deste índice. Para o mercado brasileiro, o pior dia da crise ocorreu no dia 10 de setembro, quando o índice Bovespa caiu, aproximadamente, 17% e houve a redução do *rating* brasileiro pelas agências Standard & Poor's e Duff & Phelps e a elevação da taxa Selic para 50%.

Em janeiro de 1999, com a desvalorização do Real, ocorrida no dia 13 de janeiro, o mercado brasileiro experimentou mais uma vez grandes perdas. Em setembro/outubro de 2001, com a aproximação das eleições e a evidência de ganho do candidato esquerdista à presidência, o mercado sentiu outra forte crise financeira, motivada pela instabilidade política brasileira.

3.7 Interdependência e contágio

Na década de 1990, uma série de crises financeiras em diversos países teve fortes repercussões sobre outros países, muitos dos quais com poucos laços comerciais e ou financeiros fortes. Por exemplo, a crise financeira do México, em 1995, teve repercussões sobre mercados dos mais distintos. Tanto países mais próximos, como Brasil e Argentina, como países asiáticos, sem grandes vínculos comerciais ou financeiros, foram afetados.

Uma questão, então, que surgiu foi tentar medir e testar a existência de contágio das crises financeiras nos mercados de derivativos agropecuários. O passo inicial obrigatório é definir exatamente o que se entende por contágio.

Corsetti, Pericoli & Sbracia (2003) fazem uma revisão das diversas formas de definição de contágio existentes na literatura. Segundo os autores, em muitos estudos, a idéia de correlação alta ou em crescimento, assim como alto nível de volatilidade que atinge simultaneamente vários ativos, é associada, na literatura, a contágio. Tal idéia pode levar a avaliações erradas em determinadas circunstâncias. A existência de interdependência é também consistente com correlação em alta ou volatilidade simultânea. Dessa forma, os autores propõem que a noção de contágio seja associada a aumento de correlação além da esperada por algum padrão de interdependência, ou seja, contágio estaria associado a aumento excessivo de correlações entre os ativos. No caso específico desta tese, avalia-se também o segundo momento da correlação entre as *commodities* agrícolas e o câmbio spot.

3.8 Gestão de risco

Na esteira desse processo global e irreversível de integração das finanças mundiais promovido pela globalização financeira, a gestão de riscos torna-se irremediavelmente necessária e oportuna. Neste sentido, Jorion (1999) aponta três tipos gerais de riscos que envolvem as organizações produtivas. São eles: o risco de negócio, que está vinculado 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 a melhor compreensão dos riscos que podem afetar as operações com esses instrumentos e para que os mesmos atendam às reais necessidades, Jorion (1999) subdivide o risco em: (i) **risco de liquidez**: 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 resolve antecipar o fechamento de uma posição, acarretando na venda de parte de seus ativos; (ii) **risco operacional**: gerado por eventuais perdas, devido às falhas de sistemas e

ou de controles inadequados e erros humanos; (iii) **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; (iv) **risco de crédito**: pelo não cumprimento de um contrato por uma das partes e (v) **risco de mercado**: advindo 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.

O risco de mercado, portanto, pode ser medido sob 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*⁴, e o risco de mercado absoluto que mede as perdas de uma carteira de investimentos sem quaisquer relações com índices de mercado. Especificamente, esta tese trata o conceito de risco em sua forma absoluta dinâmica, sem fazer alusão a algum ativo tomado como referência.

Dessa forma, a aplicação de métodos estatísticos e, principalmente, os modelos econométricos de séries de tempo tendem a promover evidências sobre a hipótese de contágio associada à variação de volatilidade presente nestes dois mercados, em momentos de crise financeira mundial.

⁴Um 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.

4 MÉTODOS PARA A EXTRAÇÃO DA VOLATILIDADE DE SÉRIES DE RETORNOS

4.1 Modelos de séries de tempo

Partindo do princípio de que dados são analisados no tempo, podem-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 se estar 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 (1991a) 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 & Tolo (1989) e Priestley (1965).

A abordagem no domínio do tempo, geralmente, pressupõe que a correlação entre as observações adjacentes é mais bem 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.

4.2 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 Morettin & 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 a 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 se procura determinar o tipo de modelo a ser usado, com base na análise das autocorrelações; ii) a seguir, 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:

- a) considerar uma classe geral de modelos para análise (especificação);
- b) identificar um modelo com base nas funções de autocorrelações (FAC), autocorrelações 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.

4.2.1 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 residuo (ou ruído)

4.2.2 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, 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

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

4.2.3 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

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

4.3 Modelos de variância condicional

4.3.1 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 supor $\{x_t\}_1^T$ 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 autocorrelação $r_{i,x}$ 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 iguais 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 centrou-se primariamente no momento condicional, com qualquer dependência temporal nos momentos de ordem mais altas, 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, dada 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 heterocedasticidade, 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 esses 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, a variância incondicional igual a:

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

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.

Nesse 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.

4.3.2 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 na necessidade de estimação de um grande número de parâmetros. Este modelo, 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 (9) é denominado *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedascity*, ou modelo GARCH (p,q), em que q representa a ordem do componente ARCH e p a ordem do componente GARCH. Nesse 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 (1,1,1):

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

A vantagem desta especificação é a de que ela contém poucas restrições nos parâmetros. As condições para a variância de o 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 próximo de um for o somatório dos coeficientes, maior será o efeito daquela informação (choque) no decorrer do tempo, necessitando, assim, de mais dias para dissipar-se totalmente.

4.3.3 Modelo TARCH

Nos mercados financeiros, observa-se que períodos de quedas nos preços são frequentemente 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 (1991a). A variância condicional do modelo Tarch (1,1,1) (*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 ($\varepsilon_{t-1}<0$) têm um impacto de $\alpha+\gamma$ e informações positivas ($\varepsilon_{t-1}>0$) têm impacto α .

4.3.4 Modelo EGARCH

No modelo EGARCH (p,q) (*Exponential GARCH*), proposto por Nelson (1991b), os choques têm efeito exponencial e não quadrático. A especificação da variância condicional para o modelo EGARCH (1,1,1) 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-se que, quando $\gamma = 0$, é indicativo de ausência de assimetria na volatilidade. Nesse 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 leptocúrtica.

A definição da metodologia aplicada à série histórica de contratos futuros de café depende, dentre outros fatores, da análise da sua distribuição e das variáveis endógenas que compõem o modelo.

5 MODELOS DE VOLATILIDADE MULTIVARIADOS

5.1 Co-integração

A teoria econômica está repleta de exemplos em que duas variáveis, embora não guardem nenhum tipo de relação no curto prazo, passam a não divergir além de certo montante no longo prazo. A idéia de co-integração - ou tendência estocástica como característica comum - pode ser útil em testes deste fenômeno porque permite a especificação de modelos que capturam esta propriedade, abrindo a possibilidade de ela ser testada.

À luz da definição, dizer que duas séries de tempo co-integram é o mesmo que dizer que existe uma combinação linear destas que retira a tendência estocástica que apresentam (reduzindo, portanto, a sua ordem de integração). Neste novo contexto, δ_c passa a ser denominado de parâmetro de co-integração. A literatura a respeito de co-integração é bastante extensa e suas propriedades estão bem detalhadas nos *papers* de Engle & Granger (1987) e Johansen & Juselius (1990). Neste último, é derivado o estimador de máxima verossimilhança para o vetor de co-integração, cuja distribuição assintótica é mais precisamente determinada, gerando uma nova e mais eficiente estatística do teste de razão de máxima verossimilhança. O motivo para se esperar estimadores e estatísticas de teste melhores, comparados com aqueles gerados por regressões auxiliares, é o de que os primeiros levam em conta a estrutura dos erros do modelo base, o que é negligenciado na estatística LM.

Um dos principais resultados apresentados no *paper* de Engle & Granger (1987) sobre co-integração é o teorema da representação de Granger. Este teorema nos assegura que, na presença de co-integração, as séries podem ser representadas na forma de um modelo vetorial de correção de erros (VECM), que permite que componentes de longo prazo das variáveis obedeçam a restrições de equilíbrio, enquanto os componentes de curto-prazo têm uma

especificação dinâmica flexível. Usando o modelo estrutural expositivo, este seria:

$$\ln commodity_t = m_1 + \rho_1 \varpi_{t-1} + \gamma_{11} \Delta \ln commodity_{t-1} + \dots + \gamma_{1p} \Delta \ln commodity_{t-p} + \zeta_{11} \Delta \ln cambio_t + \dots + \zeta_{1p} \Delta \ln cambio_t + \varepsilon_{at} \quad (13)$$

$$\ln cambio_t = m_2 + \rho_2 \varpi_{t-1} + \gamma_{21} \Delta \ln cambio_{t-1} + \dots + \gamma_{2p} \Delta \ln cambio_{t-p} + \zeta_{21} \Delta \ln commodity_{t-1} + \dots + \zeta_{2p} \Delta \ln commodity_{t-p} + \varepsilon_{bt} \quad (14)$$

no qual m_i, ρ_i, γ_{ij} e ζ_{ij} são constantes para $i = 1, 2$ e $j = 1, \dots, p$; $\varpi_t = \ln commodity_t - \delta \ln cambio_t$, $\rho_1 + \rho_2 \neq 0$ e o vetor de erros é estacionário.

Repare que, para que as equações acima estejam balanceadas em termos $I(0)$, ϖ_{t-1} deve ser $I(0)$, o que implica que $\ln commodity_t$ e $\ln cambio_t$ devem cointegrar.

Logo, o VECM também implica em co-integração. Somado a isso, se $\ln commodity_t$ e $\ln cambio_t$ forem $I(1)$ e cointegradas, existirá causalidade de Granger em, pelo menos, uma direção, já que uma variável pode ajudar na previsão de outra. Isso segue diretamente da forma estrutural do VECM e da condição que $\rho_1 + \rho_2 \neq 0$, uma vez que ϖ_{t-1} aparecerá em, pelo menos, uma das equações e o conhecimento de ϖ_{t-1} aperfeiçoará a previsão de, ao menos, uma das variáveis $\ln commodity_t$, $\ln cambio_t$.

Contudo, a maior utilidade do VECM na presença de co-integração é o fato de este ter maiores chances de produzir previsões mais acuradas no curto prazo e de produzir, certamente, melhores previsões no longo prazo, condizentes

com a teoria econômica, quando comparado a modelos alternativos. Isso se justifica, pois, se as variáveis forem co-integradas e for utilizado um VAR nas primeiras diferenças, este estará mal especificado. Por outro lado, se os dados forem usados em nível, restrições importantes serão omitidas, sendo satisfeitas apenas assintoticamente, gerando perdas de eficiência e de previsão - justamente porque elas não foram impostas a priori, como no VECM.

O VECM também sugere uma transformação bastante apropriada, dado que as séries I(1) a serem investigadas são de preços de commodities agrícolas e taxa de câmbio disponível.

5.1.1 Testes de raiz unitária

O primeiro passo para a análise de co-integração é a verificação da ordem de integração das variáveis de interesse, ou seja, é preciso verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais e, em caso afirmativo, determinar se a ordem de integração é a mesma para todas as variáveis envolvidas. Existem diversos testes para verificar a existência de raízes unitárias em série temporais. Neste trabalho, serão utilizados os testes ADF desenvolvidos por Dickey & Fuller (1979,1981) e PP teste desenvolvido por Phillips-Perron (1988).

5.1.1.1 Teste Dickey-Fuller

O teste de Dickey-Fuller (ADF) é implementado pela realização da estimação da seguinte equação por mínimos quadrados ordinários (MQO):

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

no qual:

$$H_0 = \rho = 1$$

$$H_a = \rho < 1$$

A hipótese nula é a de que existe uma raiz unitária, ou seja, que $\rho = 1$. Entretanto, a representação mais comum é dada pela subtração de Y_{t-1} em ambos os lados da equação (15). Assim:

$$\Delta Y_t = \theta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

em que:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$$

$$\theta = \rho - 1$$

$$\varepsilon_t = \text{ruído branco}$$

Com a hipótese nula dada por:

$$H_0 = \theta = 0$$

$$H_a = \theta < 0$$

Entretanto, não se podem usar os tradicionais testes t e F para avaliar a hipótese de existência de raiz unitária. Assim, Dickey & Fuller (1979), por meio de experimentos de Monte Carlo, obtiveram os valores críticos que nos permitem testar esta hipótese. Dessa forma, o procedimento adequado é

comparar a estatística t referente a θ sob a hipótese nula com os valores críticos tabulados por Dickey e Fuller. A não-rejeição da hipótese nula indica a presença de uma raiz unitária, ou seja, a série é integrada de ordem 1 $[I(1)]$.

A correta especificação de (15) também é essencial para a realização do teste ADF. A omissão de termos determinísticos como constante e tendência leva o poder⁵ do teste a zero, causando a não-rejeição de uma hipótese nula falsa. Assim, conclui-se pela existência de uma raiz unitária, mesmo quando ela não existir. Dessa forma, é necessário testar as especificações com constante e com tendência e decidir qual a mais adequada para a realização dos testes de raiz unitária. Então, além de (15), é possível distinguir mais duas especificações:

$$\text{Com constante: } \Delta Y_t = \alpha + \theta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (17)$$

$$\text{Com constante e tendência: } \Delta Y_t = \alpha + \beta_t + \theta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

A decisão sobre qual especificação deve ser usada pode ser feita diretamente, por meio de testes sobre a significância do termo da tendência e da constante nas equações (17) e (18) ou por testes conjuntos de significância dos termos determinísticos e de raiz unitária. No primeiro caso, também se usam tabelas construídas por Dickey & Fuller (1981): em (17), usa-se a tabela $\tau_{\alpha\mu}$ para testar se $\alpha = 0$, dado $\theta = 0$. Em (18), usa-se a tabela $\tau_{\alpha\tau}$ para testar se $\alpha = 0$, dado $\theta = 0$ e $\tau_{\beta\tau}$, para testar se $\beta = 0$, dado que $\theta = 0$. No caso dos testes conjuntos, é necessário construir uma espécie de estatística F, chamada, por Dickey & Fuller (1981), de Φ_1, Φ_2, Φ_3 . Estas estatísticas são construídas da mesma maneira que testes F tradicionais:

⁵ O poder de um teste é a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula, dado que ela é falsa. Formalmente, ela é calculada como [1-erro tipo II]

$$\Phi_i = \frac{[SQR_i(\text{restrito}) - SQR_i(\text{irrestrito})]/r}{SQR_i(\text{irrestrito})/(T - K)} \quad (19)$$

em que:

SQR_i = soma dos quadrados dos resíduos

r = número de restrições

T = número de observações

K = número de parâmetros estimados no modelo irrestrito

Comparando-se o valor calculado em Φ_i com o valor apropriado que está em Dickey & Fuller (1981), pode-se determinar se a restrição é válida ou não. No caso da equação (17), podem-se testar as hipóteses conjuntas $\alpha = \theta = 0$ com a estatística Φ_1 . No caso da equação (18), podem-se testar as hipóteses conjuntas $\alpha = \beta = \theta = 0$ com a estatística Φ_2 e $\beta = \theta = 0$ com a estatística Φ_3 .

5.1.1.2 Teste Dickey-Fuller aumentado

O teste DF envolve a pressuposição de que o processo gerador dos dados (DGP) é um processo auto-regressivo de ordem 1 [AR(1)]. Entretanto, em se tratando de séries financeiras, é bastante provável que as variáveis sigam processos auto-regressivos de ordem maior do que 1. Se isso acontecer, o uso de uma representação AR(1) tornará os erros autocorrelacionados, devido à falha na especificação da estrutura de Y_t . O problema é que a autocorrelação invalida o uso da distribuição DF, pois ela tem como hipótese que ε_t é um ruído branco. Assim, no caso de Y_t seguir um processo auto-regressivo de ordem p [AR(p)], $p > 1$, é necessário usar o teste Dickey-Fuller aumentado (ADF).

Suponha que Y_t siga um processo auto-regressivo de ordem p . Assim, temos:

$$Y_t = \rho_1 Y_{t-1} + \rho_2 Y_{t-2} + \dots + \rho_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (20)$$

Com algumas transformações, é possível representar (20) da seguinte forma:

$$\Delta Y_t = \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (21)$$

em que:

$$\theta = \sum_{i=1}^p \rho_i - 1$$

$$\delta_i = - \sum_{j=1+i}^p \rho_j$$

O teste ADF consiste na estimação da equação (21) por mínimos quadrados ordinários. As hipóteses do teste são as seguintes:

$$H_0 = \theta = 0$$

$$H_a = \theta < 0$$

A não-rejeição da hipótese nula indica presença de uma raiz unitária na série Y_t . Na realidade, a equação (21) indica o modelo mais simples, sem constante e sem termo de tendência. As outras especificações possíveis são:

$$\Delta Y_t = \alpha + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (22)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_t + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (23)$$

Como o teste DF, para cada especificação deve-se calcular o valor de t relativo à hipótese nula e comparar com o valor crítico da estatística tabulada por Dickey e Fuller (1979). As estatísticas τ , τ_μ e τ_τ correspondem ao teste t para a estimativa do coeficiente da variável Y_{t-1} sob H_0 nas equações (21), (22) e (23), respectivamente. Além disso, podemos realizar também os testes conjuntos e os testes de significância sobre os termos determinísticos.

Um aspecto importante no teste ADF é a determinação do número de defasagens, ou seja, do valor de p em (21). Incluir muitas defasagens reduz o poder do teste, pois há a necessidade de estimar parâmetros adicionais e há uma perda de graus de liberdade. Incluir poucas defasagens impede a correta estimação de θ , pois o termo de erro ε_t deixa de ser um ruído branco (Enders, 1995).

Há várias formas de determinar o número de defasagens adequado. Como nenhuma forma é isoladamente superior às demais, este estudo utilizará as três formas mais usadas na determinação das defasagens. A primeira é a análise da autocorrelação dos resíduos. O correlograma dos resíduos deve se assemelhar ao de um ruído branco. Para um melhor diagnóstico, pode-se usar o teste de Ljung-Box, que constata se há qualquer autocorrelação significativa entre os resíduos. A estatística do teste é calculada por meio de:

$$Q = T(T+2) \sum_{k=1}^L r_k^2 / (T-K) \sim \chi_L^2 \quad (24)$$

com:

$$H_0 = \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_L$$

$$r_k = \frac{\sum_{t=k}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-k}}{\sum_{t=k}^T \hat{\varepsilon}_t^2}$$

A rejeição de H_0 indica que devemos usar mais defasagens para tornar os resíduos semelhantes a um ruído branco. Outro método usado é iniciar com um grande número de defasagens e analisar a significância estatística da última defasagem. Caso ela não seja estatisticamente significativa, deve-se diminuir o número de defasagens e repetir a operação com a penúltima defasagem. Este processo é realizado até que seja encontrada uma defasagem que seja estatisticamente significativa. Segundo Enders (1995), num caso puramente auto-regressivo, este procedimento indica o número adequado de defasagens com uma probabilidade assintótica de um, dado que a escolha inicial contemple o número de defasagens correto.

Outro método possível de ser utilizado são os critérios de informação, especificamente o Akaike Information Criterion (AIC) e o Schwarz Information Criterion (BIC). Quanto menores os valores dos critérios de informação, mais adequados se mostram o modelo e seu número de defasagens. Seu cálculo se dá da seguinte forma:

$$AIC = Ln \hat{\sigma}_\varepsilon^2 + (2/T)(R) \quad (25)$$

$$BIC = Ln \hat{\sigma}_\varepsilon^2 + \left[\frac{\ln T}{T} \right] (R) \quad (26)$$

em que:

$\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ = variância dos resíduos

T = número de observações

R = número de parâmetros

5.1.2 Procedimento de Johansen

Para identificar a existência de co-integração entre as séries de retorno de café e boi gordo com o mercado de câmbio foi usado o procedimento de Johansen (1988). Ao contrário de outros métodos⁶, este utiliza máxima verossimilhança para estimar os vetores de co-integração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de co-integração. Além disso, podem-se realizar testes sobre a significância dos parâmetros que compõem os vetores de co-integração, o que será fundamental para se estabelecer a existência ou não da transmissão de preços entre o mercado de câmbio e as commodities agrícolas e o grau de integração entre eles.

Suponha que X_t seja um vetor com n variáveis ($N \times 1$), $N \geq 2$, integradas de ordem 1 $I(1)$. Se se deseja identificar a co-integração entre estas variáveis, o primeiro passo é especificar o processo gerador de X_t como um vetor autorregressivo (VAR) envolvendo k defasagens de X_t :

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (27)$$

⁶ Notadamente, o procedimento de Engle e Granger (1987)

Sendo:

Π_i = matriz de parâmetros de ordem (N x N)

ε_t = termo de erro com $\varepsilon_t \sim IN(0, \Omega)$

A equação (27) pode ser transformada na seguinte expressão:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{K-1} \Delta X_{t-K+1} + \varepsilon_t \quad (28)$$

Sendo:

$$\Pi = \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_K - I$$

$$\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^k \Pi_j$$

I = matriz identidade

O formato da equação (28) é conhecido como modelo de correção de erro. Engle & Granger (1987) provaram que se temos um vetor de variáveis X_t com $X_t \sim CI(1,1)$, então, X_t pode ser representada sob a forma de um modelo de correção de erros. A principal vantagem dessa forma de especificação do sistema é que, nesse formato, são incorporadas informações sobre os ajustamentos de curto e longo prazo (Harris, 1995). Na realidade, a matriz Π (n x n) pode ser representada pelo produto das seguintes matrizes:

$$\Pi = \alpha\beta'$$

A matriz α é chamada de matriz de coeficientes de ajustamento e os seus elementos representam a velocidade de ajustamento das variáveis de interesse a desequilíbrios no curto prazo. A matriz β é chamada de matriz de

co-integração e contém os coeficientes que exprimem as relações de longo prazo entre as variáveis. Ambas as matrizes possuem dimensão $n \times r$, em que r é o número de vetores de co-integração.

A determinação do número de vetores de co-integração é feita pela análise do posto⁷ da matriz Π . Se o posto (Π) = 0, todos os elementos de Π são zero ($\Pi = 0$) e a equação (28) se transforma em um VAR em primeira diferença. Assim, não há nenhuma combinação linear estacionária entre as variáveis de X_t e, conseqüentemente, não existe co-integração. Se o posto é cheio, ou seja, se o posto (Π) = n , há $r = n$ colunas linearmente independentes em Π e a equação (28) representa um sistema de equações a diferença convergente. Assim, as variáveis de X_t são, na realidade, estacionárias, não cabendo qualquer análise de co-integração. Se o posto (Π) = r , com $0 < r < n$, então existem r vetores de co-integração, ou seja, as relações de longo prazo entre as variáveis de X_t são representadas pelas r colunas da matriz de co-integração β multiplicadas por X_{t-1} ($\beta' X_{t-1}$).

Uma forma de determinar o posto de uma matriz é observar o número de raízes características (ou autovalores) que são diferentes de zero. Assim, é possível determinar o número de vetores de co-integração por meio do exame da significância das raízes características estimadas de Π . Se as variáveis não são co-integradas, o posto de Π é zero e todas as raízes características serão estatisticamente iguais a zero. Se o Posto (Π) = 1 e ordenando-se as n raízes características, de forma que $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$, a primeira raiz característica estimada (λ_1) será estatisticamente maior que zero e as demais raízes serão estatisticamente iguais a zero. Partindo deste princípio, Johansen & Juselius (1990) desenvolveram dois testes capazes de determinar o posto da matriz Π . O

⁷ O posto (ou rank) de uma matriz é definido como o número de linhas e ou colunas linearmente independentes

primeiro teste é conhecido como teste do traço (λ_{trace}) e é usado para testar a hipótese nula de que existem, no máximo, r vetores de co-integração:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad r = 0, 1, 2, \dots, n-2, n-1 \quad (29)$$

em que:

$\hat{\lambda}_i$ = valor estimado dos autovetores obtidos da matriz β

T= número de observações

A hipótese nula segue:

$$H_0 : \lambda_i = 0 \quad i = r+1, \dots, n$$

A não-rejeição de H_0 indica a presença de, no máximo, r vetores de co-integração. Se H_0 for rejeitada, devemos repetir o teste para $r+1$ e determinar se existem $r+1$ vetores de co-integração.

O outro teste desenvolvido por Johansen & Juselius (1990) é o teste do máximo autovalor, que testa a existência de exatamente r vetores de co-integração contra a alternativa de existência de $r+1$ vetores. Ele é definido por:

$$\lambda_{Max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (30)$$

Com a hipótese nula dada por:

$$H_0 : \lambda_{r+1} = 0$$

A não-rejeição de H_0 indica a presença de, exatamente, r vetores de co-integração. É recomendável a realização de ambos os testes para a correta determinação do valor de r .

5.1.3 Determinação das defasagens e dos termos deterministas

Como nos testes de raiz unitária, a correta determinação do número de defasagens e dos termos deterministas é essencial para a realização dos testes de co-integração. A determinação do número de defasagens, ou seja, do valor de k em (28), pode ser feita por vários métodos. Esta tese utilizou a decisão pelos critérios de informação. A escolha se dá pelo modelo com número de defasagens que apresentar o menor valor nos critérios escolhidos. Neste trabalho, foram usados três critérios: *Akaike Information Criterion* (AIC), *Schwarz Information Criterion* (SIC) e o de Soma dos Quadrados dos Resíduos (SQR). A especificação é a seguinte:

$$AIC = \ln \left| \hat{\Omega} \right| + (2/T)(Kn^2) \quad (31)$$

$$SIC = \ln \left| \hat{\Omega} \right| + (\ln T / T)(Kn^2) \quad (32)$$

sendo que:

$$\left| \hat{\Omega} \right| = \text{determinante da matriz de variância-covariância estimada,}$$

T = número de observações

Kn^2 = número de parâmetros estimados

A inclusão de termos deterministas também é fundamental para a correta implementação do procedimento de Johansen. De forma geral, podemos representar a inclusão destes termos em (28) por:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{K-1} \Delta X_{t-K+1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (33)$$

podendo D_t representar tanto uma constante, uma tendência e ou uma variável dummy. A escolha dos termos determinista deve ser feita com o auxílio de uma inspeção visual nos dados e também por meio de testes apropriados sobre a significância dos termos deterministas. Especificamente, este trabalho incorpora variáveis dummy representativas para cada um dos períodos das crises financeiras.

5.1.4 Testes de hipóteses sobre os parâmetros α e β .

Os testes sobre os parâmetros α e β são essenciais para a análise de hipóteses sobre as características da integração entre os mercados de café e boi gordo analisados. Especificamente, eles permitem testar quais mercados efetivamente fazem parte do equilíbrio de longo prazo com câmbio e se a integração entre estes mercados e o câmbio pode ser considerada perfeita, ou seja, se uma variação no preço de um mercado é transmitida de maneira completa ao outro mercado no longo prazo.

Os testes sobre os parâmetros α permitem avaliar se as velocidades de ajustamento relativas a cada variável são significantes, além de permitir a comparação sobre a rapidez de cada uma no retorno ao equilíbrio de longo prazo. Os testes sobre os parâmetros β testam a relevância das variáveis no espaço de co-integração, por meio de testes de significância e, caso elas se mostrem significantes, o grau de integração entre os mercados analisados. Suponha, por exemplo, que a equação que expressa o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis seja dada por:

$$\beta' Z_t = \beta_1 P_1 + \beta_2 P_2 + \beta_3 P_3 + \beta_4 P_4 \quad (34)$$

No equilíbrio, temos que $\beta' Z_t = 0$. Assim, para que as variações nos preços do mercado 1 sejam transmitidas completamente e na mesma proporção para o mercado 2, a elasticidade de 2 em relação a 1 deve ser igual a um. Como as variáveis usadas neste estudo foram transformadas em logaritmos, tem-se que:

$$\frac{\partial P_2}{\partial P_1} \frac{P_1}{P_2} = \frac{-\beta_1}{\beta_2} = 1$$

Dessa forma, os mercados 1 e 2 serão perfeitamente integrados no longo prazo, se $\beta_1 = -\beta_2$. Para a realização destes testes, é necessária a construção de razões de verossimilhança que envolvam os modelos com e sem restrição. Assim, eles podem ser implementados da seguinte forma⁸:

$$-2 \log Q(H_0) = -T \sum_{i=1}^r \log \left[\frac{1 - \lambda_i^*}{1 - \hat{\lambda}_i} \right] \sim \chi_{r(n-m)}^2 \quad (35)$$

no qual:

T = número de observações,

r = número de vetores de co-integração,

λ_i^* = autovalores do modelo restrito,

$\hat{\lambda}_i$ = autovalores do modelo irrestrito,

n = número de variáveis,

⁸ Ver Johansen & Juselius (1990)

m = número de coeficientes β não restritos.

Assim, se o valor encontrado é menor que o valor crítico, não se pode rejeitar a validade do modelo com restrição. Caso contrário, se o valor encontrado for maior que o valor crítico, rejeita-se a validade da restrição.

Os testes sobre os parâmetros α também envolvem a construção de razões de verossimilhança. Assim, ele pode ser implementado da seguinte forma:

$$-2 \log Q(H_0) = T \sum_{i=1}^r \log \left[\frac{1 - \lambda_i^*}{\hat{1} - \lambda_i} \right] \sim \chi_{r(n-m)}^2 \quad (36)$$

T = número de observações,

r = número de vetores de co-integração,

λ_i^* = autovalores do modelo restrito,

$\hat{\lambda}_i$ = autovalores do modelo irrestrito,

n = número de variáveis,

m = número de coeficientes β não restritos.

5.2. Modelos VECH, BEKK e DCC

Um grande impulso para a modelagem das séries financeiras foi dado pelos trabalhos de Bollerslev (1986), Engle & Harvey, entre outros, com a formulação univariados dos modelos da família ARCH, GARCH e de volatilidade estocástica. Estes modelos foram generalizados para o caso multivariado.

O grande problema enfrentado na literatura dos modelos da família

GARCH multivariados consiste no número de parâmetros a serem estimados. Modelos bem simples em termos de generalidade podem rapidamente se mostrar intratáveis quando alguns ativos são adicionados ou uma estrutura temporal um pouco mais sofisticada é proposta. O grande desafio nesta literatura consistiu (e consiste) em criar modelos que compatibilizem generalidade e simplicidade na estimação. Na literatura, uma grande variedade de modelos foi proposta, dos quais os principais são: a) VEC e BEKK; b) modelos fatoriais e ortogonais; c) modelo com correlação constante; d) modelos de correlação condicional dinâmica e e) modelo de covariância dinâmica geral.

O modelo GARCH multivariado pode ser formulado como:

$$\xi_t = \varepsilon_t H_t^{1/2} \quad (37)$$

no qual ε_t representa um processo de dimensão k com média zero e variância dada por uma matriz identidade de ordem k e $E[\xi_t | \Omega_{t-1}] = 0$ e $E[\xi_t \xi_t' | \Omega_{t-1}] = H_t$. Como nos modelos GARCH univariados, H_t deve apresentar alguma forma de dependência dos valores defasados de H_t e de ε_t .

O modelo pode ser reescrito na forma VEC dada abaixo:

$$VEC(H_t) = W + A_1 vec(\varepsilon_t \varepsilon_t') + B_1 vec(H_{t-1}) \quad (38)$$

Este é o denominado modelo VEC. A grande vantagem deste modelo é sua generalidade, contudo, a desvantagem advém do grande número de parâmetros a serem estimados, mesmo para estruturas muito simples. O número de parâmetros cresce de forma não proporcional à dimensão dos sistemas. O

processo de estimação é particularmente difícil, não só por conta do número de parâmetros, mas também pela necessidade de impor restrições aos parâmetros, de forma a evitar variância negativa e garantir estabilidade.

Um outro modelo proposto é o BEKK⁹, apresentado abaixo:

$$H_t = W + \sum_{k=1}^K A_{1k} \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A_{1-k}' + \sum_{k=1}^K B_{1k} H_{t-1} B_{1k} \quad (39)$$

no qual W , A_{1k} e B_{1k} são matrizes $k \times k$ e W é uma matriz simétrica e definida positiva. No caso de dois ativos e $K=1$, têm-se:

$$\begin{pmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} w_{11} & w_{12} \\ w_{21} & w_{22} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{pmatrix}$$

O número de parâmetros ainda continua sendo um problema, apesar de ser menor do que a especificação VEC. A vantagem principal desta especificação reside pelo fato de não haver necessidade de imposição de alguma restrição sobre o espaço de parâmetros, para garantir que H_t seja positiva definida. Engle & Kroner (1995) mostram que este modelo pode ser reescrito na forma VEC e a representação é única. Agora, o contrário não é válido necessariamente. A questão discutida pelos autores na referência citada é quão grande tem de ser K , de forma a conter o maior número possível de modelos do tipo VEC.

Outra opção consiste nos modelos fatoriais, nos quais a volatilidade

⁹ Este nome reúne as iniciais de Baba, Engle, Kraft e Kroner, que propuseram o modelo.

das séries é modelada como sendo a soma de dois componentes. O primeiro consiste em componentes comuns aos ativos, enquanto o segundo, a componentes idiossincráticos a cada um dos ativos. Engle & Kozicki (1994) desenvolveram um teste LM para avaliar se há componentes comuns na volatilidade das séries. Um exemplo de aplicação às séries financeiras é o de Engle, Ng & Rothschild (1990).

Em Lin (1992) discute-se detalhadamente como deve ser feita a estimação deste tipo de modelo apresentado abaixo:

$$\varepsilon_t | \Psi_t$$

$$H_t = \Omega + \sum_{k=1}^K g_k g_k' \left(\sum_{j=1}^q \alpha_{kj}^2 f_k' \varepsilon_{t-j} \varepsilon_{t-j}' f_k + \sum_{j=1}^q \beta_{kj}^2 f_k' H_{t-j} f_k \right) \quad (40)$$

$$f_k' g = I$$

$$f_k' i = 1$$

O modelo representado pela equação (39) consiste numa simplificação bem parcimoniosa, em termos de parâmetros do modelo BEKK. A principal restrição deste modelo, na forma como é proposta, reside no fato de a fonte de heterocedasticidade advir dos fatores comuns e não de componentes idiossincráticos. Há várias formas de estimação dos parâmetros dos modelos: a) estimador em 2 estágios, supondo que os fatores comuns são conhecidos; b) estimador em 2 estágios atualizado, supondo que os fatores comuns são conhecidos; c) estimação por máxima verossimilhança, supondo que os fatores são conhecidos e d) estimação por máxima verossimilhança, supondo que os fatores não são conhecidos.

Já o modelo ortogonal pode ser visto como sendo um caso particular do modelo fatorial. A diferença entre os dois é que a matriz de variância e

covariância tem posto reduzido

Na formulação dada em Bollerslev (1990), têm-se:

$$\begin{aligned} h_{i,jt} &= w_{i,j} + \alpha_{i,j} h_{i,j,t-1} + \alpha_{i,j} \varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{j,t-1} & i = 1, \dots, k \\ h_{i,jt} &= \rho_{i,j} \sqrt{h_{ii,t}} \sqrt{h_{jj,t}} & i = 1 \neq j \end{aligned} \quad (41)$$

ou, alternativamente, a matriz $H_t = D_t^{1/2} R D_t^{1/2}$

No caso de dois ativos, tem-se:

$$H_t = \begin{pmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} \end{pmatrix}$$

Tse (2000), por exemplo, propõe um teste para avaliar se o modelo GARCH em que os coeficientes de correlações das séries são constantes ao longo do tempo é adequado ou não para representar um determinado conjunto de dados. O teste derivado é do tipo LM. Tal teste tem a vantagem de apenas exigir a estimação do modelo sob a hipótese nula, evitando a estimação de estruturas maiores. Segundo os experimentos feitos pelo autor, o teste apresenta baixa distorção de tamanho e bom poder para o tamanho de amostra, geralmente utilizado em finanças (cerca de 500 a 1.000 observações).

A grande restrição do modelo de correlação constante reside no fato de a matriz correlação temporal dos ativos ser constante ao longo do tempo. É muito provável que as correlações temporais das *commodities* e ativos financeiros flutuem ao longo do tempo, por conta da variação temporal de suas respectivas variâncias e covariâncias. Contudo, a simplicidade de estimação dos modelos de correlação constante torna-os muito atraentes.

Dois trabalhos recentes na literatura tentam relaxar a hipótese de

correlação constante - dando generalidade aos mesmos, mas sem perda da simplicidade na estimação. São eles os modelos de Tse & Tsui (2003) e Engle & Sheppard (2001).

O modelo de correlação condicional dinâmica (DCC) de Tse e Tsui (DCC-TT) pode ser definido da seguinte forma:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (41)$$

Em que D_t pode ser definida como sendo uma matriz diagonal com GARCH univariado, enquanto R_t é uma matriz de correlação dos resíduos padronizados, cuja dinâmica é dada por:

$$R_t = (1 - \theta_1 - \theta_2)R + \theta_1 \psi_{t-1} + \theta_2 R_{t-1} \quad (42)$$

em que θ_1 e θ_2 são parâmetros não negativos que obedecem à $\theta_1 + \theta_2 < 1$ e ψ_{t-1} é uma matriz positiva definida dada por:

$$\Psi_{ij,t-1} = \frac{\sum_{m=1}^M u_{i,t-m} u_{j,t-m}}{\sqrt{\left(\sum_{m=1}^M u_{i,t-m}^2 \right) \left(\sum_{m=1}^M u_{j,t-m}^2 \right)}} \quad (43)$$

em que: $u_{i,t} = \varepsilon_{it} / h_{it}$.

Uma condição necessária para garantir que Ψ_{t-1} seja positiva definida é que M seja maior que o número de séries em análise.

A estimação do modelo de correlação dinâmica da forma como

formulada por Tse & Tsui permite testar diretamente a hipótese de correlação constante por meio de um teste de razão de verossimilhança, comparando-se o valor da função de verossimilhança irrestrita (DCC-TT) com o valor da função de verossimilhança restrita (CC). O modelo de correlação constante é obtido impondo-se $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_T = 0$.

O modelo de correlação condicional dinâmica (DCC) de Engle (DCC-E) pode ser definido da seguinte forma:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (45)$$

no qual D_t pode ser definida como sendo uma matriz diagonal com GARCH univariados, enquanto R_t é uma matriz de correlação dos resíduos padronizados, cuja dinâmica é dada por:

$$R_t = \text{diag}(Q_t)^{1/2} Q_t \text{diag}(Q_t)^{1/2} \quad (46)$$

no qual Q_t pode ser definida como:

$$Q_t = \left(1 - \sum_{l=1}^L \alpha_l - \sum_{s=1}^S \beta_s \right) \bar{Q} + \sum_{l=1}^L \alpha_l u_{t-l} u_{t-l}' + \sum_{s=1}^S \beta_s Q_{t-s} \quad (47)$$

no qual $u_i = \varepsilon_{it} / h_{it}$, \bar{Q} é a matriz de variância não condicional e u_i e α_l e

β_s são parâmetros não negativos que satisfazem a $\sum_{l=1}^L \alpha_l + \sum_{s=1}^S \beta_s < 1$.

O modelo de covariância dinâmica geral é um modelo mais parcimonioso do que o modelo VEC, mas, ainda assim, geral o suficiente para

ter como caso particular uma série de modelos multivariados propostos na literatura.

O modelo de covariância dinâmica geral pode ser definido como:

$$H_t = D_t R_t D_t + \Phi \circ \Theta_t \quad (48)$$

$$\text{no qual } D_t = (d_{ijt}) \quad d_{iit} = (\theta_{iit}), \forall i \quad d_{ijt} = 0, \forall i \neq j$$

$$\Phi = (\phi_{ij}) \quad \phi_{ii} = 0, \forall i \quad \phi_{ij} = \phi_{ji}$$

$$\theta_{ijt} = \omega_{ij} + a_i \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1} a_j + g_i H_{t-1} g_j, \quad \forall i, j$$

$a_i, g_i, i = 1, \dots, N$ são vetores de parâmetros $N \times 1$ e $\Omega = (\omega_{ij})$ é positivo simétrico.

e R_t pode ser definido como no DCC-E (eq. 43, eq. 44) e DCC-TT (eq.46, eq.47)

O modelo GDC contém vários dos modelos descritos acima como casos particulares. A partir de algum tipo de restrição imposta ao modelo é possível obter DCC-E, DCC-TT, CC, BEKK e Fatorial (ver proposição 4 em Bauwens, Laurent & Roumbouts, 2003)

6 MATERIAIS E MÉTODOS

Nos modelos gerados nesta tese procura-se investigar em que medida existe um padrão comum de heterocedasticidade às séries de derivativos de café e boi gordo com a proxy de volatilidade de contágio: câmbio (dólares/reais). Esta análise será mediada por dois processos complementares: (i) uma análise univariada de tempo e (ii) uma análise multivariada das séries.

6.1 Materiais

As séries de câmbio pronto foram coletadas no *site* do IPEA e as séries futuras de café arábica e boi gordo pelo sistema de recuperação de informações da BM&F.

As séries futuras de café, boi gordo e câmbio compreendem dados diários de julho de 1994 a dezembro de 2003, compreendendo 2.588 observações para cada série completa. O intervalo cobre todos os períodos de crashes avaliados no trabalho (crise do México, Ásia, Rússia, Argentina, Brasil 1999 e Brasil 2002). As séries agropecuárias de café e boi gordo são montadas para o vencimento mais próximo, gerando janelas entre cada vencimento de contrato.

A escolha destas séries se deve ao fato de elas terem muita liquidez no mercado agropecuário e, portanto, podem ter sofrido alguma influência de vários choques, entre estes: a crise do México (dezembro de 1994), crise da Ásia (outubro de 1997), crise da Rússia (agosto de 1998), desvalorização do Real (janeiro de 1999), crise da Argentina (dezembro de 2001) e crise política no Brasil (dezembro de 2002). Além disso, para o mercado brasileiro, a mudança no regime de bandas cambiais (março de 1995) aumentou bastante a volatilidade das séries financeiras brasileiras.

Neste estudo, analisaram-se os retornos destas séries de café, boi e

câmbio, em vez de utilizar os preços. O uso dos preços logaritimizadas e retornos compostos continuamente das séries. O uso das séries de retorno ocorre em função, basicamente, dos preços dos ativos financeiros não serem estacionários e mesmo ergódicos, características necessárias para que se possa modelar o comportamento destas séries.

Dado que se deseja modelar a volatilidade dos retornos gerados pelas séries, calcularam-se os retornos instantâneos compostos continuamente por:

$$r_t = \ln \left[\frac{P_t}{P_{t-1}} \right] \quad (49)$$

Para muitas séries financeiras foi observado que os retornos são não-correlacionados e apresentam média muito perto de zero, ou seja, a série é um ruído branco. Com isso, tem-se que as séries de retorno não teriam previsibilidade na média e, portanto, a série de preços seria um passeio aleatório (random walk) e sendo, assim, impossível, com a informação passada, prever o período seguinte. Teríamos, então, para os preços, que:

$$E(P_{t+i} / I_t) = P_t \quad (50)$$

Em que I_t é a informação disponível até o instante t . Com isso seria impossível fazer qualquer previsão sobre a variação do preço de um ativo entre hoje e amanhã com a informação disponível.

Esta hipótese está relacionada à hipótese de mercados eficientes, nos quais seria impossível obter um ganho maior que o custo de oportunidade ao se realizar qualquer estratégia de investimentos com base em toda a informação disponível. Esta idéia de eficiência dos mercados é apresentada na literatura, entre outros, por Samuelson (1965) e Fama (1970).

O conceito de eficiência de mercado está ligado à definição do conjunto de informação disponível. Roberts (1967) classifica três definições possíveis de eficiência de mercado que são: (i) eficiência fraca, em que o conjunto de informação inclui somente o passado da série de preços e ou retornos; (ii) eficiência semiforte, em que o conjunto de informações inclui toda a informação pública disponível, segundo qualquer fonte de informação e (iii) eficiência forte em que o conjunto de informações inclui toda a informação pública disponível e também a informação privada.

Muitos estudos econométricos ao longo do tempo tentaram refutar a hipótese de eficiência dos mercados, principalmente a eficiência fraca de mercado. A rejeição da hipótese de eficiência fraca, dado que os conceitos são encaixados, implica a rejeição das outras hipóteses - semiforte e forte - também. O estudo seminal deste assunto remonta às origens da própria econometria, com o estudo de Cowles (1933).

Ao acrescentar à hipótese de não-correlação a hipótese de distribuição normal para a série de retornos dos ativos financeiros, tem-se que estes são independentes. Entretanto, a hipótese de eficiência de mercado não significa que os retornos das séries sejam normais e ou independentes e identicamente distribuídos. Mandebrot (1963) observa que, após movimentos bruscos numa série financeira, ocorrerão outros movimentos bruscos.

Este fato é chamado, na literatura, de conglomerados de volatilidade. Ou seja, mesmo que não haja previsibilidade na média, na variância é possível tentar modelar alguma estrutura, devido à aparente dependência na volatilidade dos retornos, refutando, assim, a hipótese de independência destes. Com isso, tem-se que as séries dos retornos são não-lineares. Assim sendo, baseia-se a análise em alguns modelos não-lineares que conseguem captar esta dinâmica da volatilidade.

Outra característica importante observada nas séries financeiras neste estudo foi a existência de caudas pesadas para a distribuição dos retornos, ou seja, a distribuição dos retornos é leptocúrtica, não sendo, portanto, gaussiana.

A percepção é a de que, mesmo que haja eficiência de mercado, existem várias características para as séries financeiras que as diferenciam das demais séries econômicas, como leptocurtose e conglomerados de volatilidade. Isso fez com que o estudo dessas características, os chamados fatos estilizados, ganhasse um grande destaque na literatura.

6.2 Métodos

6.2.1 Análise univariada

A investigação das propriedades das séries financeiras é um campo vasto de estudo na área de finanças e possui uma vasta literatura, da qual podemos citar, entre outros, Fama (1970), Taylor (1986), Bollerslev et al. (1992) e Pagan (1986).

A existência de conglomerados de volatilidade foi usada nesta tese como uma informação importante na validação do contágio financeiro. Isso, conforme mostraremos a seguir, deve-se ao fato de que, normalmente, associado a um regime de baixa volatilidade, temos uma média dos retornos positiva e vice-versa, ou seja, alta volatilidade é indício de retornos negativos. Com isso, será mostrado que a não-linearidade pode fazer com que se possa também refutar a hipótese de eficiência dos mercados, com base em alguma previsibilidade da volatilidade.

Assim sendo, uma análise univariada para as três séries precede a análise multivariada, em que, aqui, busca-se identificar as características individuais das séries. Busca-se proceder a modelagem das commodities agrícolas e câmbio disponível por processos ARMA e verificação de presença de heterocedasticidade por meio do teste do tipo de multiplicador de Lagrange e,

possivelmente, uma modelagem auto-regressiva heterocedástica, por meio dos modelos da classe ARCH. Na seqüência, estabelece-se uma análise de co-integração para identificar se as séries futuras de café e boi gordo apresentam convergência de longo prazo com a série de câmbio.

Isto posto, o caso de interesse desta parte da análise é verificar se as *commodities* café e boi gordo guardam alguma relação linear com o logaritmo do câmbio e estes sejam um $I(1)$ - o que é denominado de Co-integração (1,1). Se isso for verificado, a teoria de co-integração indica que é atendida uma condição suficiente para que os logaritmos dos ativos, embora sejam isoladamente não estacionários, possuam um atrator, ou seja, guardem uma relação de longo prazo que os mantêm próximos.

Para constatar co-integração, primeiramente verificou-se se as séries em logaritmo possuem, de fato, raízes unitárias, aplicando-se os testes Phillips-Perron (1988) e Dickey-Fuller (1979) aumentado nos níveis e na primeira diferença. Em caso afirmativo, passou-se, efetivamente, a testar co-integração. A escolha da defasagem adequada do VAR(p) para tratar a autocorrelação serial dos resíduos foi sugerida pelos critérios de informação de Akaike e Schwarz. Feita a escolha, estimou-se o parâmetro de co-integração por máxima verossimilhança e testou-se a existência de tendência estocástica comum por meio da estatística do traço de Johansen (1988), proveniente do método de razão de verossimilhança.

Com efeito, todos os testes de co-integração são feitos com os logaritmos (e não com os níveis) dos respectivos ativos.

Em seqüência, aplicou-se o estudo de causalidade de Granger e análise de impulso e resposta gerada por meio de vetor auto-regressivo (VAR), com uma função de transferência binária (Dummy) para identificar a ocorrência de contágio financeiro nos mercados.

Nesta linha de raciocínio, definiu-se a crise de liberação do câmbio como ponto de análise por dois fatores básicos: (i) representa o início de movimentos de grande volatilidade do ativo no mercado brasileiro e (ii) segundo estudos de Marçal e Pereira (2005) aplicados na análise de contágio para os mercados financeiros de ativos financeiros, este evento apresentou forte evidência de transmissão de volatilidades.

As análises univariadas foram realizadas com o auxílio do pacote econométrico Eviews 5.0.

6.2.2 Análise multivariada

Para a identificação e a mensuração das correlações e covariâncias dinâmicas condicionais do mercado de câmbio com as *commodities* agrícolas como elemento de identificação de volatilidade, utilizou-se a modelagem multivariada para a avaliação de contágio financeiro nestas duas *commodities*.

Seguindo a proposta de Marçal e Pereira (2005), rodou-se um VAR com número de defasagens determinado pelos critérios de informação e estatísticas t para cada defasagem calculada a partir de desvios padrões robustos à heterocedasticidade, para retirar os retornos da estrutura linear existente no primeiro momento das séries. Isto foi necessário para suavizar o peso da estimação dos modelos multivariados.

Utilizando-se os procedimentos BEKK e DCC, foi possível gerar GARCH multivariados com distribuições gaussianas e leptocúrticas para a análise de contágio.

Em termos de metodologia econométrica, há, basicamente, duas abordagens possíveis para a estimação de um determinado modelo. Na primeira abordagem, parte-se de um modelo geral, que tenha bons resultados, em termos de especificação e, a partir deste modelo, introduz-se uma série de restrições e simplificações testadas por meio de estatística de Wald e F padrão, até que se

chegue a um modelo mais simples possível, que descreva, de forma quase equivalente, os dados. Há algumas restrições a esta abordagem. Muitas vezes, é necessário um grande esforço de modelagem de processos que, no final do procedimento, serão insignificantes no sentido estatístico. Além disso, modelos excessivamente amplos tendem a consumir um grande número de graus de liberdade e isso tende a ser um problema grande em séries estudadas em finanças.

Outra abordagem utilizada consiste em partir de um modelo específico considerado com um razoável primeiro passo e que tenha bons resultados em testes de especificação. O teste contra um modelo geral é feito por meio do teste de multiplicador de Lagrange. Neste caso, é necessário ter uma estimativa dos parâmetros na hipótese nula e o conhecimento da função de verossimilhança do modelo geral. Caso o modelo específico não seja uma boa descrição dos dados, a hipótese nula será rejeitada. Se isso ocorrer, um modelo mais geral é proposto. Segundo Marçal e Pereira (2005), duas grandes críticas podem ser levantadas neste tipo de abordagem. Ao contrário da primeira abordagem, a rejeição de um modelo não aponta, necessariamente, qual direção a ser seguida. O segundo tipo de crítica é mais forte. Se o modelo restrito não for uma boa descrição dos dados, então, há uma boa possibilidade de que os parâmetros estimados sejam inconsistentes e, logo, os resultados dos testes estariam comprometidos.

Com relação aos modelos dinâmicos multivariados, não há grande espaço para a decisão otimizada, tendo em vista que o número de parâmetros cresce de forma expressiva e eles são bem elevados para modelos com estrutura relativamente simples. Ainda, a função de verossimilhança, em geral, é não linear nos parâmetros e computacionalmente pesada.

Em geral, o objetivo da maximização consiste em maximizar uma função de verossimilhança do tipo:

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T L_t = \left(\frac{n}{2}\right) \ln(2\pi) - \sum_{t=1}^T \left[\left(\frac{1}{2}\right) \ln |H_t| - \left(\frac{1}{2}\right) (\varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t) \right] \quad (51)$$

no qual H_t é a matriz de variância e covariância dos erros em t. Para a matriz H_t , postula-se que ela evolua de acordo com alguma relação funcional com o conjunto de erros passados, ε_{t-j} , com $j > 0$ e com os valores passados da própria matriz.

Não há solução fechada e analítica que permita a estimação dos parâmetros, sem a utilização de algum método de otimização numérica. Engle & Kroner (1995) derivam analiticamente a função de verossimilhança para os casos BEKK e diagonal. Contudo, as derivadas analíticas possuem grande recursividade e são de difícil implementação computacional.

Existe um grande número de métodos de otimização disponíveis na literatura. Para Marçal e Pereira (2005), esses métodos podem ser classificados em três grandes categorias: a) métodos que utilizam apenas os valores da função original no processo de otimização; b) métodos que utilizam as primeiras derivadas calculadas de forma analítica e ou numérica e c) métodos que utilizam as derivadas e o hessiano da função original no processo de otimização. Em geral, existe um trade-off entre o esforço computacional e a garantia de convergência. Métodos menos computacionalmente intensivos, em geral, são mais simples de serem programados, entretanto, nem sempre os resultados obtidos são razoáveis.

Um método de otimização que utilize o score e o hessiano é obtido da seguinte forma. Aproximando-se por Taylor em torno de um valor inicial para os parâmetros θ até a segunda ordem, é possível chegar à seguinte regra de atualização dos parâmetros:

$$\theta_{i+1} = \theta_i - \text{Hes}(\theta_i)^{-1} q(\theta_i) \quad (52)$$

Por se tratar de uma aproximação, nem sempre θ_{i+1} permite que se caminhe na direção do máximo ou do mínimo. Dessa forma, esta regra de atualização é acompanhada de um método de procura, para que o passo garanta que a função global mova-se na direção desejada.

$$\theta_{i+1} = \theta_i - \lambda \text{Hes}(\theta_i)^{-1} q(\theta_i) \quad (53)$$

em que λ é escolhido de forma a permitir um passo na direção correta na função global.

Um método de otimização muito popular para este tipo de modelo é o denominado BHHH¹⁰. A partir de derivadas analíticas ou numéricas, constrói-se uma estimativa do hessiano dado pelo produto cruzado dos *scores*. A vantagem desta abordagem, além da facilidade computacional, reside no fato de que a aproximação do hessiano será definida positiva.

$$\theta_{i+1} = \theta_i + \lambda [q'(\theta_i)q(\theta_i)]^{-1} q(\theta_i) \quad (54)$$

Por fim, outra vantagem desse método é que, em cada passo, é obtida uma nova estimativa consistente dos parâmetros, se o ponto de partida inicial for um estimador consistente dos valores dos parâmetros. Isto se deve ao fato de o produto cruzado dos *scores* consistir numa estimativa da matriz de variância e covariância dos parâmetros. Dessa forma, o algoritmo BHHH é

¹⁰ O algoritmo é denominado dessa forma por ter sido formulado por Berndt, Hall, Hall & Hausman (1974), num trabalho clássico.

utilizado para obter um estimador de dois estágios dos parâmetros de um modelo. Esta é uma opção muito interessante e proposta por Marçal e Pereira (2005) para a implementação em modelos de difícil estimação com muitos ativos e ou estrutura mais geral.

A necessidade de impor algumas restrições aos parâmetros dos modelos para evitar problemas, tais como variância negativa, consiste em outra classe de problemas. Para alguns dos modelos, não é necessário impor restrições aos parâmetros ou é possível reescrever o problema de maximização com restrição em um problema de maximização irrestrita.

Entretanto, em alguns casos, é necessário impor algum tipo de restrição aos parâmetros a serem estimados, o que é uma complicação adicional.

Por fim, a construção da estatística de multiplicadores de Lagrange pode ser obtida a partir dos *scores* calculados na estimação. Dessa forma, é dada por:

$$LM\left(\hat{\theta}_R\right) = i' q' \left(\hat{\theta}_R\right) \left[q' \left(\hat{\theta}_R\right) q \left(\hat{\theta}_R\right) \right]^{-1} q \left(\hat{\theta}_R\right) i = T * R^2 \quad (55)$$

em que a estatística R^2 é obtida a partir de uma regressão não centrada de uma constante nos scores.

6.3 Axiomas para interdependência e contágio

A existência de interdependência e contágio é consistente com correlação em alta ou volatilidade simultânea, segundo Corsetti, Pericoli & Sbracia (2003). A noção de contágio está associada ao aumento de correlação acima da esperada, por algum padrão de interdependência. Ou seja, o contágio estaria associado ao aumento excessivo de correlações entre os ativos. Suponha que valha a seguinte relação linear entre os retornos de ativos em momentos de tranqüilidade:

$$r_i = \beta_1 r_j + v_i \quad (56)$$

em que r representa o retorno, i e j são os ativos e v é um termo aleatório.

O grau de correlação entre os retornos do ativo i e j é dado por:

$$\text{corr}(r_i, r_j) = \left(1 + \frac{\text{var}(v_i)}{\beta_1^2 \text{var}(r_j)} \right) \quad (57)$$

o grau de correlação dos retornos dos ativos i e j está positivamente relacionado com a variância do ativo j . Note que tal resultado foi obtido postulando-se uma estrutura fixa para a propagação da volatilidade.

6.4 Teste da hipótese de existência de quebras estruturais nos períodos de crise

Na esteira de investigação de evidência de quebra na estrutura estimada que pode ser associada às crises financeiras pelas quais passaram os mercados de derivativos, o procedimento de Wooldridge (1990, 1991), apresentado nas seções anteriores, pode ser também utilizado para detectar algum tipo de má especificação na estrutura de correlações das séries. O resíduo generalizado pode ser calculado da seguinte forma: $u_{i,jt} = \varepsilon_{it} \varepsilon_{jt} - \rho_{ijt}$ e tem valor esperado igual a zero. Feito isso, basta seguir os passos descritos acima.

Como já discutido, a distinção entre contágio e interdependência está associada à análise comparativa do comportamento das correlações temporais, antes (período de calmaria) e durante as crises:

$$\lambda_{4t} = [\varepsilon_{1t-1} \varepsilon_{2t-1}, \varepsilon_{1t-1} \varepsilon_{3t-1}, \dots, \varepsilon_{3t-1} \varepsilon_{4t-1}] \quad (58)$$

$$\lambda_{5t} = [I(\varepsilon_{1t-1} < 0, \varepsilon_{2t-1} < 0)I(\varepsilon_{1t-1} < 0, \varepsilon_{3t-1} < 0), \dots, I(\varepsilon_{3t-1} < 0, \varepsilon_{4t-1} < 0)] \quad (59)$$

$$\lambda_{1t} = [D_{crise_M\u00e9xico}, D_{crise_R\u00fassia}, D_{crise_Brasil_99}, D_{crise_Argentina}, D_{crise_Brasil_2002}] \quad (60)$$

As vari\u00e1veis indicadoras da equa\u00e7\u00e3o 58 visam avaliar se h\u00e1 alguma estrutura restante nas correla\u00e7\u00f5es dos res\u00edduos padronizados, as vari\u00e1veis da equa\u00e7\u00e3o 59 se os choques negativos simult\u00e2neos geram algum efeito nas correla\u00e7\u00f5es e as vari\u00e1veis da equa\u00e7\u00e3o 60 testam se as correla\u00e7\u00f5es condicionais se alteraram durante os momentos de crises.

As *dummies* de crises foram definidas de forma arbitr\u00e1ria, com base em informa\u00e7\u00e3o ex\u00f3gena dos per\u00edodos. Seguindo os procedimentos usados por Mar\u00e7al e Pereira (2005), a dura\u00e7\u00e3o da crise foi definida como tendo dura\u00e7\u00e3o de cerca de dois meses. Procurou-se fazer a distin\u00e7\u00e3o entre a eclos\u00e3o da crise, que pode ser observada associando-se a informa\u00e7\u00e3o de hist\u00f3ria econ\u00f4mica com os picos de volatilidade observado nos modelos estimados na hip\u00f3tese nula e a gesta\u00e7\u00e3o da mesma, na medida em que existe um per\u00edodo que antecede a eclos\u00e3o, no qual os agentes sabem que existe uma alta probabilidade de que ocorra uma crise e comecem a tomar decis\u00f5es e a ajustarem-se aos seus efeitos prov\u00e1veis. Tamb\u00e9m de forma arbitr\u00e1ria, fixou-se o m\u00eas imediatamente anterior \u00e0 eclos\u00e3o da crise como sendo o per\u00edodo de gesta\u00e7\u00e3o da mesma. Como uma s\u00e9rie de pa\u00edses foi sendo afetada seguidamente, optou-se por utilizar como per\u00edodo de crise o mesmo utilizado por Bain e Goldfajn (1998), que vai de julho de 1997 at\u00e9 maio de 1998.

7 RESULTADOS E DISCUSSÕES

7.1 Análise univariada

Com base na evolução dos preços e retornos de café arábica e do boi gordo, demonstrados na Figura 1, pode-se constatar que, entre meados de 1994 até meados final de 1998 (observações entre 1 e 1.300), houve uma maior volatilidade, com a presença de fortes *outliers*. Na segunda metade das séries, verifica-se que ambas as commodities mantiveram certa regularidade na suas volatilidades, seguindo a tendência de um ambiente mais estável, tanto da economia brasileira quanto da mundial.

Esta perspectiva amplia as considerações da tese para um efeito muito mais estruturante do que a simples verificação de contágio financeiro por meio da *proxy* câmbio, sugerindo que, mesmo em períodos de câmbio fixo, os mercados sentiram as fortes pressões vendedoras de posições em derivativos agropecuários, como pode ser ainda sugerido pela Figura 1.

A presença de valores extremos pode estar vinculada ao contágio financeiro dos ativos. Percebe-se uma presença maior de *outliers* nos períodos anteriores a 1999 (marco no gráfico na observação 1.300).

Sob todas as formas, a simples separação dos efeitos financeiros dos efeitos macro e microeconômicos agrícolas torna-se extremamente difícil, pelo fato de os mesmos estarem associadas no mesmo aspecto temporal. Entretanto, pelo uso de variáveis *dummy* e pelo estudo das correlações e covariâncias de primeiro e segundo momentos, podem-se sugerir tais associações tendendo para uma análise mais conclusiva dos efeitos do contágio financeiro nos retornos das *commodities* agrícolas.

No que diz respeito à volatilidade da série de câmbio, fica evidente a elevação de volatilidade a partir de janeiro de 1999, quando a mudança estrutural da política monetária deixou o padrão fixo de controle inflacionário

pelo uso da âncora monetária. Assim sendo, pode-se identificar o padrão volátil assumido pelas séries pós-janeiro/99.

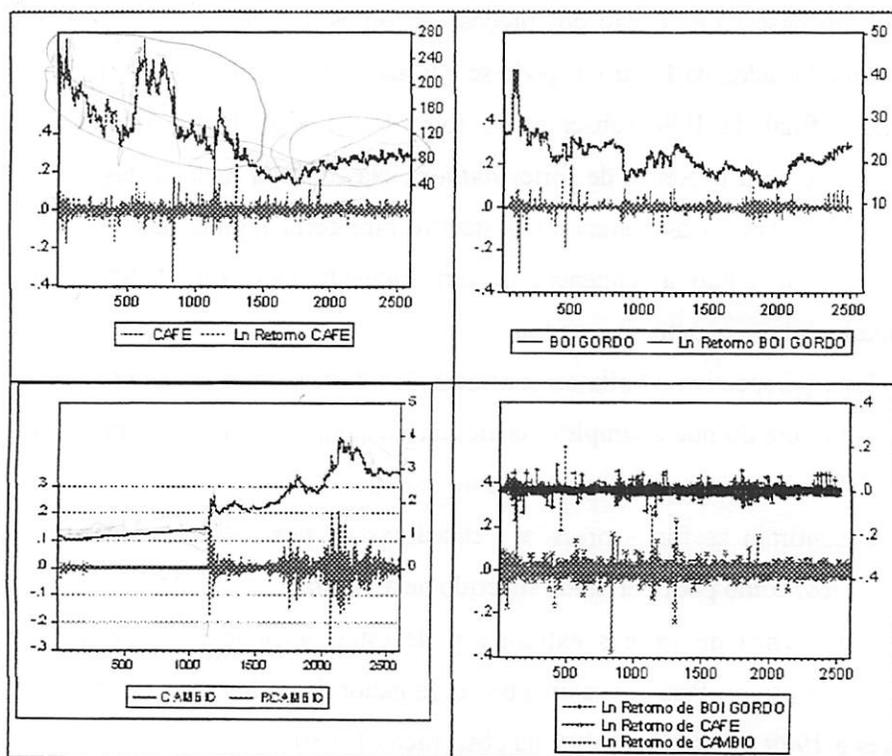


FIGURA 1 Séries de preços e retornos para os mercados de boi gordo, café arábica e câmbio, entre 07/1994 e 12/2003.

Fonte: Elaborado pelo autor

Corroborando as informações sugeridas pela inspeção visual, uma primeira aproximação da volatilidade dos retornos pode ser evidenciada pela perspectiva do desvio univariado não condicional das séries, que pode ser inferido por meio da Tabela 1.

Isto posto, demonstra, exceto para o câmbio, uma redução na volatilidade nos períodos pós-1998, sugerindo, novamente, que os mercados internacionais possam ter transferido maior volatilidade às *commodities* durante

as crises do México, Ásia e Rússia, embora o câmbio assumisse níveis estáveis nesse período. Entretanto, a crise brasileira, em 1999, da Argentina, em 2001 e a crise política brasileira, em 2002, sugerem que continue transmitindo excesso de volatilidade aos mercados, embora de forma mais branda. Este processo pode estar ligado às experiências no período anterior que forçaram as economias em desenvolvimento a blindarem as estruturas financeiras por meio da melhora dos fundamentos macroeconômicos, tornando-as mais consistentes e dando maior credibilidade ao mercado de derivativos.

Por meio do teste de normalidade proposto por Jarque & Bera (1987), na Tabela 1 pode-se verificar que a assimetria e a curtose são fortemente significativas, indicando que os retornos de todas as séries e em todos os períodos analisados (Figura 2) apresentam uma distribuição leptocúrtica em relação à distribuição normal.

Esta evidência vai ao encontro dos fatos estilizados mencionados anteriormente.

TABELA 1 Estatísticas descritivas das séries de retorno para todo o período

Estatísticas	Derivativo de café	Derivativo de boi gordo	Câmbio disponível
Média	-0,0000611	-0,000305	0,000412
Assimetria	-2,163910	-0,587839	0,698564
Curtose	68,67885	36,02241	26,96022
Desvio padrão não condicional	0,016913	0,025969	0,009802
Jarque & Bera	454364,9	117693,6	62092,77
p-valor J&B	0,000000	0,000000	0,000000

Fonte: Dados da pesquisa

O coeficiente de assimetria e excesso de curtose quantifica os desvios da distribuição normal e é definido por Zhou (1999).

Em estudos envolvendo séries de tempo, tornam-se de primordial importância a verificação e a 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 estacionaridade das séries de retorno.

O resultado da Tabela 2 indica que todas as séries de retorno são estacionárias e não contêm raízes unitárias. Os testes foram realizados por meio dos critérios Dickey-Fuller aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP), propostos, respectivamente, por Dickey & Fuller (1979) e Phillips & Perron (1988).

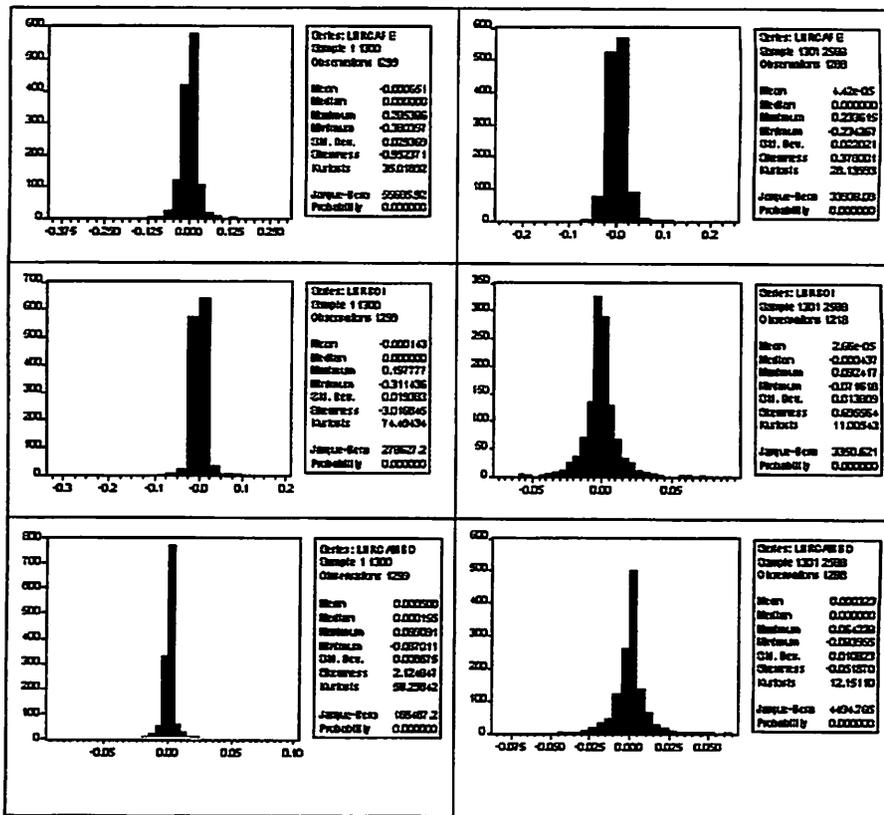


FIGURA 2 Estatísticas descritivas das séries de retorno para os períodos de julho/94 a dezembro/98, e janeiro/99 a dezembro/03.

Fonte: Dados da pesquisa

TABELA 2 Teste de estacionaridade para as séries de retornos de café e boi gordo, futuros

Testes para raiz unitária	Derivativo de café	Derivativo de boi gordo	Câmbio disponível
Dickey & Fuller (ADF)	-52,65323	-48,6686	-21,04705
p-valor	0,0000**	0,0001**	0,0000**
Phillips & Perron (PP)	-52,6575	-48,6707	-47,83084
p-valor	0,0000**	0,0000**	0,0000**

Fonte: Dados da pesquisa

Notas:

** Significante, a 1% (os valores críticos, a 1% de significância, são 3,43)

ADF, usando Schwarz Information Criterion e PP rodado com procedimento de Newey-West, usando método de estimação espectral Bartlett Kernel

As magnitudes de ADF e PP são similares para todas as séries, dadas as observações no tempo.

Os coeficientes de autocorrelação e autocorrelação parcial estimados revelam um padrão não previsível para a média dos retornos das *commodities* agrícolas, conforme apresentado na Tabela 3. Entretanto, este padrão não significa, em princípio, que não haja transmissão de volatilidade na variância dos retornos, mas, apenas, que a formação de preço pode estar ligada a outros fatores.

Entretanto, ao se acrescentar à hipótese de não-correlação à hipótese de distribuição normal para a série de retornos dos ativos financeiros, ter-se-ia que estes são independentes. Entretanto, a hipótese de eficiência de mercado não significa que os retornos das séries sejam normais e ou independentes e identicamente distribuídas. Como anteriormente abordado, Mandebrot (1963) observa que, após movimentos bruscos, numa série financeira seguir-se-ão outros movimentos bruscos. Este fato é chamado, na literatura, de conglomerados de volatilidade. Ou seja, mesmo que não haja previsibilidade na média, na variância, é possível tentar modelar alguma estrutura, devido à aparente dependência na volatilidade dos retornos.

TABELA 3 Estimativas dos coeficientes de autocorrelação e autocorrelação parcial para as séries de retornos de café e boi gordo, futuros.

Retornos de café futuro	Derivativo de café	Derivativo de boi gordo	Câmbio disponível
ACF ₁	-0,135	0,230	0,073
PACF ₁	-0,435	0,630	0,073
ACF ₂	-0,078	-0,516	-0,044
PACF ₂	-0,019	-0,017	-0,050
ACF ₃	0,047	-0,050	0,081
PACF ₃	0,026	-0,041	0,089
ACF ₄	-0,049	-0,044	-0,049
PACF ₄	-0,008	-0,004	-0,066
ACF ₅	0,013	0,058	0,059
PACF ₅	0,013	0,058	0,078
$\frac{2}{\sqrt{N}}^*$	0,0393	0,0393	0,0393

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: ACF_i e PACF_i denotam os coeficientes de autocorrelação e autocorrelação parcial da i-ésima ordem, respectivamente.

* Limite assintótico para a função de autocorrelação

Na série de câmbio, pode-se verificar a significativa correlação serial nos resíduos, sugerindo certa previsibilidade de preços. Aplicando-se um processo misto (auto-regressivo e de médias móveis) ARMA para todas as séries de retorno, conforme as Tabelas 4, 5 e 6 e classificando-os com base nos critérios de informação de Akaike, Schwarz e SQR, pôde-se estimar um ARMA (1,1)¹¹ para a série de café, um ARMA (4,4)¹² para a série de boi gordo e um ARMA (1,1)¹³ para a série de câmbio.

Os parâmetros de todos os modelos foram estimados pelo procedimento de Newey & West (1987), tornando-os robustos à heterocedasticidade e à autocorrelação no processo do resíduo.

¹¹ Outro modelo significativo ARMA(2,2) incompleto; vide anexos.

¹² Outros modelos significativos ARMA (5,5) incompleto; vide anexos

¹³ Outros modelos significativos MA (1); AR (1); vide anexos

TABELA 4 Resultados da estimação dos modelos e medidas da qualidade do ajuste para a série de café

ARMA(1,1)				
	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	P valores.
AR(1)	-0,814196	0,155865	-5,223731	0,0000
MA(1)	0,813381	0,156642	5,192617	0,0000
Critério de informação de Akaike		-4,464435		
Critério de informação de Schwarz		-4,459905		
Soma dos quadrados dos resíduos		1,740215		

Fonte: Dados da pesquisa

TABELA 5 Resultados da estimação dos modelos e medidas da qualidade do ajuste para a série de boi gordo

ARMA(4,4)				
	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	P valores.
AR (4)	0,982562	0,009273	105,9556	0,0000
MA(4)	-0,989964	0,006225	-159,0178	0,0000
Critério de informação de Akaike		-5,321325		
Critério de informação de Schwarz		-5,316686		
Soma dos quadrados dos resíduos		0,717802		

Fonte: Dados da pesquisa

TABELA 6 Resultados da estimação dos modelos e medidas da qualidade do ajuste para a série de câmbio

ARMA(1,1)				
	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	P valores
AR (1)	-0,642801	0,129894	-4,948652	0,0000
MA(1)	0,743703	0,105496	7,049557	0,0000
Critério de informação de Akaike		-6,426246		
Critério de informação de Schwarz		-6,421715		
Soma dos quadrados dos resíduos		0,244680		

Fonte: Dados da pesquisa

Verificando os resíduos dos retornos gerados pelos ajustamentos ARMA, pode-se identificar, pelo estudo das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial dos erros quadráticos, a presença de correlação serial na variância, como mostrado na Tabela 7, em seqüência. Das três séries analisadas, sugerem-se maiores efeitos heterocedásticos para a série de câmbio, seguida da

série de café. A série de boi gordo não evidencia, aparentemente, padrões heterocedásticos nos erros.

Utilizando-se a estatística do multiplicador de Lagrange (LM Test) proposto por Engle (1982), ajustado para a média condicional dos retornos, podem-se confirmar as generalizações realizadas acima a respeito da presença de efeitos ARCH nas séries, como demonstrado na Tabela 8.

TABELA 7 Estimativas dos coeficientes de autocorrelação e autocorrelação parcial para o quadrado dos resíduos ARMA

Retornos de café futuro	Derivativo de café	Derivativo de boi gordo	Câmbio disponível
ACF ₁	0,172	0,003	0,393
PACF ₁	0,172	0,003	0,393
ACF ₂	0,054	0,011	0,338
PACF ₂	0,025	0,011	0,217
ACF ₃	0,053	0,038	0,301
PACF ₃	0,041	0,038	0,139
ACF ₄	0,076	0,002	0,254
PACF ₄	0,061	0,002	0,072
ACF ₅	0,044	0,142	0,205
PACF ₅	0,019	0,142	0,025
$\frac{2}{\sqrt{N}}^*$	0,039	0,039	0,039

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

Cabe ressaltar, aqui, que a série de boi gordo também apresentou forte evidência de efeitos ARCH na variância.

Todos os p-valores apresentaram significância estatística para a hipótese de presença de heterocedasticidade na variância. Nesse sentido, sugere-se que a volatilidade apresenta certa previsibilidade e tenha termo estrutural na sua formação, sugerindo a hipótese de interdependência na volatilidade.

TABELA 8 Teste de heterocedasticidade para os resíduos das séries de retorno café, boi gordo e câmbio

Resíduos ARMA (1,1) Derivativo de café		Resíduos ARMA (4,4) Derivativo de boi gordo		Resíduos ARMA (1,1) Câmbio disponível	
Lag	p-valor	Lag	p-valor	Lag	p-valor
1	0,0000	1	0,0133	1	0,0000
5	0,0000	5	0,0000	5	0,0000
10	0,0000	10	0,0000	10	0,0000
15	0,0000	15	0,0000	15	0,0000
25	0,0000	25	0,0000	25	0,0000

Fonte: dados da pesquisa

Isto posto, pode-se inferir que a variância dos erros das *commodities* é formada de maneira ineficiente. Isto porque o modelo que descreve o comportamento dos preços apresenta ordem de defasagem maior do que a unidade e apresenta efeitos ARCH na variância. Assim sendo, a informação é incorporada totalmente nas decisões dos *players* e agentes de mercado, num período superior a um dia. Isso sugere que o segundo momento condicional das 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.

Assim sendo, modelaram-se as três séries, levando-se em consideração o padrão heterocedástico da volatilidade para a média condicional dos retornos através dos métodos GARCH-N, GARCH-t EGARCH-N, EGARCH-t, TARCH-N, TARCH-t, PARCH-N e PARCH-t. 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 dos três modelos, adotou-se a matriz de variância-covariância corrigida proposta por Bollerslev e Wooldridge (1992) no procedimento de estimação dos modelos da família ARCH-N. O algoritmo de maximização da função de verossimilhança utilizado nos modelos ARCH é o de Berndt-Hall-Hall-Hausman (BHHH).

Nesse sentido, estimaram-se vários modelos da classe ARCH com distribuições normais e *t-student* para a série de retorno de café. De todos os modelos que apresentaram significância¹⁴ estatística para a variância, o que apresentou melhores critérios de informação de Akaike, Schwarz e SQR foi um TARCH-t(1,1,1), apresentado em seqüência.

TABELA 9 Resultados da estimação dos modelos e medidas da qualidade do ajuste para a série de café futuro

ARMA(1,1)				
	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	P valores.
AR(1)	-0,822373	0,141751	-5,801534	0,0000**
MA(1)	0,830137	0,138888	5,977016	0,0000**
TARCH-t(1,1,1)				
Equação da variância				
α_0	0,0000705	0,0000157	4,481085	0,0000**
ε_{t-1}^2	0,153569	0,033775	4,546824	0,0000**
$\gamma d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$	-0,154235	0,035652	-4,326168	0,0000**
σ_{t-1}^2	0,822063	0,031146	26,39416	0,0000**
Dummy Crises	0,025174	0,001045	3,358416	0,0003**
T-Dist. DOF	3,015542	0,211496	14,25813	0,0000**
Critério de informação de Akaike			-4,969743	
Critério de informação de Schwarz			-4,953887	
Soma dos quadrados dos resíduos			1,740604	

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: (**) significativo, a 1% de probabilidade

Nota-se, aqui, que a *dummy* apresentou-se significativa como termo regressor, aditivo, da variância. Isto posto, evidencia-se que os efeitos da crise na variância são captados pela variável qualitativa, sugerindo, portanto, quebra estrutural da variância, o que evidencia forte indicio de contágio nos segundos momentos da série de café futuro.

¹⁴ Os modelos estimados com significância estatística foram EGARCH-N(1,1,1); EGARCH-t(1,1,1), GARCH-t(1,1,1), TARCH-N(1,1,1), TARCH-t(1,1,1). Vide Anexo.

Para a série de boi gordo, o modelo mais parcimonioso e bem ajustado pelos critérios de informação foi um EGARCH-t(1,1,1), para um ARMA(4,4) incompleto e um EGARCH-t(1,1,1), para um ARMA(1,1). Considerando os critérios de informação, o melhor ajustamento deu-se com um EGARCH-t(1,1,1) para o ARMA(1,1).

De forma análoga, a variável *dummy* também se apresenta de forma significativa para a série de boi gordo. Este fato gera a indicação de que as crises financeiras tiveram fortes lastros nas *commodities* agrícolas brasileiras.

O modelo TARCH-t (1,1,1) fornece evidência de assimetria na volatilidade dos retornos do café, devido ao fato do coeficiente do termo $d_{t-1} \cdot \varepsilon_{t-1}^2$ 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-t (1,1,1) confirma a assimetria na série evidenciada pelo modelo TARCH-t (1,1,1)¹⁵, pois o parâmetro associado ao termo $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$ mostrou-se significativamente diferente de zero. Ainda, o modelo EGARCH-t reafirma a evidência de persistência na série identificada pelo modelo TARCH, pois o termo $\ln(\alpha_{t-1}^2)$ apresenta um coeficiente de 0,945. Os indicadores da qualidade do ajuste mostraram que todos os modelos ajustados tiveram um bom desempenho. Entretanto, como antecipado, o modelo que mais se ajustou levando-se em consideração o critério de informação de Schwarz (SIC), o critério de informação de Akaike (AIC) e o método da soma dos quadrados dos resíduos (SQR) foi o modelo TARCH-t (1,1,1).

¹⁵ Vide anexos

TABELA 10 Resultados da estimação dos modelos e medidas da qualidade do ajuste para a série de boi gordo futuro

ARMA(1,1)				
	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	P valores.
AR(1)	0,670623	0,105560	6,353011	0,0000**
MA(1)	-0,652659	0,108015	-6,042274	0,0000**
EGARCH-t(1,1,1)				
Equação da variância				
α_0	-0,244754	0,036997	-6,615423	0,0000**
$\left \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right $	0,222518	0,055522	4,007730	0,0001**
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$	-0,049851	0,022593	-2,206484	0,0070**
$\ln(\alpha_{t-1}^2)$	0,979640	0,004244	230,8384	0,0000**
Dummy Crises	0,014590	0,010714	2,761837	0,0032**
T-Dist. DOF	2,197838	0,096219	22,84206	0,0000**
Critério de Informação de Akaike			-6,272686	
Critério de Informação de Schwarz			-6,256449	
Soma dos Quadrados dos Resíduos			0,719988	

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: (**) significativo, a 1% de probabilidade

Os resultados encontrados pelo modelo EGARCH-t (1,1,1) para a série histórica de retornos de boi gordo também denotam a presença de assimetria na volatilidade dos retornos, indicando que choques de alta e baixa causam diferentes volatilidades na série. Isso se dá devido ao fato de o parâmetro $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$ se mostrar significativamente diferente de zero, com probabilidade de 1%, como mostrado na Tabela 10.

A alta persistência é confirmada, pois o termo $\ln(\alpha_{t-1}^2)$ apresenta coeficiente próximo da unidade 0,9814. Assim sendo, os retornos de boi

gordo apresentam alta persistência e assimetria na volatilidade, o que indica que um choque de alta e baixa apresenta diferentes impactos na volatilidade da série 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 confirma a ineficiência nos mercados futuros para estas séries, haja vista que apresentam efeitos auto-regressivos no quadrado dos resíduos. Assim sendo, as novas informações altistas ou baixistas não são completamente absorvidas em t e $t+1$.

Considerando os retornos do câmbio pôde-se modelar a estrutura da variância com um TARCH-t (1,1,1) e um EGARCH-t(1,1,1). Entretanto, a estrutura da média só converge para uma estrutura ARMA (3,3) incompleta. Assim sendo, a série de câmbio que, anteriormente, havia sido modelada para um ARMA(1,1), teve sua estrutura convergida para um ARMA de terceira ordem incompleta. Dos dois modelos, o melhor ajustamento pelos critérios de informação foi dado com um TARCH (1,1,1), com distribuição *t-student*. O resultado da estimação pode ser visto na Tabela 11.

Para testar as modelagens realizadas na variância das séries, aplicou-se novamente o teste do tipo multiplicador de Lagrange, conforme mostra a Tabela 12.

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

TABELA 11 Resultados da estimação dos modelos e medidas da qualidade do ajuste para a série de câmbio spot

ARMA(3,3) Incompleto				
	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	P valores.
AR(3)	0,98224	0,004427	221,8535	0,0000**
MA(3)	-0,95285	0,008109	-117,5037	0,0000**
TARCH-t (1,1,1)				
Equação da variância				
α_0	0,000000	0,000000	2,151638	0,0034**
ε_{t-1}^2	0,163924	0,016046	10,21572	0,0000**
$\gamma d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$	-0,077212	0,017967	-4,297332	0,0000**
σ_{t-1}^2	0,87871	0,008236	106,6896	0,0000**
Dummy crises	0,00164	0,000137	2,998798	0,0000**
T-Dist. DOF	4,642773	0,215734	21,52079	0,0000**
Critério de informação de Akaike			-8,311882	
Critério de informação de Schwarz			-8,296016	
Soma dos quadrados dos resíduos			0,248653	

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: ** significativo, a 1% de probabilidade

TABELA 12 Teste de heterocedasticidade para os resíduos ARCH das séries de retorno

Resíduos ARMA (1,1) Derivativo de café		Resíduos ARMA (4,4) Incompleto Derivativo de boi gordo		Resíduos ARMA (1,1) Câmbio disponível	
Lag	p-valor	Lag	p-valor	Lag	p-valor
1	0,9255	1	0,8698	1	0,9787
5	0,9425	5	0,8978	5	1,0000
10	0,9899	10	0,9321	10	1,0000
15	0,9999	15	0,9941	15	1,0000
25	0,9999	25	0,9998	25	1,0000

Fonte: Dados da pesquisa

Assim sendo, plotando-se a variância gerada pelos processos assimétricos TARCH-t e GARCH-t com variável regressora tipo *dummy*, nas séries, evidenciam-se os picos de volatilidade da variância nas proximidades das

crises analisadas. Nota-se, portanto, que, mesmo em épocas de baixa volatilidade do câmbio, determinada pela política monetária brasileira centrada no controle cambial, as *commodities* sentiram, de alguma forma, a elevação de volatilidade do mercado internacional, como pode ser constatado na Figura 3. Esta explicação pode estar fundamentada na elevação de volatilidades pela saída dos grandes fundos e investidores institucionais do mercado agrícola, transmitindo o nervosismo e o contágio para esses mercados, o que confirmaria a hipótese de contágio. Isto posto, pode-se sugerir que a transmissão de volatilidade é promovida por contágio generalizado e independente do mercado de câmbio.

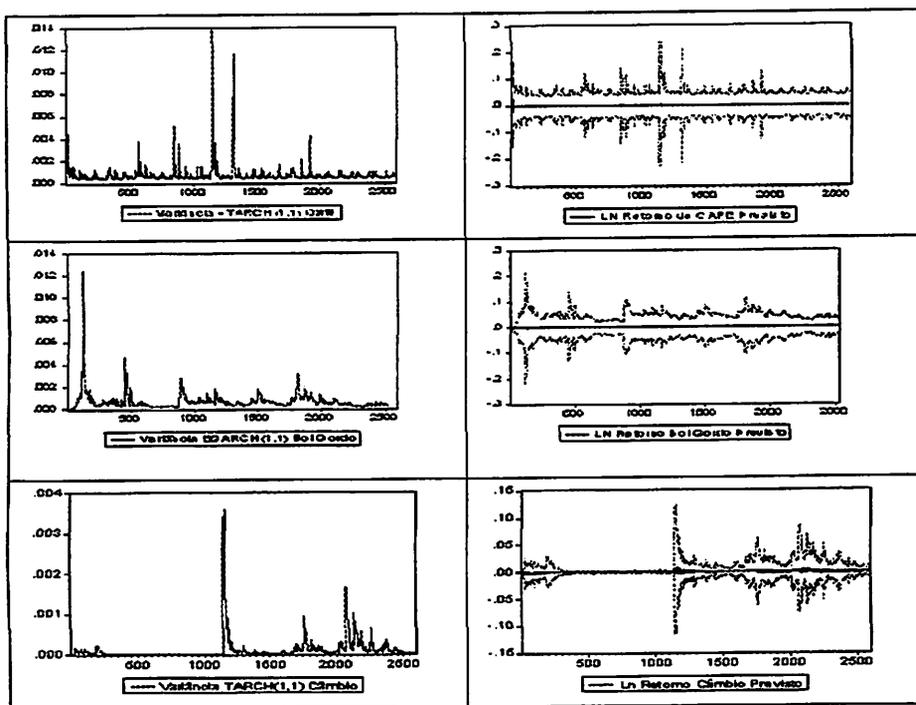


FIGURA 3 Modelagem da variância e previsão dos retornos das *commodities* café, boi gordo e câmbio disponível

Fonte: Dados da pesquisa

Entretanto, na busca de causalidade no sentido de Granger, pode-se inferir que os retornos de câmbio não causam efeitos sobre o retorno de café

para a série compreendida entre julho/94 a dezembro/03, conforme Tabela 13. Isto posto, as evidências tendem para nenhuma relação de causalidade no sentido de Granger, considerando as duas defasagens.

TABELA 13 Resultado do teste de causalidade de Granger, com duas defasagens, para os mercados de café e boi gordo com o câmbio disponível, no período de 07/1994 a 12/2003.

Hipótese nula	Obs.	Estatística F	P-valor
Câmbio não causa café	2585	1,6583	0,1906
Café não causa câmbio	2585	0,6499	0,5221
Câmbio não causa boi	2585	0,1356	0,8731
Boi não causa câmbio	2585	0,6256	0,5350

Fonte: Dados da pesquisa

Entretanto, ao aplicar novamente o teste de Granger para a subamostra, compreendendo apenas o período de janeiro/99 a dezembro/03, período em que concentram as crises mais recentes, pode-se evidenciar bicausalidade no sentido de Granger entre câmbio e retornos de café, como mostrado pela Tabela 14.

TABELA 14 Resultado do teste de causalidade de Granger, com duas defasagens, para os mercados de café e boi gordo, com o câmbio disponível, no período de 01/1999 a 12/2003.

Hipótese nula	Obs.	Estatística F	P-valor
Câmbio não causa café	1297	2,9559	0,0129*
Café não causa câmbio	1297	3,2255	0,0429*
Câmbio não causa boi	1297	0,5560	0,5736
Boi não causa câmbio	1297	0,6510	0,5216

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: (*) Significativo, a 5% de probabilidade

Esta evidência corrobora a análise por admitir que, em condições de política cambial flexível, o dólar transmite causalidade nos níveis de retorno aos mercados de derivativos. Mais ainda, que, nos período das outras crises financeiras, a causalidade não se verifica. Este fato pode ser explicado pelas características do câmbio até janeiro de 1999, pois, com política de câmbio fixa ou limitada por bandas cambiais, era de se esperar que as correlações entre os

ativos fossem penalizadas e mais estáveis.

Esta evidência fortalece e sugere que as crises financeiras repercutem de forma muito definida nos ativos agropecuários. E, neste caso, podem-se captar as elevações de volatilidade em crises que, aparentemente, conforme Marçal e Pereira (2005), tiveram intensidades muito menores do que as crises posteriores da Argentina e Brasil, em 1999 e 2002.

Em parte, os efeitos ora captados podem ser justificados, tendo em vista os *players* e grandes *traders* internacionais (com grandes posições em aberto) encerrarem suas posições em *commodities* e imediato investimento em mercados mais estáveis. Outro fator que corrobora para esta evidência é o fato de a *commodity* café apresentar forte integração com o preço futuro do mercado americano, o que sugere estratégias de arbitragens entre mercados, tornando o futuro dela mais volátil.

Devido às divergências de causalidade em períodos mais longos, buscase identificar alguma relação linear de estabilidade e convergência de longo prazo das séries agropecuárias, com relação ao câmbio disponível. Para certificar-se da existência de relação de longo prazo, buscaram-se, na estimação de um VAR, evidências de co-integração das *commodities* no futuro com o câmbio disponível.

Vale ressaltar que, para que se possa estabelecer alguma relação econométrica entre as variáveis sob análise, as mesmas devem ser estacionárias ou integradas de mesma ordem. Neste aspecto, podemos dizer que todas as séries são integradas de primeira ordem $I(1)$ e no caso do retorno $I(0)$. Caso contrário, como observam Granger e Newbold (1974), a análise estará sujeita a resultados espúrios. Como as variáveis que estamos considerando são integradas de mesma ordem, pode-se, então, verificar se elas apresentam uma relação de equilíbrio estável no longo prazo, por meio do teste de co-integração.

Isto posto, estimou-se um VAR irrestrito com variáveis *dummies*

exógenas representativas das crises financeiras.

Na implementação do teste, deve-se atentar para a determinação do número de lags a ser incluído na construção do VAR, sob o qual se baseia a análise de co-integração, uma vez que o teste de Johansen é bastante sensível ao número de defasagens escolhido. O procedimento aqui adotado seguiu a metodologia geral para o específico, em que se evita subdimensionar a modelagem do VAR (Hendry, 1995). Como mostra Gonzalo (1994), o custo da sobreparametrização é menor, em termos de perda de eficiência, do que se o VAR fosse subdimensionado. Os menores valores dos critérios de informação de Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn e LR modificada, combinados com o desempenho dos modelos rivais nos testes de diagnóstico foram os determinantes da seleção das dimensões do VAR, como pode ser identificado nas Tabelas 15 e 16. Para o teste de co-integração, ajustou-se um VAR irrestrito, com 8 defasagens para café e 6 defasagens para boi gordo.

TABELA 15 Critério de seleção de ordens dos lags da co-integração café/câmbio modelo VAR, com variáveis exógenas tipo *dummy*.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	14038,42	NA	6,43e-08	-10,88362	-10,87453*	-10,88032
1	14049,25	21,61996	6,40e-08	-10,88891	-10,87075	-10,88233
2	14053,77	9,011178	6,40e-08	-10,88931	-10,86207	-10,87944
3	14068,70	29,77720	6,34e-08	-10,89779	-10,86147	-10,88462*
4	14074,64	11,82607	6,33e-08	-10,89929	-10,85389	-10,88283
5	14083,95	18,54718	6,31e-08	-10,90341	-10,84893	-10,88366
6	14088,65	9,336318	6,30e-08	-10,90395	-10,84038	-10,88091
7	14093,43	9,511739	6,30e-08	-10,90456	-10,83191	-10,87823
8	14098,38	9,821601*	6,29e-08*	-10,90530*	-10,82356	-10,87567

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: (*) indica a ordem do lag selecionado pelos critérios; LR: estatística de LR modificada (a 5% de significância); FPE: predição final de erro; AIC: Critério de informação de Akaike; SC: critério de informação de Schwarz; HQ: critério de informação de Hannan-Quinn

TABELA 16 Critério de Seleção de ordens dos lags de co-integração boi gordo/câmbio modelo VAR com variáveis exógenas tipo *dummy*.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	14671,43	NA	2,84e-08	-11,70118	-11,69189*	-11,69781
1	14679,66	16,41827	2,83e-08	-11,70455	-11,68596	-11,69780
2	14683,57	7,817694	2,83e-08	-11,70449	-11,67660	-11,69436
3	14695,11	22,99669	2,81e-08	-11,71050	-11,67331	-11,69700
4	14704,11	17,93199	2,80e-08	-11,71449	-11,66800	-11,69761
5	14718,91	29,46452	2,78e-08	-11,72311	-11,66732	-11,70286*
6	14724,66	11,42553*	2,77e-08*	-11,72450*	-11,65942	-11,70088
7	14727,51	5,663100	2,78e-08	-11,72358	-11,64921	-11,69658
8	14731,93	8,771705	2,78e-08	-11,72391	-11,64024	-11,69354

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: (*) indica a ordem do lag selecionado pelos critérios; LR: estatística de LR modificada (a 5% de significância); FPE: predição final de erro; AIC: critério de informação de Akaike; SC: critério de informação de Schwarz; HQ: critério de informação de Hannan-Quinn

Os resultados da análise de co-integração para os logaritmos de café e boi gordo e câmbio são apresentados nas Tabelas 17.

As estatísticas da Tabelas 17, 18 e 19 revelam que as variáveis café e boi gordo não indicam co-integração com o câmbio disponível, com base na série compreendida entre janeiro/94 a dezembro/03. Tanto pela estatística do traço ($\lambda_{\text{traço}}$) como pelo do autovalor máximo (λ_{max}), a hipótese nula de que existe, pelo menos, um vetor cointegrante ($H_0 : r \leq 1$) na equação pode ser rejeitada, ao passo que a hipótese de ausência de co-integração ($H_0 : r = 0$) pode ser aceita, a 5% de significância, como mostrado nas Tabelas 17 e 18.

Nesse sentido, pode-se sugerir a não evidência de co-integração em nível para os dois mercados futuros compreendidos no período de julho/94 a dezembro/2003, como mostrado nas Tabelas 17 e 18.

TABELA 17 Teste de traço para co-integração irrestrita (série julho/94 a dezembro/03)

Hipótese Nº. de CE(s)	Autovalores	Estatística de traço	Valor crítico	p-valor** (0,05)
Boi gordo				
Nenhum	0,003765	9,936852	15,49471	0,2856
Ao menos um	0,000186	0,466054	3,841466	0,4948
Café				
Nenhum	0,003219	9,655750	15,49471	0,3082
Ao menos um	0,000519	1,339387	3,841466	0,2471

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: teste de traço indica nenhuma co-integração, a 5%

(*) denota a rejeição da hipótese, a 5%

(**)p-values por MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

TABELA 18 Teste de máximo autovalor para co-integração irrestrita (série julho/94 a dezembro/03)

Hipótese Nº. De CE(s)	Autovalores	Max-Eigen	Valor crítico	p-valor** (0,05)
Boi gordo				
Nenhum	0,003765	9,470798	14,26460	0,2491
Ao menos um	0,000186	0,466054	3,841466	0,4948
Café				
Nenhum	0,003219	8,316363	14,26460	0,3475
Ao menos um	0,000519	1,339387	3,841466	0,2471

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: teste de Max-autovalor indica nenhuma co-integração, a 5%

(*) denota a rejeição da hipótese, a 5%

(**)p-values por MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Para tanto, utilizando-se a subamostra compreendida de janeiro/99 a dezembro/03, foi possível estabelecer co-integração, a 10% de significância, entre o café e o câmbio, empregando o modelo de co-integração proposto por Johansen (1988) para os preços das *commodities*, como mostrado nas Tabelas de 19 a 23. No modelo, considerou-se um VAR geral e mais amplo de 8 lags de diferença. A evidência de existência de uma equação de co-integração torna-se razoável a partir do instante que se sugere que o mercado de câmbio produz efeitos dinâmicos de longo prazo na série de café, em momentos sem

intervenção do Banco Central.

TABELA 19 Teste de traço para co-integração irrestrita entre café e câmbio, no período de janeiro/99 a dezembro/03

Hipótese Nº. De CE(s)	Autovalores	Estatística de traço	Valor crítico	p-valor** (0,10)
Café				
Nenhum *	0,010301	14,24069	13,42878	0,0566
Ao menos um*	0,000727	3,434994	2,705545	0,0336

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: Teste de traço indica duas equações de co-integração, a 10%

(*) denota a rejeição da hipótese, a 10%

(**) p-values por MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

TABELA 20 Teste de máximo autovalor para co-integração irrestrita para café e câmbio, no período de janeiro/99 a dezembro/03.

Hipótese Nº. de CE(s)	Autovalores	Max-Eigen	Valor crítico	p-valor** (0,05)
Café				
Nenhum **	0,010301	12,60570	11,39752	0,0450
Ao menos um**	0,000727	3,434994	2,705545	0,0338

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: Teste de Max-autovalor indica duas equações de co-integração, a 5%

(*) denota a rejeição da hipótese, a 5%

(**) p-values por MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

TABELA 21 Coeficientes de co-integração irrestrita (normalizado por $(b \cdot S_{11} \cdot b = I)$)

LNCAMBIO	LNCAFE
2,625959	4,266772
4,877970	-0,075545

Fonte: Dados da pesquisa

TABELA 22 Coeficientes de ajustamento irrestrito (alfa) para café

	Café	
D(LNCAMBIO)	-0,000692	0,0000979
D(LNCAFE)	-0,001322	-0,0006890

Fonte: Dados da pesquisa

TABELA 23 Coeficientes normalizados e ajustados da co-integração para café

Coeficientes Ajustados	
D(LNCAMBIO)	D(LNCAFE)
-0,001818	-0,003472
(0,00057)	(0,00212)

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: erros padrões em parêntesis

Pelos dados das Tabelas 24 e 25 pode-se constatar que os melhores ajustamentos para o VAR de café foram gerados com dois vetores sem tendência determinística e intercepto.

TABELA 24 Número de integrações relacionadas à série café e câmbio (selecionados a 5%)

Tendência determinística	Nenhuma	Nenhuma	Linear	Linear	Quadrático
	Sem intercepto	Intercepto	Intercept	Intercepto	Intercepto
Teste Café	Sem tendência	Sem tendência	Sem tendência	Tendência	Tendência
Trace (café)	2	2	2	2	2
Max-Eigenvalue (café)	2	2	2	2	2

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: *Valores críticos baseados em MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

TABELA 25 Critério de informação por Rank e Modelos para as séries de café

Tendência Determinística	None	None	Linear	Linear	Quadrática
	Sem intercepto	Intercepto	Intercepto	Intercepto	Intercepto
	Sem tendência	Sem tendência	Sem tendência	Tendência	Tendência
Log Likelihood					
0	13844,72	13844,72	13844,72	13844,72	13844,72
1	13986,67	13986,82	13986,82	13987,11	13987,11
2	14094,47	14095,44	14095,44	14095,77	14095,77
Critério de informação de Akaike					
0	-10,71584	-10,71584	-10,71429	-10,71429	-10,71274
1	-10,82286	-10,82220	-10,82143	-10,82087	-10,82010
2	-10,90339*	-10,90259	-10,90259	-10,90129	-10,90129

Continua...

TABELA 25 Continuação

Tendência Determinística	None	None	Linear	Linear	Quadrática
	Sem intercepto	Intercepto	Intercepto	Intercepto	Intercepto
	Sem tendência	Sem tendência	Sem tendência	Tendência	Tendência
Critério de informação de Schwarz					
0	-10,64317	-10,64317	-10,63708	-10,63708	-10,63098
1	-10,74110	-10,73817	-10,73513	-10,73230	-10,72926
2	-10,81255*	-10,80721	-10,80721	-10,80137	-10,80137

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: (*) melhor ajustamento para o VAR

Com referência ao mercado de boi gordo, não se pôde verificar nenhuma evidência de co-integração, mesmo considerando as subamostras de análise, como realizado para o mercado de café.

Isto posto, pode-se verificar, pelos dados da Tabela 26, a satisfação da estabilidade do VAR gerado para as séries de câmbio e boi gordo, o que atesta o fato de as conclusões não serem enviesadas e espúrias.

TABELA 26 Teste de estabilidade do VAR café/câmbio

Raízes	Módulos
0,024614 - 0,229243i	0,230561
0,024614 + 0,229243i	0,230561
-0,004578 - 0,117744i	0,117833
-0,004578 + 0,117744i	0,117833

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: Sem raízes fora do círculo unitário, VAR satisfaz a condição de estabilidade

Nesse sentido, a série de café pode ser considerada integrada à série de câmbio. Isso porque, ao se considerar a livre movimentação dos ativos sem intervenção governamental, a série de câmbio apresenta comportamento de longo prazo de estabilidade com a série de café. Assim, pode-se considerar co-

integração a 10% de significância, ou seja, todos os pares de séries temporais possuem uma equação de co-integração, que é a relação de equilíbrio entre esses pares de retornos em longo prazo.

Em relação à presença de heterocedasticidade nas séries, conforme visto no teste ARCH-LM, os dados da Tabela 27 mostram, também, que a série de café não apresenta autocorrelação serial de primeira ordem, constatada pelo teste do multiplicador de Lagrange, uma vez que suas hipóteses de inexistência de autocorrelação foram aceitas conforme os p-valores analisados. É interessante ressaltar que os modelos utilizados apresentaram bom diagnóstico e qualidade de ajuste, expostos nos resultados dos diversos testes.

TABELA 27 Teste de diagnóstico e qualidade do ajuste para as equações de co-integração normalizadas.

	Café	Boi gordo
LM teste	0,7981	0,8161
Teste de normalidade	0,0000	0,0000
ARCH-LM	0,7415	0,6954
Teste de Chow	0,1705	0,1921
Portmanteau Teste	0,6785	0,7954

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: Os valores representam as estatísticas relativas a cada teste, mostradas pelo valor-p. Teste LM corresponde ao teste do multiplicador de Lagrange para a primeira ordem de autocorrelação residual; sua hipótese nula é a de inexistência de autocorrelação; teste ARCH-LM testa a hipótese nula de homocedasticidade do modelo. Todos estes modelos apresentam boas estatísticas de teste de F, a 5% de significância, exceto o teste de normalidade, que, entretanto, é apresentado na forma X^2 .

Pode-se concluir, portanto, que o retorno de café na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) é integrado à série de câmbio. Esse fato é importante em razão de os retornos se co-movimentarem sincronizadamente, ou seja, sugere-se que estes mercados sejam eficientes, em termos de difusão de informações e operações de arbitragem. As informações disponíveis que afetam

os preços e retornos do mercado de café na BM&F fluem entre os agentes dos mercados, transmitindo-se aos demais mercados com certa defasagem. Esta conclusão não pode ser implementada para a série de boi gordo, mesmo com o uso intensivo do câmbio como elemento fixador das rendas finais dos agentes, dadas as características de internacionalização e presença maciça no comércio internacional.

Uma discussão interessante é realizada confrontando-se os testes de co-integração com os resultados do teste de causalidade de Granger, que se mostrou insignificante para ambas as séries de retorno compreendidas em todo o período de tempo analisado e com significância para café na subamostra do período posterior à liberação do câmbio.

Entretanto, remetendo-se as conclusões primárias sobre a volatilidade univariada na variância das *commodities* no período anterior a 1999, pode-se sugerir que o contágio é premente e está muito associado à dinâmica de comportamento dos agentes nos mercados de café e boi gordo, frente às crises financeiras.

Ainda assim, pode-se dizer que, embora o boi gordo não tenha apresentado relação de causalidade no sentido de Granger e co-integração com a série de câmbio, o mesmo apresenta efeitos de volatilidade que sugerem contágio. Nesse sentido, as relações, em um segundo momento, podem estar causando impacto na transferência de volatilidade, em momentos mais elevados da série. Assim, sugere-se que as correlações e covariâncias possam comprovar tal efeito de contágio, principalmente para a série de boi gordo.

Na tentativa de identificação da persistência dos efeitos de choques de retorno de câmbio disponível às *commodities* agrícolas do café e boi gordo, pode-se verificar que eles apresentam efeitos de, aproximadamente, 20 dias nos retornos de café futuro e 15 dias para nos retornos de boi gordo. Ainda, que os choques na série de café tendem a ser mais intensos do que na série de boi

gordo, o que era esperado, de acordo com a Figura 4.

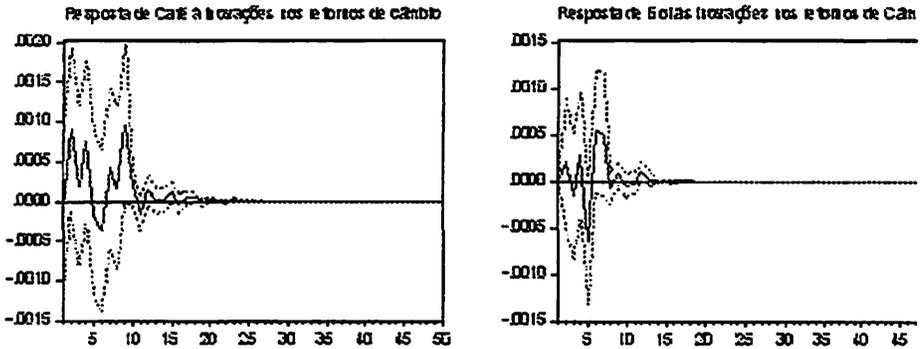


FIGURA 4 Impulso e resposta para choques de câmbio nas séries de café e boi gordo futuro.

Fonte: Dados da pesquisa

7.2 Análise multivariada

Proseguindo nas análises e investigação sobre contágio e com base nas rotinas construídas por Sheppard & Engle¹⁶ para Matlab, estimou-se a versão mais simples dos modelos descritos anteriormente. Para os modelos BEKK, BEKK diagonal, correlação constante e DCC-Engle utilizaram-se as rotinas desenvolvidas pelos autores citados.

Estas rotinas exigem que os dados sejam pré-filtrados e uma série de resíduos de média zero abasteçam tais rotinas. Dessa forma, a partir das rotinas, é possível estimar apenas os parâmetros relativos à variância.

Os dados da Tabela 28 mostram os resultados obtidos da estimação dos modelos multivariados. Os modelos estimados foram BEKK diagonal e completo, DCC-Engle, IDCC-Engle, DCC- TT e CC. Os melhores resultados, em termos de critério de informação, foram obtidos para os modelos BEKK

¹⁶ As rotinas podem ser encontradas no endereço eletrônico: <http://www.kevinsheppard.com/research/ucsdgarch/ucsdgarch.htm>

completo e DCC-Engle. Os modelos com pior desempenho foram os CC. A razão básica está no fato de que a única fonte de volatilidade condicional advém dos fatores comuns, não existindo fatores idiossincráticos para a heterocedasticidade. Além disso, a correlação temporal é constante também, o que é, provavelmente, uma hipótese muito frágil.

TABELA 28 Comparação dos modelos simétricos e erros gaussianos

Modelo	Estimador Utilizado	In Ln(θ)/T	InL(θ)	Número de parâmetros	Critérios de informação		
					SC	HQ	AIC
BEKK (1,1)-Normal	Max irrestrita	11,83	30628,87	42	-27,265	-27,333	-27,372
BEKK(2,2) –Normal	Max irrestrita	11,92	30849,56	74	-27,350	-27,471	-27,542
IDCC(1,1)	2 estágios	11,88	30750,38	13	-27,472	-27,493	-27,505
IDCC (2,2)	2 estágios	11,88	30750,42	21	-27,454	-27,488	-27,507
DCC (1,1)-E	2 estágios	11,90	30810,75	14	-27,523	-27,546	-27,559
DCC (2,2)-E	2 estágios	11,90	30822,55	22	-27,506	-27,541	-27,562
DCC (1,1)-TT	2 estágios	11,84	30656,04	14	-27,384	-27,407	-27,420
DCC (2,2)-TT	2 estágios	11,85	30677,61	22	-27,376	-27,412	-27,432
BEKK diagonal (1,1,1)	Max irrestrita	11,80	30563,09	18	-27,392	-27,334	-27,333
BEKK diagonal (1,2,2)	Max irrestrita	11,86	30710,85	26	-27,392	-27,434	-27,458
Correlação constante (1,1)	Max irrestrita	11,76	30435,97	12	-27,194	-27,214	-27,225
Correlação constante (2,2)	Max irrestrita	11,76	30447,02	20	-27,177	-27,209	-27,228
Valor mínimo obtido entre os modelos					-27,523	-27,546	-27,562

Fonte: Elaborado pelo autor

Isto posto, rejeita-se a hipótese nula de que as versões restritas dos modelos, dadas por BEKK diagonal e correlação constante, que são encaixados, respectivamente, aos modelos BEEK completo e DCC- TT, sejam boas simplificações do modelo geral. Duas conclusões podem ser extraídas: a) modelos que implicam em correlações temporais constantes não devem proporcionar boa representação dos dados e b) existe algum tipo de interdependência das volatilidades dos diversos ativos, por conta da rejeição da hipótese de diagonalidade no modelo BEKK.

TABELA 29 Comparação dos modelos simétricos e erros gaussianos (b)

Modelo irrestrito	Modelo restrito	Estatística de teste	Graus de liberdade	Qui-quadrado
BEKK (2,2) – Normal	BEKK (2,2) – Diagonal	286,31	48	0,00000
BEKK (1,1) – Normal	BEKK (1,1) – Diagonal	140,02	24	0,00000
BEKK (2,2) – Normal	BEKK (1,1) – Normal	501,32	56	0,00000
DCC-TT (1,1)	CC (1,1)	475,55	2	0,00000
DCC-TT (2,2)	CC (2,2)	399,41	2	0,00000

Fonte: Elaborada pelo autor

Procedimentos robustos que podem ser utilizados para detectar uma série de possíveis fontes de má especificação a partir de procedimentos que envolvem a realização de regressões auxiliares foram desenvolvidos, em dois artigos, por Wooldridge. A grande vantagem desse tipo de abordagem é que ele exige apenas a estimação do modelo sob a hipótese nula, pois o procedimento pertence à família dos testes de multiplicadores de Lagrange. Tal procedimento está começando a ser utilizado de forma mais ampla na literatura de modelos multivariados, tendo sua expressão máxima dada por Engle & Sheppard (2001) e Tse & Tsui (2002).

O procedimento consiste em testar em que medida uma determinada variável ou função de uma variável é útil em prever os resíduos estimados de um modelo. O teste pode ser implementado da seguinte forma: definindo-se os

resíduos generalizados por:

$$\phi = \frac{\varepsilon_t^2}{h_t} - 1 \quad (57)$$

e λ_{gt-1} as variáveis indicadoras, como sendo as variáveis ou funções de variáveis candidatas a terem poder preditivo sobre os resíduos e:

$$E(\nabla_{\theta} \phi_1) \equiv \frac{\nabla_{\theta} h_t}{h_t}, \quad (58)$$

como sendo o valor esperado do gradiente dos resíduos generalizados do modelo estimado calculado na hipótese nula.

Os seguintes passos devem ser realizados para se obter a estatística de teste:

- i. a partir de uma estimativa consistente de θ , calculam-se os resíduos da forma sugerida acima, o gradiente e as variáveis indicadoras;
- ii. realiza-se a regressão das variáveis indicadoras (λ_{gt-1}) no gradiente, calculando-se os respectivos resíduos;
- iii. realiza-se, então, a regressão de um vetor de uns no produto do resíduo generalizado pelo resíduo da regressão do item (ii), calculando-se $T * R_u^2 = T - SQR$.

Tal estatística possui distribuição assintótica qui-quadrado com graus de liberdade iguais ao número de variáveis indicadoras (Q) utilizadas no passo (ii).

Segundo Marçal e Pereira (2005), várias fontes de má especificação podem ser testadas a partir desse procedimento. Um primeiro tipo diz respeito à possibilidade de ter permanecido heterocedasticidade residual nos dados. Dessa

forma, estrutura mais rica em termo de autocorrelação na variância teria de ser implementada. Uma outra fonte de má especificação está relacionada à presença de algum tipo de assimetria nos modelos estimados.

As seguintes variáveis indicadoras foram utilizadas nos testes de especificação realizados nesta seção:

$$\lambda_{1t} = \left[\varepsilon_{1t-\max(p,q)-1}^2, \dots, \varepsilon_{4t-\max(p,q)-1}^2 \right] \quad (60)$$

$$\lambda_{2t} = [I(\varepsilon_{1t-1} > 0), \dots, I(\varepsilon_{4t-1} > 0)] \quad (61)$$

$$\lambda_{3t} = [\varepsilon_{1t-1} I[\varepsilon_{1t-1} > 0], \dots, \varepsilon_{4t-1} I[\varepsilon_{4t-1} > 0]] \quad (62)$$

O primeiro conjunto visa averiguar se há heterocedasticidade residual. O segundo e o terceiro conjuntos procuram avaliar se há evidência de algum tipo de assimetria. Na Tabela 30 reporta-se o resultado para os modelos BEKK - completo e DCC-E. Em termos gerais, a estrutura dos modelos parece ter sido capaz de evitar heterocedasticidade residual. Já no que tange à existência de assimetria, há evidência de algum tipo de assimetria não modelada, principalmente para o modelo BEKK.

Uma grande restrição pode ser atribuída aos modelos estimados. Não permitem tratar excesso de curtose e assimetrias. Dessa forma, estimou-se um modelo BEKK-completo, com distribuição t-student¹⁷ e DCC com assimetria com modelos univariados do tipo GJR. Os resultados são apresentados na Tabela 31.

¹⁷ De acordo com Marçal e Pereira (2005), é possível propor um BEKK com assimetria, contudo, o número de parâmetro é excessivamente alto e torna o processo de estimação muito difícil. Dessa forma, optou-se por prosseguir na direção do uso dos modelos DCC, que são de muito mais fácil implementação e permitem modelar assimetria.

TABELA 30 Estatística dos resíduos padronizados para alguns dos modelos estimados

Resíduos padronizados BEKK				
	BEKK (111)		BEKK (122)	
	Café	Boi gordo	Café	Boi gordo
Média	0,0387	-0,0145	0,0404	-0,0192
Erro padrão	1,0141	1,0054	1,0130	0,9894
Curtose	5,7000	3,5658	4,0456	3,3101
Assimetria	-0,6222	-0,0874	-0,6971	-0,0902
Frequência	Diária	Diária	Diária	Diária

Resíduos padronizados DCC –E				
	DCC (111)		DCC (222)	
	Café	Boi gordo	Café	Boi gordo
Média	0,0376	-0,0146	0,0391	-0,0143
Erro padrão	1,0069	1,0119	1,0050	1,0124
Curtose	6,3064	3,0799	7,0749	3,1801
Assimetria	-0,9315	-0,1062	-0,9781	-0,1002
Frequência	Diária	Diária	Diária	Diária

Fonte: Elaborado pelo autor

Os modelos multivariados da Tabela 31 podem ser, em princípio, generalizados para permitir algum tipo de assimetria no comportamento das séries. Além disso, modelos com caudas mais pesadas que o da normal podem ser estimados a partir da utilização da distribuição t-student. Em geral, para modelos univariados, este tipo de procedimento permite algum ganho na descrição de alguma base de dados em finanças.

Embora os modelos BEKK possam incorporar componentes assimétricos, Marçal e Pereira (2005) afirmam que sua estimação para modelos com estruturas relativamente simples torna-se praticamente inviável, por conta do número excessivamente grande de parâmetros. Dessa forma, optou-se por não estimá-los na versão com assimetria.

TABELA 31 Resultados de testes de especificação dos modelos estimados

Modelos		BEKK completo (1,1,1)			BEKK completo (1,2,2)			DCC-E (1,1,1)			DCC-E (2,2,2)		
Commodity	Momentos	Estatística	p-valor	G.L	Estatística	p-valor	G.L	Estatística	p-valor	G.L	Estatística	p-valor	G.L
Boi gordo	λ_1	5,78	0,1781	4	13,23	0,0101*	4	2,98	0,5190	4	4,16	0,3015	4
Café		14,23	0,0079**	4	12,19	0,0284*	4	13,20	0,0024**	4	4,25	0,3029	4
Boi gordo	λ_2	5,13	0,3911	4	9,36	0,0533	4	10,38	0,0399*	4	8,95	0,0574	4
Café		22,75	0,0000**	4	22,22	0,0004**	4	6,15	0,1542	4	5,37	0,2514	4
Boi gordo	λ_3	3,12	0,3989	4	3,12	0,4470	4	11,63	0,0193*	4	9,99	0,0342*	4
Café		6,80	0,1469	4	9,79	0,0542	4	9,30	0,0421*	4	9,01	0,0646	4
Boi gordo	λ_2, λ_3	8,47	0,4336	8	9,86	0,3984	8	14,88	0,0490*	8	13,02	0,1171	8
Café		36,90	0,0000**	8	31,03	0,0000**	8	13,21	0,1271	8	11,10	0,1844	8
Boi gordo	$\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$	18,78	0,0822	12	23,90	0,0197*	12	25,10	0,0177*	12	21,12	0,0504*	12
Café		46,10	0,0000**	12	44,18	0,0000**	12	38,56	0,0000**	12	16,99	0,1391	12

Elaborado pelo autor

* indica p-valor entre 1% e 5%; ** p-valor menor que 1%

Engle & Sheppard (2001), numa série de trabalhos recentes, propuseram um modelo alternativo para aliar certo grau de generalidade com certa simplicidade na estimação. Assim sendo, o modelo DCC pode ser generalizado, de forma a incorporar componentes assimétricos sem perder a facilidade computacional relativa.

Na tentativa de incorporar assimetria nos modelos, conjugou-se, à estrutura DCC, uma estrutura TARCH da forma proposta por Glosten, Jaganathan & Runkle (1993) (GJR). Este modelo é um caso particular de um modelo geral, como discutido em Bollerslev, Engle & Nelson (1994). O modelo geral é dado por:

$$\sigma_t^\gamma = \sum_{i=1}^{q_1} \alpha_i^+ |\varepsilon_{t-i}|^\gamma + \sum_{i=1}^{q_1} \alpha_i^- |\varepsilon_{t-i}|^\gamma + \sum_{i=1}^p \beta_i |\sigma_{t-i}|^\gamma \quad (63)$$

O modelo na forma proposta por Glosten, Jaganathan e Runkle é dado para $\gamma=2$. Marçal e Pereira (2005) apresentam que, em softwares como E-views, o modelo é estimado com uma restrição adicional dada por $\alpha_i^+ = \alpha_i^-$ para $i > 1$, ou seja, o componente assimétrico é restrito à primeira defasagem.

De modo geral, os modelos com assimetria representam melhor os dados do que os modelos reportados na Tabela 28.

Os resultados da Tabela 32 confirmam que os modelos T-BEKK e DCC-E-GJR representam melhor os dados. Dessa forma, os modelos a serem utilizados na análise de contágio multivariado são T-BEKK e DCC-E-GJR. Os resultados da Tabela 33 mostram que o modelo DCC-E-GJR tem bons resultados, em termos de especificação para a série de café, com exceção da equação que modela derivativos de boi gordo. O modelo T-BEKK é capaz de remover a heterocedasticidade presente nas séries, contudo, não é capaz de tratar

a assimetria existente. Já a grande restrição ao modelo DCC-E-GJR consiste na estrutura temporal imposta para modelar as correlações. Dessa forma, os dois modelos foram utilizados na análise.

TABELA 32 Comparação dos modelos com assimetria e erros não gaussianos

BModelo	Estimador utilizado	In Ln(θ)/T	InL(θ)	Número de parâmetros	Critérios de informação		
					SC	HQ	AIC
Modelos com erros não gaussianos							
BEKK (1,1,1)- t-student	Max irrestrita	13,60	35217,24	43	-27,787	-27,856	-27,897
BEKK(1,2,2) t-student	Max irrestrita	13,64	35319,49	75	-27,768	-27,889	-27,643
DCC - E - ass (1,1)	Dois estágios	13,48	34909,10	18	-27,597	-27,626	-27,643
DCC -E - ass (2,2)	Dois estágios	13,48	34909,17	26	-27,569	-27,612	-27,636

Fonte: Dados da pesquisa

TABELA 33 Testes de razão de verossimilhança

Modelo irrestrito	Modelo restrito	Estatística de teste	Graus de liberdade	(p-valor)
BEKK (1,1) -t-student	BEKK (1,1) - Normal	1215,10	33	0,0000
BEKK (2,2) -t-student	BEKK (2,2) - Normal	899,87	1	0,0000
BEKK (2,2) -t-student	BEKK (1,1) - Normal	1479,24	33	0,0000
BEKK (2,2) -t-student	BEKK (1,1) -t-student	324,98	32	0,0000
DCC-E-GJR (1,1)	DCC-E (1,1)	206,17	4	0,0000
DCC-E-GJR (2,2)	DCC-E (2,2)	180,13	4	0,0000
DCC-E-GJR (2,2)	DCC-E-GJR (1,1)	1,01	8	0,8754

Fonte: Dados da pesquisa

TABELA 34 Resultados de testes de especificação dos modelos estimados

Commodity	Modelos	BEKK completo (1,1,1)			BEKK completo (1,2,2)			DCC-E (1,1,1)			DCC-E (2,2,2)		
		Estatística	p-valor	G.L	Estatística	p-valor	G.L	Estatística	p-valor	G.L	Estatística	p-valor	G.L
Boi gordo	λ_1 - Heterocedasticidade	3,98	0,3921	4	3,85	0,3957	4	8,97	0,0601	4	3,99	0,3910	4
Café		Residual	17,02	0,0010	4	7,10	0,1669	4	11,01	0,0328	4	14,93	0,0049
Boi gordo	λ_2 - Assimetria na volatilidade não condicional	8,10	0,1001	4	4,28	0,3577	4	9,02	0,0695	4	6,12	0,2070	4
Café		29,13	0,0000	4	4,04	0,4243	4	5,14	0,2437	4	5,34	0,2543	4
Boi gordo	λ_3 - Assimetria na volatilidade condicional	5,20	0,2773	4	4,96	0,2925	4	5,24	0,2577	4	3,73	0,4561	4
Café		6,00	0,1975	4	3,58	0,5229	4	14,85	0,0065	4	19,15	0,0007	4
Boi gordo	λ_2, λ_3	16,99	0,0275	8	13,08	0,1156	8	14,91	0,0590	8	11,01	0,2013	8
Café		54,13	0,0000	8	7,01	0,5491	8	19,21	0,0127	8	24,55	0,0019	8
Boi gordo	$\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$	22,19	0,0377	12	35,80	0,0000	12	17,98	0,1163	12	11,67	0,4728	12
Café		48,,29	0,0000	12	32,79	0,0014	12	23,89	0,0210	12	30,53	0,0023	12

Elaborado pelo autor

* indica p-valor entre 1% e 5%; ** p-valor menor que 1%

No anexo 5 são apresentados os resultados dos testes para as correlações dinâmicas. Nos modelos DCC-E-GJR, todas as *dummies* representativas das crises posteriores a janeiro/99 propostas são significativas, indicando que os modelos não descrevem bem as correlações nos momentos de crise. Interessante notar que as correlações multivariadas no período anterior a janeiro/99 não descrevem bem as correlações bivariadas das *commodities* com o câmbio. Isso é explicado pela característica da volatilidade do dólar no período. Entretanto, não se pode atestar que não houve contágio, mas, apenas que as correlações bivariadas com as variáveis *dummy* apresentarem baixa correlação pela especificidade do câmbio, dado o forte controle cambial marcado no período.

Na mesma Tabela, anexo 5, apresentam-se os mesmos testes para os modelos T-BEKK. Neste caso, os resultados confirmam a impressão obtida pelo senso comum. Os modelos de correlação dinâmica com variáveis exógenas tipo *dummy* não apresentam bom desempenho para a descrição das crises do México, Ásia e Russa. Isso porque existe quase que uma ausência de correlação bivariada nesse período. Em específico, porque as correlações das *commodities* anteriores a janeiro/1999 com o câmbio são não significantes. Entretanto, ao analisarmos a segunda metade da série, pode-se perceber que o modelo capta as transmissões de volatilidade e contágio sobre os derivativos agropecuários, para as crises Argentina e Brasil, em 1999 e 2002. Assim, pode-se generalizar que, embora não tenha havido significância estatística dos modelos para as *dummies* das crises em meados dos anos 1990, as mesmas tiveram forte relação de contágio com o mercado internacional, identificado na análise univariada. Este período de incapacidade técnica de captação de volatilidade bivariada é justificado pelas características da política cambial brasileira.

Na Figura 5, apresentam-se as volatilidades condicionais estimadas para cada uma das *commodities*. De forma geral, confirma-se também o processo volátil da variância bivariada para as *commodities* em épocas de crise. Assim, pode-se evidenciar a transferência da forte volatilidade, nos momentos de crise, aos mercados de café e boi gordo, sendo possível atestar que, dentre as recentes crises pós-plano de flexibilização do câmbio, a crise do Brasil em 1999 teve, largamente, maiores efeitos sistêmicos nas *commodities*.

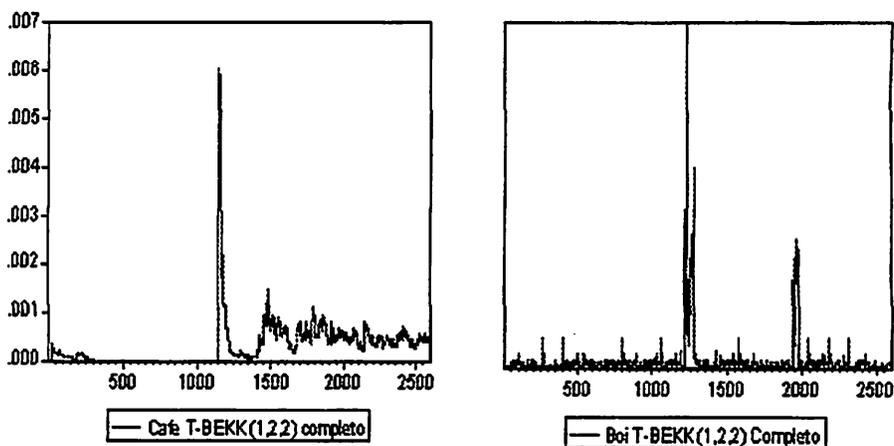


FIGURA 5 Volatilidade estimada a partir do modelo T-BEKK completo (1,2,2)
 Fonte: Dados da pesquisa

Por fim, na Tabela 35, conforme propõem Marçal & Pereira (2005), é apresentado o teste de correlação condicional dos modelos DCC-E-GJR e T-BEKK. Entretanto, parece existir algum tipo de assimetria não modelada nas correlações.

Tabela 35 Testes de especificação para as correlações condicionais - crises financeiras

Modelos		BEKK Completo (1,1,1)			BEKK Completo (1,2,2)			DCC-E (1,1,1)			DCC-E (2,2,2)		
Commodity	Momentos	Estatística	p-valor	G.L.	Estatística	p-valor	G.L.	Estatística	p-valor	G.L.	Estatística	p-valor	G.L.
Café	λ_1 - Produtos cruzados dos	2,47	0,8705	6	2,29	0,8915	6	7,46	0,2808	6	10,76	0,1050	6
Boi gordo	resíduos defasados	1,91	0,9634	6	2,38	0,8816	6	9,90	0,1291	6	8,99	0,1731	6
Café	λ_1 - <i>Dummies</i> para choques	89,09	0,0000	6	43,30	0,0000	6	256,48	0,0000	6	221,82	0,0000	6
Boi gordo	negativos simultâneos	54,63	0,0000	6	17,02	0,0093	6	134,74	0,0000	6	140,13	0,0000	6

Fonte: Elaborado pelo autor

* indica p-valor entre 1% e 5%; ** p-valor menor que 1%

Isto posto, vários procedimentos formais têm sido amplamente utilizados em trabalhos de séries de tempo multivariados, no intuito de identificar os padrões nas correlações e covariâncias das séries. Assim, pode-se dizer que importantes evidências de contágio dependem dos co-movimentos de volatilidades e correlações. Para concluir as discussões ora iniciadas, apresentam-se, na Tabela 36, algumas estatísticas descritivas das correlações das *commodities* com o câmbio. Na primeira e terceira colunas, encontram-se as estatísticas descritivas das correlações entre os logaritmos dos desvios padrões dos ativos.

As volatilidades entre os ativos tendem a moverem-se conjuntamente pós-janeiro/99, como já evidenciado. Tal resultado é consistente com uma estrutura de contágio proposta.

Ainda, de acordo com as colunas Corr(Café, Câmbio) e Corr(Boi, Câmbio), que apresentam as correlações dos logaritmos das volatilidades das *commodities* com o câmbio, as volatilidades das *commodities* tendem a mover-se conjuntamente, como evidenciado pelas médias e medianas dos coeficientes de correlação. Tal resultado é consistente com uma estrutura de fator dirigindo o segundo momento da distribuição conjunta dos retornos das *commodities*.

Nesse sentido, a segunda coluna, denominada Corr(Cafecambio, σ_{corr}) refere-se às estatísticas das correlações entre as correlações diárias realizadas e os correspondentes logaritmos dos desvios padrões.

TABELA 36 Estatística descritiva das correlações multivariadas de café e boi gordo

	Corr (Café/câmbio)	Corr (Cafe/câmbio, σ_{corr})	Corr (Boi; câmbio)	Corr (Boi/câmbio, σ_{corr})
Média	-0,2015	0,448	-0,1068	0,012
Desvio padrão	0,3150	0,290	0,1548	0,190
Mediana	-0,1542	0,384	-0,0922	0,074
Máximo	0,2021	0,550	0,1560	0,270
Mínimo	-0,5613	-0,078	-0,3041	-0,078

Fonte: Dados da pesquisa

Dessa forma, pelas segundas e quartas colunas da tabela acima, as quais apresentam uma estatística descrevendo as correlações entre as correlações diárias com o câmbio e os correspondentes logaritmos dos desvios padrões, estrutura que identifica o efeito volatilidade na correlação, conforme Andersen, Bollerslev, Diebold & Ebens (2001), indica, no caso de correlações fortemente correlacionadas, que nos períodos de maior volatilidade os ativos tendem a mover-se conjuntamente. Assim sendo, esse efeito parece ser mais evidente no mercado de café do que no futuro de boi gordo, como mostrado pelas medianas, médias e desvios dos coeficientes de correlação.

Dos resultados multivariados apresentados, pode-se concluir que: i) há interdependência entre a volatilidade do câmbio pronto e as *commodities* estudadas; ii) há evidência de que modelos assimétricos e não-gaussianos podem descrever melhor a base de dados do que os modelos simétricos e gaussianos; iii) há evidência de que a estrutura de variância e correlações temporais se alterou ao longo das crises financeiras que eclodiram nos mercados internacionais, no período amostral.

7.3 Comparação com outros trabalhos na literatura¹⁸

Esta tese inova por tratar e testar a condição de contágio financeiro nas *commodities* agrícolas, algo original e inovador na literatura especializada. A concentração das análises de contágio para ativos financeiros, em parte, era justificada pela maior aderência quanto aos resultados esperados.

Nesse sentido, toda literatura sobre contágio e estudo de transmissão de volatilidade concentra-se na área de ativos financeiros. Um dos trabalhos que procuram modelar e testar a existência de interdependência em mercados financeiros tradicionais é o de Moraes & Portugal (2001) que estimam um

¹⁸ No caso de modelos univariados, podem-se citar Issler (1999), Almeida & Pereira (2000) e Pereira, Hotta, Souza & Almeida (1999).

modelo de volatilidade estocástica proposto por Harvey & Sheppard (1994). Os autores encontraram evidência de que a volatilidade dos retornos dos *PAR bonds* (títulos estudados) está relacionada. Uma extensão natural deste trabalho seria modelar a volatilidade dos ativos usando modelos de volatilidade do tipo GARCH multivariados. Outra possibilidade explorada por Lopes & Migon (2001) consiste em modelar o retorno dos índices de ações de diversos países emergentes. Em ambos os trabalhos, há evidência de componentes comuns nas séries.

Karolyi (1995) estima alguns dos modelos GARCH multivariados descritos na seção anterior para avaliar em que medida os mercados de ações dos Estados Unidos e Canadá estão interligados, em termos de retorno e volatilidade.

Marçal & Pereira (2005) propuseram um modelo multivariado para evidenciar contágio financeiro por meio da análise dos títulos de dívida soberana. O trabalho aborda todos os modelos usados nesta tese e conclui para a evidência de transmissão de volatilidade e contágio entre países.

Por fim, Baig & Goldfjan (1998) procuram avaliar a existência de contágio entre os ativos (taxas câmbio e ações) nos países asiáticos, especificamente Indonésia, Tailândia, Coréia, Malásia e Filipinas. A metodologia para averiguar a existência de contágio é semelhante, em um sentido, à proposta neste trabalho. A idéia básica dos autores consiste em comparar as correlações dos diversos ativos no período contra as correlações observados no período de calmaria. Um aumento das correlações é vista como evidência de contágio. Os resultados obtidos pelos autores apontam para a existência de algum grau de contágio, principalmente taxas de câmbio e *spreads* soberanos. Por fim, procuram testar se, corrigidas por fundamentos, as correlações, ainda assim, tendem a subir nos períodos de crise. Tal opção poderia ter sido tentada neste trabalho e exigiria a modelagem também do

primeiro momento das séries, o que tomaria modelos como BEKK ainda mais pesados e difíceis de serem estimados. Contudo, os modelos da família DCC-E e DCC-TT oferecem, em princípio, este tipo de possibilidade ainda pouco explorada.

8 CONCLUSÃO

Nesta tese utilizou-se uma ampla gama de modelos uni e multivariados para modelar os retornos dos contratos futuros de duas *commodities* agrícolas. Algumas conclusões podem ser salientadas. Parece existir evidência de interdependência entre o câmbio e as duas *commodities* agrícolas. Tal resultado parece ser intuitivo na medida em que essas *commodities* apresentaram forte volatilidade - mediadas pelos modelos Tarch & Egarch – próximo aos períodos de forte crise financeira. Alia-se a esta evidência o fato da não co-integração, das *commodities* agrícolas, para todo o período de análise, o que sugere que, mesmo não havendo relação estrutural de longo prazo entre as *commodities* e ainda que o câmbio tenha permanecido fixo na primeira metade da série, houve evidências de aumento de volatilidade, em consequência das grandes instabilidades financeiras mundiais. Ainda, partindo da análise na segunda metade da série, em que se evidencia co-integração moderada entre café e câmbio, pode-se sugerir que ambos guardam relação estrutural no espaço, co-integração que tende a um equilíbrio estável no longo prazo, o que evidencia certa interdependência. Esta conclusão vem do fato de que, com a ausência de intervenção econômica no câmbio, o mesmo retrata de forma mais transparente o nervosismo dos agentes e instituições internacionais presentes no mercado, sugerindo que os retornos das *commodities* se alinhem ao retorno da moeda, tendo em vista, também, as ligações comerciais no mercado internacional das duas *commodities*.

Além disso, parece existir alguma evidência de que as estruturas estimadas de volatilidade não se mantiveram constantes durante as diversas crises financeiras ocorridas no período estudado. Isto seria uma evidência de contágio. Particularmente as crises mexicanas, da Ásia e russa tiveram efeitos importantes.

Existe evidência de algum comportamento assimétrico nas volatilidades. Os choques negativos parecem ter efeitos diferentes sobre o nível de volatilidade e de correlações, o que vai ao encontro dos fatos estilizados em finanças. Tal resultado pode ser avaliado por alguns dos resultados reportados nos testes de especificação e na superioridade obtida pelos modelos em que algum tipo de assimetria foi permitido na análise multivariada. Por fim, existe uma evidência de que notícias ruins que promovem o aumento da volatilidade do câmbio também têm um efeito sobre a volatilidade e as correlações das *commodities* agrícolas de café e boi gordo.

9 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALMEIDA, N. M. C. G.; PEREIRA, P. L. V. **Mudança de regime em volatilidade: os Modelos SWGARCH**. São Paulo: FEA-USP, 2000. (Texto para Discussão; n. 11).
- AGLIETTA, M. **Macroéconomie financière**. Paris: Édition La Découverte, 1995.
- ANDERSEN, T. G.; BOLLERSLEV, T.; DIEBOLD, F. X.; EBENS, H. The distribution of realized stock return volatility. **Journal of Financial Economics**, Lausanne, v. 61, n. 1, p. 43-76, July 2001.
- BAIG, T.; GOLDFAJN, I. Financial Market Contagion in the Asian Crises. **International Monetary Fund staff Paper**, Washington, v. 46, n. 2, p. 167-195, June 1999.
- 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
- BARROS, G. S. de C.; MARQUES, P. V.; BACCHI, M. R. P.; CAFFAGNI, L. C. **Elaboração de indicadores de preços de soja: um estudo preliminar**. Piracicaba: FEALQ/ESALQ, 1997. 150 p.
- BAUWENS, L.; LAURENT, S.; ROUMBOUTS, J. V. K. **Multivariate GARCH Models: a survey**. Core Discussion Paper 31; Université Catholique de Louvain, 2003.
- BELLUZO, L. G. de M.; COUTINHO, L. Desenvolvimento e estabilização sob finanças globalizadas. **Economia e Sociedade**, Campinas, n. 7, p. 129-154, dez. 1996.
- BERNDT, E. R.; HALL, B. H.; HALL, R. E.; HAUSMAN, J. A. Estimation and inference in nonlinear statistical models. **Annals of Economic and Social Measurement**, New York, v. 3, n. 4, p. 653-665, 1974.

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

BIS. 69th Annual Report. Basle: Bank for International Settlements, 1999.

BOLLERSLEV, T.; WOOLDRIDGE, J. M. " Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying Covariances". *Econometric Reviews*, New York, v.11, n.2, p.143-172, Apr./June 1992.

BOLLERSLEV, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, Lausanne, v. 31, n. 3, p. 307-327, Apr. 1986.

BOLLERSLEV, T. Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH approach. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v.72, n. 4, p. 498-505, Nov. 1990.

BOLLERSLEV, T. Past Developments and future changes. *Journal of Econometrics*, Lausanne, v. 100, n. 1, p.41-52, Jan. 2001.

BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R. F.; NELSON, D. B. ARCH Models. *Handbook of Econometrics*; 1994, cap. 49, v. 4.

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. 102 p. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. *Time series analysis: forecasting and control*. San Francisco: Holden-day, 1976. 375 p.

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

CANUTO, O.; LIMA, G. *Bancos Centrais e Integração Financeira no Mercosul: o marco geral*. Relatório de Pesquisa CEPAL-IPEA, fevereiro. 1999.

CINTRA, M. A. M.; FREITAS, M. C. P. *Transformações institucionais dos sistemas financeiros: um estudo comparado*. São Paulo: FUNDAP/FAPESP, 1998

CINTRA, M. A. M. As Transformações na Estrutura do Sistema Financeiro dos Estados Unidos: a Montagem de um Novo Regime Monetário-Financeiro (1980-1995). 1997. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade de Campinas, Campinas.

CORSETTI, G.; PERICOLI, M.; SBRACIA, M. Some contagions, some interdependence - more pitfalls in Tests of Financial Contagion. 2003. Mimeografado.

COWELS, A. Can Stock Market Forecasters Forecast?. *Econometrica*, Chicago, v, 1, n. 4, p. 309-24, 1933.

CUNHA, A. M.; PRATES, D. M. Instabilidade e crises nos anos 90: a reação conservadora. *Economia Ensaio*, Uberlândia - MG, v. 15, n. 2, p. 151-187, 2001

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

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

ENDERS, W. *Applied econometric time series.* , New York: John Wiley & Sons, 1995.

ENGLE R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction representation, estimation and testing. *Econometrica*, Oxford, v. 55, n. 2, p. 251-276, Mar. 1987.

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

ENGLE, R. F.; KOZICKI, S. Testing for Common Features. *Journal of Business & Economics Statistics*, Oxford, v. 11, n. 4, p. 369-395, 1993. (com comentários).

ENGLE, R. F.; KRONER, K. F. Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory*, New York, v. 11, n. 1, p. 122-150, 1995.

ENGLE, R. F.; SHEPPARD, K. Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH, 2001. (NBER Working Paper 8554).

ENGLE, R. F.; NG, V. K.; ROTHSCILD, M. Asset pricing with a factor-arch covariance structure: empirical estimates for treasury Bills. *Journal of Econometrics*, Lausanne, v. 45, n. 1/2, p. 213-237, July/Aug. 1990.

FAMA, E.E. The behavior of stock market prices. *Journal of Business*, Chicago, v.38, n. 1, p. 34-105, Jan. 1965.

FAMA, E.F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work.. *The Journal of Finance*, Malden, v. 25, n. 2, p. 383, May 1970.

FONTES, R. E.; CASTRO JÚNIOR, L. G.; MOL, A. L. R.; AZEVEDO, A. F. de. Descobrimto de base e risco de base da cafeicultura em diversas localidades de Minas Gerais e São Paulo. In: CONGRESSO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 60., 2002, Passo Fundo. *Anais... Passo Fundo: [s.n.]*, 2002. 1CD-ROM.

FREITAS, M. C. P. *Concurrence Bancaire, Spéculation et Instabilité Financière: une lecture hétérodoxe de l'évolution récente du système financier international*. 1997. Villeteuse: Université de Paris XIII/U.F.R. de Sciences Economiques et Gestion (Thèse de Doctorat en Sciences Economiques).

GAIO, L. E. ; CASTRO JUNIOR, L. G. ; OLIVEIRA, A. R. . Causalidade e Elasticidade na transmissão de preço do boi gordo entre regiões do Brasil e a Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F). *Organizações rurais e agroindustriais*, Lavras, v. 7, n. 3, p. 282-297, 2005.

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.

GLOSTEN, L.R.; JAGANNATHAN, R.; RUNKLE, D. On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks. *Journal of Finance*, Chicago, v. 48, n. 5, p. 1779-1801, Dec. 1993.

GONZALO, J. Five alternative methods of estimating long run relationships. *Journal of Econometrics*, Lausanne, v. 60, n. 1/2, p. 203-233, Jan./Feb. 1994.

GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, Lausanne, v. 2, n. 1, p. 111-120, 1974.

GRIFFITH-JONES, S. La crisis del peso mexicano. *Revista de la Cepal*, Santiago, n. 60, p.151-170, dic. 1996.

GRIFFITH-JONES, S. Globalización de los Mercados Financieros y el Impacto de los Flujos hacia los Países en Desarrollo: Nuevos Desafíos para la Regulación. *Pensamiento Iberoamericano*, Madrid, n. 27, p. 41-76, ene./jun. 1995.

HARRIS, R. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. Hemel Hempstead: Prentice Hall, 1995.

HARVEY, A.; RUIZ, E.; SHEPHARD, N. Multivariate stochastic variance models. *Review of Economic Studies*, Oxford, v. 61, n. 2, p. 247-264, Apr. 1994.

HELLEINER, E. *States and the Reemergence of Global Finance: from Bretton Woods to the 1990s*. Ithaca and London: Cornell University Press, 1994.

HENDRY, D. F. *Dynamic econometrics*. Oxford: Oxford University Press, 1995.

HULL, J. *Introdução aos mercados futuros e de opções*. 2. ed. São Paulo: Cultura Editores Associados e Bolsa de Mercadorias & Futuros, 1996.

IMF. *International capital markets: developments, prospects, and key economic issues*. Washington DC: International Monetary Fund, 1998.

IMF1999. *International capital markets: developments, prospects, and key economic issues*. Washington DC: International Monetary Fund, 1999.

ISSLER, J. V. Estimating and Forecasting the Volatility of Brazilian Finance Series using ARCH Models. *Revista de Econometria*, Rio de Janeiro, v. 19, n. 1, p. 5-56, jan./jun. 1999.

JARQUE, C. M.; BERA, A. K. A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review*, Voorburg, v.55, n. 2, p.163-172, Aug. 1987.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 52, n. 2, p.169-219, May 1990.

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

JORION, P. **Value at risk: the new benchmark for controlling derivatives risk**. Chicago: Irwin, 1999.

KAROLYI, G. A. A Multivariate GARCH Model of International Transmissions of Stocks Returns and Volatility: The Case of United States and Canada. **Journal of Business and Economic Statistics**, Alexandria, v. 13, n.1, p. 11-25, Jan. 1995.

KEYNES, J. M. A Teoria geral do emprego do juro e da moeda, inflação e deflação. São Paulo: Nova Cultural, 1985. p. 150.

KINDLEBERGER, C. P. **Manias, panics and crashes: a history of financial crises**. New York: Basic Books, 1989.

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.

LIN, W. L. Alternative Models for factor GARCH models. **Journal of Applied Econometrics**, Sussex, v. 7, n. 3, p. 259-279, July/Sept. 1992.

LOPES, H. F.; MIGON, H S. **Comovements and contragion in emergent market: stock indexes volatilities**: Seminário do Finance Lab; IBMEC Business School; São Paulo, 2001.

MANDELBROT, B. The Variation of certain speculatives prices. **Journal of Business**, Chicago, v.36, n. 4, p.394-419, 1963.

MARÇAL, E. F.; PEREIRA, P. L. V. Testando a hipótese de contágio a partir de modelos multivariados de volatilidade. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 10., 2005, São Paulo. **Anais...** 2005.

MILLS, T. C. The econometric modeling of financial time series. Cambridge: University of Cambridge, 1993. 247 p.

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

MORAIS, I. A. C. de; PORTUGAL, M. Characteristics of stochastic volatility for Latin America' s Par Bonds. Seminário do Finance Lab; IBMEC Business School; São Paulo, 2001.

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*, Lausanne, v.59, n.2, p.347-370, Mar. 1991a.

NELSON, D. B. Stacionarity and persistence in the Garch (1,1) Model. *Econometric Theory*, New York, v.6, n. 3, p.318-334, Sept. 1991b.

NEWBY, W. ; WEST, K. A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, Oxford, v.55, n. 3, p.703-708, May 1987.

PAGAN, A. Two Stages and related estimators in a multivariate garch model. *Review of Economic Studies*, Bristol, v. 53, n. 1, p. 107-127, 1986.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Structural analysis of vector error corrections models with exogenous variables. *Journal of Econometrics*, Lausanne, v. 97, n. 2, p. 293-343, Aug. 2000.

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

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

PRIESTLEY, M.B. Design relations for non-stationary processes. *Journal Royal Statistics society, Serie B*, London, v. 28, n.1, p. 228-240, 1965.

ROBERTS, H. Statistical versus clinical prediction of the stock market. Chicago: University of Chicago, 1967.

SAMUELSON, P. Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. **Industrial Management Review**, Cambridge, v. 6, n. 1, p. 41-49, 1965.

SANTOS, J. B. U. Bovinocultura de corte na região Centro- Oeste. In: SIMPÓSIO GOIANO SOBRE PRODUÇÃO DE BOVINOS DE CORTE, 1999, Goiânia, GO. Anais... Goiânia: CBNA, 1999. p. 1-8.

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

STRANGE, S. **Casino Capitalism**. Oxford: Basil Blackwell, 1986.

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).

TAYLOR, S.J. **Modelling Financial; Time Series**. John Wiley & Sons, USA, 1986.

TSE, Y. K.; TSUI, A. K. C. A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model with Time-Varying Correlations. **Journal of Business and Economic Statistics**, Alexandria, v. 20, n. 3, p. 351-362, July 2002.

TSE, Y. K. A test for constant correlations in a multivariate GARCH model. **Journal of Econometrics**, Lausanne, v. 98, n. 1, p. 107-127, Sept. 2000.

WOLD, H. A study in the analysis of stationary time series. Uppsala: Almqvist und Wiksell, 1938. 214 p.

WOOLDRIDGE, J. A unified approach to robust, regression based specifications tests. **Journal of Econometrics**, Lausanne, v. 47, n. 1, p.5-46, Jan. 1990.

WOOLDRIDGE, J. On the application of robust, regression based diagnostics to models of conditional means and conditional variances. **Journal of Econometrics**, Lausanne, v. 47, p.5-46, 1991.

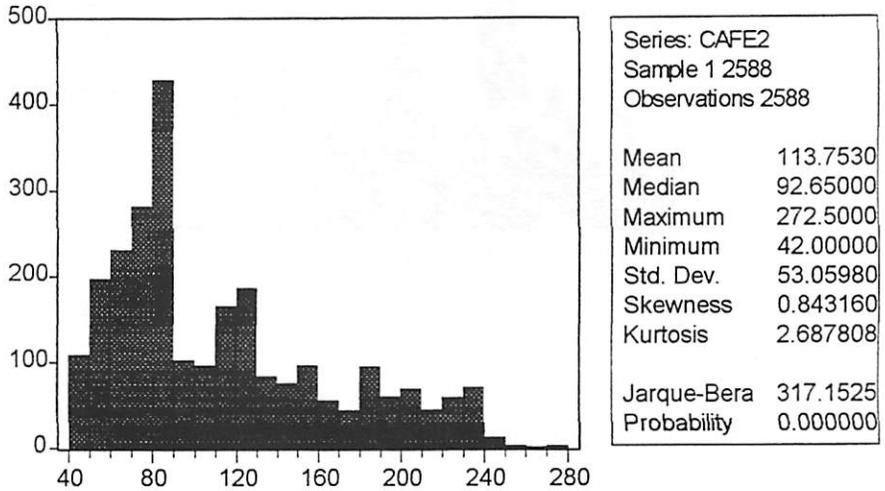
ZAKOIAN, J.M. Threshold Heteroskedasticity models. Journal of Economic Dynamics and Control, Amsterdam, v.18, n. 5, p.931-955, Sept. 1994.

ZHOU, A. Modeling the volatility of the Heath-Jarrow-Morton Model: A Multi-Factor Garch Analysis. Illinois: University of Illinois at Urbana-Champaign, 1999. (OFOR Paper Number 00-05).

ANEXOS

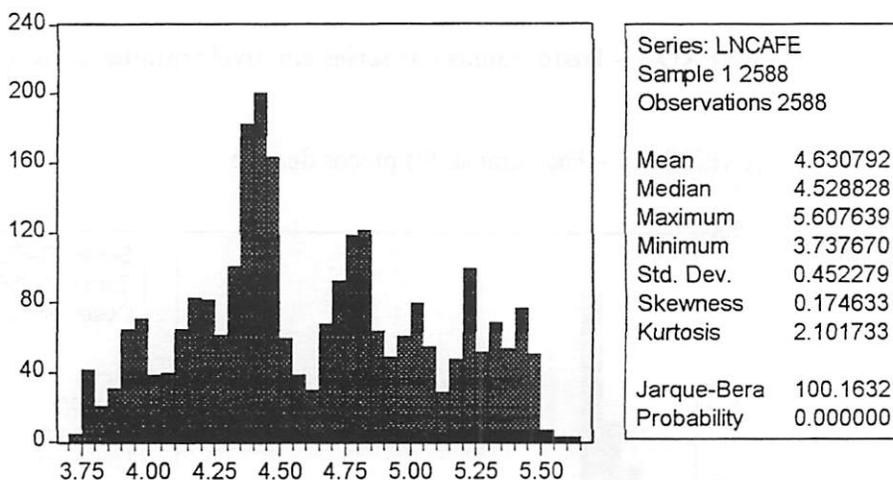
ANEXO 1 – Histogramas das séries em nível tratadas na tese

ANEXO 1.1 – Histograma dos preços de café



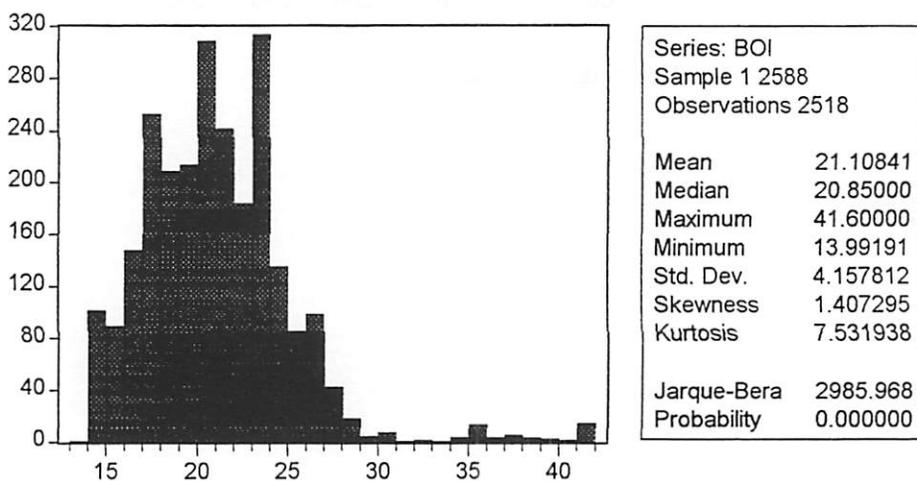
Fonte: Dados da pesquisa

ANEXO 1.2 – Histograma dos preços de café logaritimizados



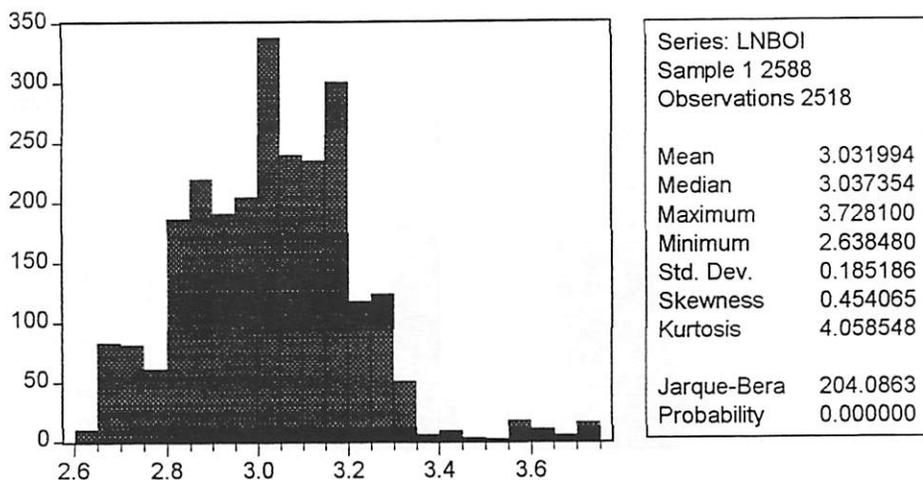
Fonte: Dados da Pesquisa

ANEXO 1.3 – Histograma dos preços de boi gordo



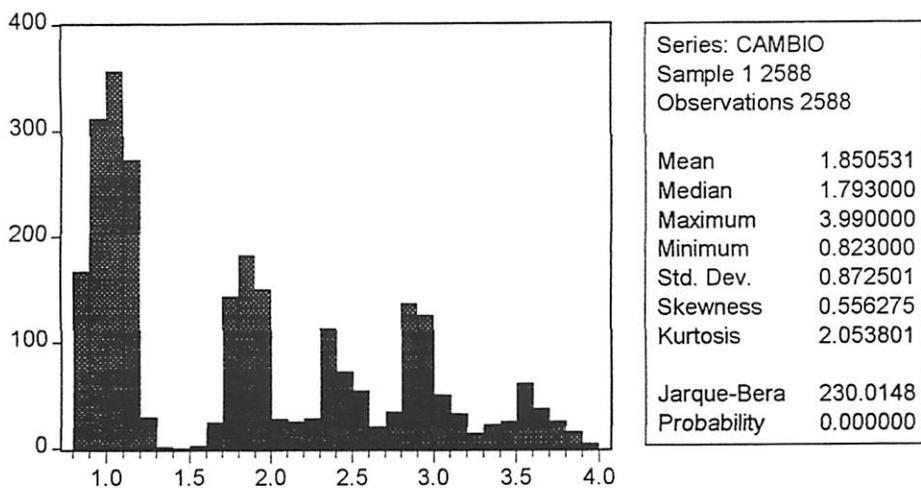
Fonte: Dados da pesquisa

ANEXO 1.4 – Histograma dos preços de boi gordo logaritimizados



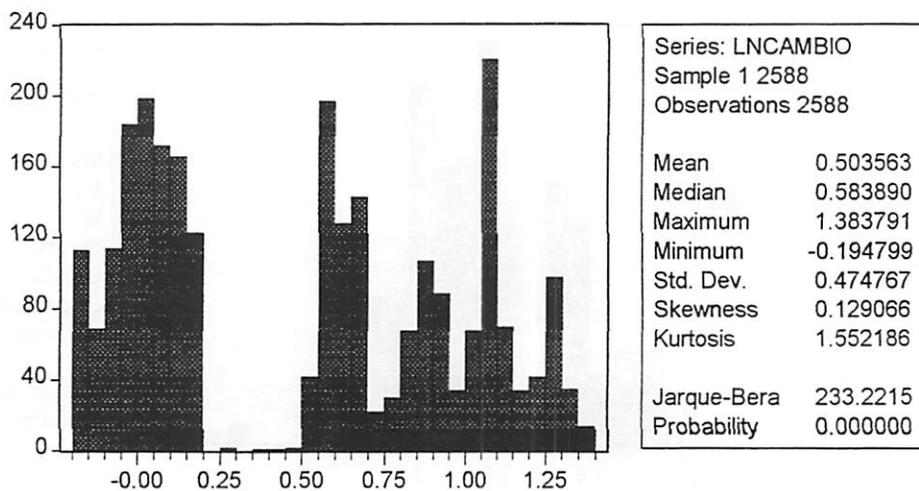
Fonte: Dados da Pesquisa

ANEXO 1.5 – Histograma dos preços de dólar pronto



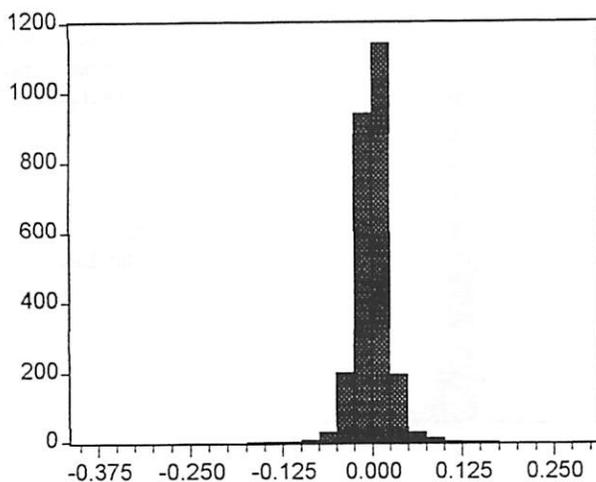
Fonte: Dados da pesquisa

ANEXO 1.6 – Histograma dos preços de dólar pronto logaritimizados



Fonte: Dados da pesquisa

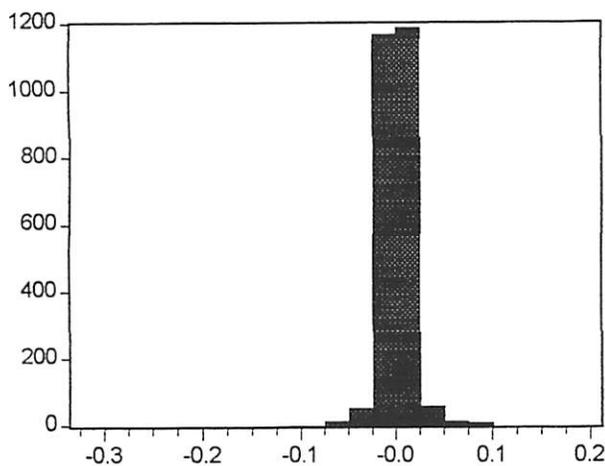
ANEXO 1.7 – Histograma do retorno de café



Series: LNRCAFE	
Sample 1 2588	
Observations 2587	
Mean	-0.000305
Median	0.000000
Maximum	0.285386
Minimum	-0.380397
Std. Dev.	0.025969
Skewness	-0.587839
Kurtosis	36.02241
Jarque-Bera	117693.6
Probability	0.000000

Fonte: Dados da Pesquisa

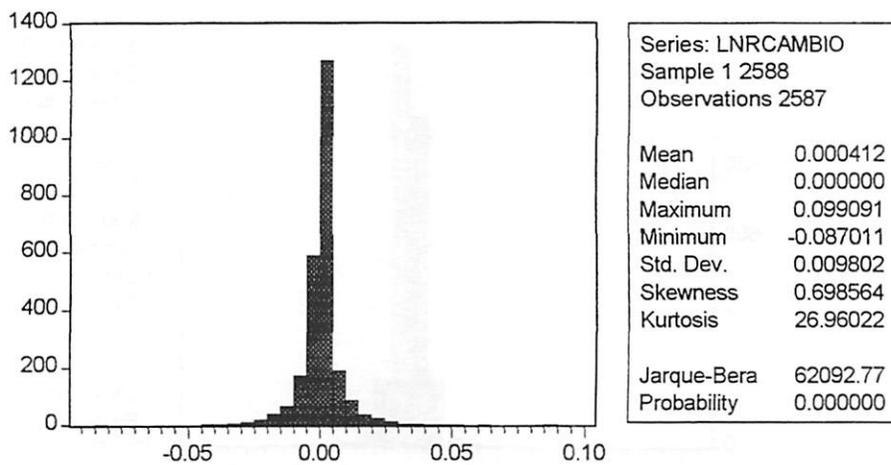
ANEXO 1.8 - Histograma retorno de boi gordo



Series: LNRBOI	
Sample 1 2588	
Observations 2517	
Mean	-6.11e-05
Median	0.000000
Maximum	0.197777
Minimum	-0.311436
Std. Dev.	0.016913
Skewness	-2.163910
Kurtosis	68.67885
Jarque-Bera	454364.9
Probability	0.000000

Fonte: Dados da Pesquisa

ANEXO 1.9 – Histograma retorno de dólar pronto



Fonte: Dados da pesquisa

ANEXO 2

Correlogramas das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial

ANEXO 2.1 - Correlograma dos preços de café

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*****	*****	1	0.998	0.998	2580.2	0.000
*****		2	0.996	0.031	5151.2	0.000
*****		3	0.994	-0.012	7712.8	0.000
*****		4	0.992	-0.045	10264	0.000
*****		5	0.990	-0.017	12805	0.000
*****		6	0.987	-0.010	15335	0.000
*****		7	0.985	-0.024	17854	0.000
*****		8	0.983	0.037	20362	0.000
*****		9	0.980	0.008	22861	0.000
*****		10	0.978	0.018	25349	0.000
*****		11	0.976	-0.037	27827	0.000
*****		12	0.974	-0.025	30293	0.000
*****		13	0.971	0.027	32750	0.000
*****		14	0.969	-0.029	35195	0.000
*****		15	0.967	0.006	37630	0.000

Fonte: Dados da pesquisa

ANEXO 2.2 - Correlograma dos preços de boi gordo

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*****	*****	1	0.995	0.995	2497.7	0.000
*****		2	0.990	-0.030	4972.0	0.000
*****		3	0.986	0.014	7423.7	0.000
*****		4	0.981	-0.001	9853.0	0.000
*****		5	0.976	0.000	12260.	0.000
*****		6	0.971	-0.055	14643	0.000
*****		7	0.966	-0.015	17000	0.000
*****		8	0.961	0.026	19334.	0.000
*****		9	0.956	0.016	21645.	0.000
*****		10	0.951	0.008	23935	0.000
*****		11	0.946	-0.020	26201.	0.000
*****		12	0.941	-0.002	28445.	0.000
*****		13	0.936	-0.002	30666.	0.000
*****		14	0.932	0.005	32865.	0.000
*****		15	0.926	-0.037	35041.	0.000

Fonte: Dados da pesquisa

ANEXO 2.3 - Correlograma dos preços de dólar pronto

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*****	*****	1	0.999	0.999	2584.6	0.000
*****		2	0.997	-0.009	5163.6	0.000
*****		3	0.996	0.007	7737.3	0.000
*****		4	0.995	-0.022	10305.	0.000
*****		5	0.994	0.005	12868.	0.000
*****		6	0.992	-0.013	15424.	0.000
*****		7	0.991	-0.015	17975.	0.000
*****		8	0.990	-0.004	20519.	0.000
*****		9	0.988	-0.009	23058.	0.000
*****		10	0.987	-0.004	25590.	0.000
*****		11	0.986	0.005	28117.	0.000
*****		12	0.984	-0.005	30637.	0.000
*****		13	0.983	0.005	33151.	0.000
*****		14	0.981	0.000	35659.	0.000
*****		15	0.980	-0.010	38161.	0.000

Fonte: Dados da pesquisa

ANEXO 3 MODELOS ARMA

ANEXO 3.1 – Modelo ARMA (2,2) incompleto para retorno de café

Dependent Variable: LNRCAFE

Method: Least Squares

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(2)	0.474201	0.175314	2.704871	0.0069
MA(2)	-0.490819	0.174258	-2.816624	0.0049
R-squared	0.003844	Mean dependent var		-0.000334
Adjusted R-squared	0.003459	S.D. dependent var		0.025915
S.E. of regression	0.025870	Akaike info criterion		-4.470694
Sum squared resid	1.728688	Schwarz criterion		-4.466162
Log likelihood	5780.372	Durbin-Watson stat		2.076369

Fonte: Dados da pesquisa

ANEXO 3.2 – Modelo ARMA (5,5) Incompleto para retorno de boi gordo

Dependent Variable: LNRBOI

Method: Least Squares

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(5)	0.726838	0.198769	3.656702	0.0003
MA(5)	-0.683826	0.235766	-2.900441	0.0038
R-squared	0.003913	Mean dependent var		-5.89E-05
Adjusted R-squared	0.003517	S.D. dependent var		0.016930
S.E. of regression	0.016900	Akaike info criterion		-5.322198
Sum squared resid	0.716890	Schwarz criterion		-5.317557
Log likelihood	6686.680	Durbin-Watson stat		1.939809

Fonte: Dados da pesquisa

ANEXO 3.3 – Modelo MA (1) para retorno de dólar pronto (Câmbio)

Dependent Variable: LNRCAMBIO
 Method: Least Squares
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	0.083662	0.039576	2.113969	0.0346
R-squared	0.004395	Mean dependent var		0.000412
Adjusted R-squared	0.004395	S.D. dependent var		0.009802
S.E. of regression	0.009781	Akaike info criterion		-6.416396
Sum squared resid	0.247389	Schwarz criterion		-6.414132
Log likelihood	8300.609	Durbin-Watson stat		2.009667

Fonte: Dados da Pesquisa

ANEXO 3.4 – Modelo AR(1) para retorno de dólar pronto

Dependent Variable: LNRCAMBIO
 Method: Least Squares
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.074179	0.041955	1.768044	0.0772
R-squared	0.003744	Mean dependent var		0.000412
Adjusted R-squared	0.003744	S.D. dependent var		0.009804
S.E. of regression	0.009786	Akaike info criterion		-6.415356
Sum squared resid	0.247551	Schwarz criterion		-6.413091
Log likelihood	8296.055	Durbin-Watson stat		1.992845

Fonte: Dados da pesquisa

ANEXO 3.5 – Modelo ARMA(2,2) Incompleto para o termo MA para retorno de dólar pronto

Dependent Variable: LNRCAMBIO				
Method: Least Squares				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.107324	0.050514	2.124638	0.0337
AR(2)	0.616318	0.143180	4.304487	0.0000
MA(2)	-0.661723	0.122521	-5.400877	0.0000
R-squared	0.016886	Mean dependent var		0.000412
Adjusted R-squared	0.016125	S.D. dependent var		0.009806
S.E. of regression	0.009727	Akaike info criterion		-6.426701
Sum squared resid	0.244285	Schwarz criterion		-6.419904
Log likelihood	8309.512	Durbin-Watson stat		2.045386

Fonte: Dados da pesquisa

ANEXO 4
MODELOS GARCH

ANEXO 4.1 – Modelo EGARCH-N(1,1,1) para resíduos de café

Dependent Variable: LNRCAFE				
Method: ML - ARCH (BHHH) - Normal distribution				
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
LOG(GARCH) = C(3) + C(4)*ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1)) +				
C(5)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(6)*LOG(GARCH(-1))+				
C(7)*Dummy)				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.963328	0.031457	30.62401	0.0000
MA(1)	-0.931081	0.037562	-24.78785	0.0000
Variance Equation				
C(3)	-0.867317	0.294380	-2.946253	0.0032
C(4)	0.129372	0.082764	1.563140	0.1180
C(5)	0.159216	0.050881	3.129179	0.0018
C(6)	0.896556	0.034622	25.89540	0.0000
C(7)	0.014651	0.017257	2.848974	0.0040
R-squared	-0.007992	Mean dependent var		-0.000299
Adjusted R-squared	-0.009946	S.D. dependent var		0.025973
S.E. of regression	0.026101	Akaike info criterion		-4.701362
Sum squared resid	1.757714	Schwarz criterion		-4.687771
Log likelihood	6084.861	Durbin-Watson stat		2.114685

Fonte: Dados da pesquisa

ANEXO 4.2 – Modelo EGARCH-t (1,1,1) para resíduos de café

Dependent Variable: LNRCAFE

Method: ML - ARCH (BHHH) - Student's t distribution

Convergence achieved after 324 iterations

$$\text{LOG}(\text{GARCH}) = \text{C}(3) + \text{C}(4) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))) + \text{C}(5) * \text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(7) * \text{Dummy}$$

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.778824	0.116247	6.699753	0.0000
MA(1)	-0.763066	0.120500	-6.332475	0.0000
Variance Equation				
C(3)	-0.622799	0.127703	-4.876915	0.0000
C(4)	0.175671	0.028417	6.181866	0.0000
C(5)	0.076907	0.019589	3.926094	0.0001
C(6)	0.930984	0.015979	58.26126	0.0000
T-DIST. DOF	2.998502	0.198726	15.08864	0.0000
R-squared	0.004493	Mean dependent var		-0.000299
Adjusted R-squared	0.002177	S.D. dependent var		0.025973
S.E. of regression	0.025944	Akaike info criterion		-4.965736
Sum squared resid	1.735942	Schwarz criterion		-4.949880
Log likelihood	6440.627	Durbin-Watson stat		2.105792

Fonte: Dados da pesquisa

ANEXO 4.3 – Modelo GARCH-t (1,1) para resíduos de café

Dependent Variable: LNRCAFE				
Method: ML - ARCH (BHHH) - Student's t distribution				
MA backcast: 0, Variance backcast: ON				
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1) + C(6)*Dummy				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.797437	0.139486	-5.716945	0.0000
MA(1)	0.811690	0.135039	6.010801	0.0000
Variance Equation				
C	5.97E-05	1.44E-05	4.132455	0.0000
RESID(-1)^2	0.085764	0.019132	4.482685	0.0000
GARCH(-1)	0.830613	0.029983	27.70293	0.0000
C(6)	0.011651	0.013407	2.748974	0.0099
T-DIST. DOF	3.009205	0.203508	14.78670	0.0000
R-squared	0.001368	Mean dependent var	-0.000299	
Adjusted R-squared	-0.000567	S.D. dependent var	0.025973	
S.E. of regression	0.025980	Akaike info criterion	-4.961808	
Sum squared resid	1.741392	Schwarz criterion	-4.948216	
Log likelihood	6421.617	Durbin-Watson stat	2.093369	

Fonte: Dados da pesquisa

ANEXO 4.4 – Modelo TARCH-N (1,1,1) para resíduos de café

Dependent Variable: LNRCAFE				
Method: ML - ARCH (BHHH) - Normal distribution				
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)				
+ C(6)*GARCH(-1) + C(7)*Dummy				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.013271	0.372444	0.035633	0.9716
MA(1)	0.059546	0.322303	0.184752	0.8534
Variance Equation				
C	0.000282	8.67E-06	32.57308	0.0000
RESID(-1)^2	0.211538	0.118506	1.785040	0.0743
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	-0.235408	0.129019	-1.824597	0.0681
GARCH(-1)	0.567055	0.031794	17.83554	0.0000
C(7)	0.018651	0.014787	2.868974	0.0091
R-squared	-0.010280	Mean dependent var		-0.000299
Adjusted R-squared	-0.012238	S.D. dependent var		0.025973
S.E. of regression	0.026131	Akaike info criterion		-4.612945
Sum squared resid	1.761704	Schwarz criterion		-4.599353
Log likelihood	5970.538	Durbin-Watson stat		2.205604

Fonte: Dados da pesquisa

ANEXO 4.5 – Modelo TARCH-N (1,1,1) para resíduos de boi gordo

Dependent Variable: LNRBOI				
Method: ML - ARCH (BHHH) - Student's t distribution				
LOG(GARCH) = C(3) + C(4)*ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(6)*LOG(GARCH(-1)) + C(7)*Dummy)				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(4)	0.597873	0.159253	3.754226	0.0002
MA(4)	-0.590491	0.160959	-3.668576	0.0002
Variance Equation				
C(3)	-0.226604	0.035037	-6.467614	0.0000
C(4)	0.222672	0.058193	3.826430	0.0001
C(5)	-0.049519	0.022718	-2.179707	0.0293
C(6)	0.981414	0.004047	242.4770	0.0000
C(7)	0.016651	0.014257	2.848974	0.0090
T-DIST. DOF	2.181541	0.093079	23.43749	0.0000
R-squared	-0.000386	Mean dependent var		-5.97E-05
Adjusted R-squared	-0.002781	S.D. dependent var		0.016927
S.E. of regression	0.016950	Akaike info criterion		-6.272686
Sum squared resid	0.719988	Schwarz criterion		-6.256449
Log likelihood	7888.630	Durbin-Watson stat		1.940779

Fonte: Dados da pesquisa

ANEXO 4.6 – Modelo EGARCH-N (1,1,1) para resíduos de boi gordo

Dependent Variable: LNRCAMBIO				
Method: ML - ARCH (BHHH) - Student's t distribution				
LOG(GARCH) = C(3) + C(4)*ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(6)*LOG(GARCH(-1)) + C(7)*Dummy				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(3)	0.992902	0.001652	600.8556	0.0000
MA(3)	-0.978395	0.002628	-372.2646	0.0000
Variance Equation				
C(3)	-0.124142	0.013084	-9.488011	0.0000
C(4)	0.209533	0.035566	5.891355	0.0000
C(5)	-0.041109	0.013629	-3.016188	0.0026
C(6)	0.996580	0.000910	1095.115	0.0000
C(7)	0.013651	0.011257	2.948974	0.0010
T-DIST. DOF	2.273479	0.113173	20.08860	0.0000
R-squared	-0.000903	Mean dependent var		0.000413
Adjusted R-squared	-0.003234	S.D. dependent var		0.009808
S.E. of regression	0.009824	Akaike info criterion		-8.311109
Sum squared resid	0.248705	Schwarz criterion		-8.303242
Log likelihood	10755.29	Durbin-Watson stat		1.853574

Fonte: Dados da pesquisa

ANEXO 5

TESTE PARA GARCH MULTIVARIADO

ANEXO 5.1 Testes de especificação para correlações condicionais – crises financeiras

Commodity	Modelos	T-BEKK Completo (1,1,1)			T-BEKK Completo (1,2,2)			DCC-E-GJR (1,1,1)			DCC-E-GJR (2,2,2)		
		Estat.	p-valor	G.L	Estat.	p-valor	G.L	Estat.	p-valor	G.L	Estat.	p-valor	G.L
Café	λ_1 - Dummy	2,58	0,1020	1	2,12	0,2132	1	3,41	0,0542	1	1,59	0,5421	1
Boi gordo	México	1,32	0,4578	1	2,66	0,1030	1	2,90	0,0465*	1	2,32	0,2168	1
Café	λ_1 - Dummy Ásia	2,51	0,3254	1	1,92	0,1325	1	2,35	0,0621	1	2,14	0,0914	1
Boi gordo		1,99	0,4562	1	1,75	0,2054	1	2,50	0,0680	1	2,14	0,0914	1
Câmbio-café	λ_1 - Dummy Rússia	2,00	0,5912	1	1,85	0,2323	1	1,22	0,6424	1	1,46	0,4789	1
Câmbio-boi gordo		1,90	0,6432	1	2,18	0,1409	1	1,62	0,5756	1	2,07	0,1025	1
Café	λ_1 Dummy Brasil-	27,70	0,0000**	1	23,97	0,0000**	1	35,22	0,0000**	1	35,72	0,0000**	1
Boi gordo	99	29,75	0,0000**	1	25,09	0,0000**	1	26,74	0,0000**	1	26,34	0,0000**	1
Café	λ_1 Dummy	1,07	0,3015	1	2,01	0,1558	1	16,59	0,0000**	1	14,19	0,0002**	1
Boi gordo	Argentina	13,87	0,0002**	1	1,15	0,2844	1	17,22	0,0000**	1	16,68	0,0000**	1
Café	λ_1 Dummy Brasil-	1,25	0,2636	1	1,47	0,2260	1	7,39	0,0066**	1	8,41	0,0113	1
Boi gordo	2002	3,71	0,0540	1	3,56	0,0591	1	14,35	0,0002**	1	14,09	0,0002**	1
Café	λ_1 Dummy Todas	71,72	0,0000**	6	34,54	0,0000**	6	119,62	0,0000**	6	135,28	0,0000**	6
Boi gordo		53,78	0,0000**	6	21,14	0,0017**	6	114,60	0,0000**	6	118,32	0,0000**	6

Fonte: Elaborado pelo autor

* indica p-valor entre 1% e 5%; ** p-valor menor que 1%