

**ENSAIOS EMPÍRICOS SOBRE A
EFICIÊNCIA DO MERCADO FUTURO
DE CAFÉ**

WANDERCI ALVES BITENCOURT

2007

WANDERCI ALVES BITENCOURT

**ENSAIOS EMPÍRICOS SOBRE A EFICIÊNCIA DO MERCADO
FUTURO DE CAFÉ**

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

Orientador:
Prof. Dr. Luiz Gonzaga de Castro Junior

**LAVRAS
MINAS GERAIS - BRASIL
2007**

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

Bitencourt, Wanderci Alves.

Ensaio empírico sobre a eficiência do mercado futuro de café / Wanderci
Alves Bitencourt. -- Lavras : UFLA, 2007.

73 p. : il.

Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Lavras, 2007.

Orientador: Luiz Gonzaga de Castro Junior.

Bibliografia.

1. Eficiência de mercado. 2. Cointegração. 3. Efeito dia da semana. I.
Universidade Federal de Lavras. II. Título.

CDD – 332.015195

WANDERCI ALVES BITENCOURT

**ENSAIOS EMPÍRICOS SOBRE A EFICIÊNCIA DO MERCADO
FUTURO DE CAFÉ**

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

APROVADA em 20 de dezembro de 2007.

Prof. Dr. Washington Santos da Silva CEFET-BambuÍ

Prof. Dr. Ricardo Pereira Reis UFLA

Prof^ª. Dra. Thelma Sáfadi UFLA

Prof. Dr. Luiz Gonzaga de Castro Junior
UFLA
(Orientador)

**LAVRAS
MINAS GERAIS - BRASIL
2007**

AGRADECIMENTOS

Ao transcorrer de uma caminhada sempre temos muito a agradecer. Agradecer a Deus por ajudar a optar por boas escolhas, bem como a consertar as más.

Agradecer aos órgãos que viabilizam estruturalmente ou financeiramente a pesquisa, sendo para este estudo em específico a Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) e a Universidade Federal de Lavras (UFLA).

Agradecer aos amigos e pessoas que contribuíram direta e indiretamente, com orientação, tolerância e muitas vezes amizade. Dentre tais pessoas, sem dúvida nenhuma, a quem eu devo meus maiores agradecimentos é meu filho que, embora a pouca idade, me compreendeu, me deu forças e muitas vezes abriu mão de sua mãe para que eu pudesse escrever uma vida diferente para nós dois.

Agradeço ao meu amigo e marido, pela infinita paciência.

Obviamente, não posso me esquecer daquelas pessoas que me serviram de exemplo e estímulo para iniciar e continuar, no que descobri ser minha vida, a pesquisa. Em especial ao Prof^o Washington e a Prof^a Thelma, grandes professores e mais do que isso, grandes pessoas.

Também deixo meu agradecimento especial ao meu orientador, Prof^o Luiz Gonzaga de Castro Jr, pela confiança e pela oportunidade em trabalhar com ele.

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS.....	i
LISTA DE TABELAS.....	ii
RESUMO.....	iii
ABSTRACT	iv
1 INTRODUÇÃO.....	1
1.1 Objetivos.....	4
1.2 Estruturação da dissertação.....	5
2 REVISÃO DE LITERATURA.....	7
2.1 A teoria de eficiência de mercado.....	7
2.2 Teorias sobre o comportamento dos preços.....	13
2.2.1 Modelos de expectativas de retornos ou <i>Fair Game</i>	13
2.2.2 Modelo submartingale	17
2.2.3 Modelo de <i>Random walk</i>	18
2.3 Condições de mercado consistentes com eficiência	20
2.4 Evidências para o mercado brasileiro	21
3 REFERENCIAL METODOLÓGICO	25
3.1 Teste de hipótese de passeio aleatório	25
3.1.1 Razões de variância	26
3.1.2 Gráfico de recorrência	29
3.2 Testes de linearidade.....	31
3.2.1 Teste de BROCK, DECHERT e SCHEINKMAN (BDS)	31
3.2.2 Teste McLeod-Li	35
3.3 Testes de cointegração	36
3.4 Teste de sazonalidade	42
4 DESCRIÇÃO DOS DADOS	44
5 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	46

5.1 Características da distribuição dos retornos.....	46
5.2 Testes sobre a hipótese de passeio aleatório.....	48
5.3 Testes de não linearidade.....	52
5.4 Co-integração.....	54
5.5 Teste de sazonalidade	60
6 CONCLUSÕES	64
7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	67

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 Reação dos preços de ações a novas informações	9
FIGURA 2 Relação entre os três conjuntos de informações e as formas de eficiência.....	12
FIGURA 3 Série dos preços futuros do contrato de café, BM&F	49
FIGURA 4 Gráfico de recorrência para os preços futuros do contrato de Café, BM&F.....	49
FIGURA 5 Gráfico de recorrência para um RW1	50
FIGURA 6 Retornos médios para os dias da semana	61

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 Características de séries de retorno dos mercados futuro (BM&F) e físico (ESALQ) do Café	47
TABELA 2 Razões de variância para os retornos do contrato futuro de café negociado na BM&F.....	52
TABELA 3 Teste BDS para os retornos do contrato futuro de café negociado na BM&F.....	53
TABELA 4 Teste de McLEOD-Li para os retornos do contrato futuro de café negociado na BM&F.....	54
TABELA 5 Teste de raiz unitária.....	55
TABELA 6 Teste de cointegração proposto por Engle e Granger	57
TABELA 7 Modelo de correção do erro	58
TABELA 8 Resultados do Teste de Cointegração de Johansen e Juselius.....	59
TABELA 9 Coeficientes da regressão para teste do efeito dia da semana.....	60

RESUMO

BITENCOURT, W. A. **Ensaio empírico sobre a eficiência do mercado futuro de café**. 2007. 74p. Dissertação (Mestrado em Administração) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG*.

A eficiência do mercado de café tem implicações importantes no caso brasileiro, uma vez que o Brasil é um grande exportador e consumidor desse produto. Uma das motivações é que a comercialização de *commodities* primárias ainda gera grandes preocupações relacionadas à vulnerabilidade de seus preços no mercado internacional. Nesse sentido, o presente estudo testa a hipótese de eficiência de mercado para o mercado do contrato futuro de café, por meio de diferentes testes disponíveis na literatura, cujo objetivo seria conseguir relatar e identificar da melhor forma possível a eficiência ou não desse mercado e suas possíveis justificativas. Os resultados foram diferentes entre alguns dos testes empregados, mas é possível concluir que os retornos apresentam características contrárias à forma de eficiência fraca. Contudo, o mercado futuro caracteriza-se como um preditor imparcial do mercado físico desta *commodity*.

Palavras chave: Hipótese de eficiência de mercado, co-integração, efeito dia da semana

* Comitê de orientação: Prof. Dr. Luiz Gonzaga de Castro Junior (Orientador), Prof. Dr. Washington Santos da Silva (Co-orientador), Prof. Dra. Thelma Sáfiadi (Co-orientador).

ABSTRACT

BITENCOURT, W. A. **Empirical essays about the coffee future market efficiency**. 2007. 74p. Dissertation (Master in Administration) – Federal University of Lavras, Lavras, MG*.

The efficiency of the coffee market has important implications in the Brazilian case, because Brazil is a great consuming and trade of this product. The motivation for this paper is that the commercialization of primary commodities generates great preoccupations with vulnerability of its prices in the international market. Thus, the present study analyze the hypothesis of market efficiency for coffee contract, by means of various tests available in literature, whose objective would be to identify of the best possible form the efficiency or not of this market and its possible justifications. The results had been different between some of the used tests, but it is possible to conclude that the returns show contrary characteristics to the weak form of efficiency. However, futures prices become unbiased predictors of future spot prices.

Key words: market efficiency hypothesis, cointegration, day of the week effect.

* Guidance Committee: Prof. Dr. Luiz Gonzaga de Castro Junior (Advisor), Prof. Dr. Washington Santos da Silva (Co-Advisor), Prof. Dra. Thelma Sáfaci (Co-Advisor).

1 INTRODUÇÃO

O Brasil é um grande produtor e fornecedor de *commodities* primárias, principalmente agrícolas. A dependência da economia brasileira à exportação de produtos desse setor já foi, em décadas passadas, expressivamente maiores. No entanto, crises econômicas, oriundas de mudanças na estrutura de demanda e preços, fizeram com que, na década de 1990, o governo buscase mais intensamente a diversificação da pauta de exportação nacional. Embora tenham ocorrido tais mudanças, a agropecuária nacional continua a exercer um papel importante na geração de emprego e renda.

A despeito disso, no final do último século, muito se discutiu sobre a agroindústria nacional e sobre o impacto das exportações destes produtos para a balança comercial e seu peso na constituição do Produto Interno Bruto (PIB). Essas discussões quase sempre apontavam o desenvolvimento e a profissionalização da agroindústria como elementos essenciais para o desenvolvimento nacional. Entretanto, sabe-se que a contribuição de lucros advindos da exportação de *commodities* primárias na renda nacional é crítica em países em desenvolvimento, devido à instabilidade no lucro das exportações e nas flutuações cambiais.

A vulnerabilidade dos preços no mercado internacional é resultante de algumas características da atividade agropecuária. A primeira delas é que, na cadeia produtiva da agroindústria, em geral, existe um diferencial negativo entre o número de produtores e de compradores, isto é, existe um número superior de produtores, comparado ao número de compradores desses produtos (*traders*, indústria de processamento). Como consequência, o produtor torna-se um mero tomador de preço. A segunda diz respeito aos riscos inerentes à atividade produtiva que, segundo Schouchana (2000), são basicamente de três tipos, a saber: o risco de clima, o risco de crédito e o risco de preço.

De acordo com Fontes (2006), as mudanças no ambiente global, as características específicas e os baixos recursos financeiros alocados pelo governo brasileiro para a agropecuária criam a necessidade de buscar novas formas de financiamento para o setor, bem como novas estratégias que possibilitem a diluição dos riscos.

Para Martins (2005), a proteção ao risco climático pode ocorrer pela realização de seguro de produção, o qual resguarda contra intempéries, pragas e outros fenômenos da natureza. O risco de crédito que envolve o descumprimento das obrigações assumidas com os clientes e os bancos pode ser minimizado pela exigência de garantias entre as partes. Ao passo que, para se proteger contra o risco advindo das oscilações dos preços das mercadorias, os agentes podem realizar estratégias de proteção (*hedge*), podendo recorrer aos mercados a termo, futuro e de opções.

Isto posto, observa-se que os instrumentos derivativos constituem um importante meio para a atividade de gestão do risco adverso de preços, por apresentarem muitas vantagens, entre elas: a reversibilidade dos contratos futuros, a participação voluntária, a operação continuada dos mercado, a alocação intertemporal de recursos (o preço dos futuros são um estimador do preço físico futuro) e a possibilidade da transferência de risco, associada às variações dos preços de *hedgers* para especuladores.

No Brasil, os agentes têm à sua disposição as opções de contratos e ferramentas disponibilizadas pela Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F). Contudo, mesmo com o esforço da BM&F em diversificar e ampliar as possibilidades de negociação em contratos futuros, observa-se que seu potencial ainda não é totalmente explorado, principalmente no que tange ao uso de derivativos agropecuários, cujo volume de negociação é bem inferior, comparado aos de ativos financeiros.

Segundo Sabuhoro & Larue (1997), países em desenvolvimento que contemplem o uso de mercados futuros podem enfrentar dificuldades no desenvolvimento desse mercado, devido aos custos que podem ser gerados na presença de imperfeições desses mercados, tais como elevados custos de transações e baixa liquidez. Esses custos, segundo Kenourgios (2005), estão diretamente associados à hipótese de eficiência de mercado, ou seja, se o mercado não usa eficientemente a informação publicamente disponível, os preços de futuros tornam-se preditores parciais dos preços físicos futuros, implicando em custos adicionais em usar esses mercados.

Segundo Martins (2005), o mercado futuro pode ser caracterizado como um jogo de soma zero, menos os custos de transações, o que significa dizer que a perda de um agente representa o ganho de outro. Dessa forma, os agentes atuantes nesses mercados deverão possuir o maior número de informações sobre o comportamento dos preços e as especificidades das *commodities*, para que, assim, possam superar os demais e maximizar seus ganhos.

A hipótese de eficiência, por sua vez, trata justamente de analisar como essa disseminação das informações ocorre no mercado, sendo um tópico de relevância na moderna teoria de finanças, no que diz respeito ao processo de tomada de decisão, precificação de ativos e gerenciamento de riscos.

Quanto mais eficiente (em termos da disseminação de informações) for o mercado futuro, melhores serão as condições dos agentes para se posicionarem com relação ao bem que está sendo transacionado. Os mercados futuros, nesse caso, seriam um amplo sinalizador de preços, refletindo as condições de oferta e demanda do ativo, implicando numa redução do custo de obtenção de informações, possibilitando uma maior eficiência alocativa da economia e reduzindo a imprecisão das decisões dos agentes.

Considera-se que a informação seja capaz de minimizar as incertezas quanto aos preços futuros do café, sendo fundamental para os agentes

envolvidos no mercado futuro, sejam eles *hedgers* ou especuladores. Vale (1996), apud Martins (2005), ressalta que a informação consiste em um ingrediente básico do processo administrativo e da tomada de decisão. Com isso, as análises e as informações sobre o comportamento dos preços no mercado futuro dessa *commodity* são pontos fundamentais para a otimização dos processos decisórios dos referidos agentes.

Tendo em vista o exposto, nota-se a importância de compreender o comportamento da volatilidade dos preços das *commodities* agropecuárias negociadas na Bolsa de Mercadorias e Futuros. Esse estudo, em particular, contempla os preços da *commodity* café. Tais estudos possibilitam a disseminação de informações sobre como ocorre a formação de preços no mercado futuro e qual a sua relação com o preço físico. Esses fatores são considerados críticos para o desenvolvimento desse mercado, uma vez que o desconhecimento do funcionamento dos mercados futuros é apontado como o principal motivo de sua baixa utilização.

Embora a literatura internacional seja vasta em estudos que envolvam a análise de eficiência de seus mercados, no Brasil, sua maturidade limita-se aos mercados de ativos financeiros. Os estudos sobre os mercados futuros agropecuários são incipientes e pouco explorados metodologicamente.

1.1 Objetivos

O objetivo deste estudo consiste em testar a eficiência do mercado do contrato futuro de café negociado na BM&F, de acordo com o conceito de eficiência fraca.

Dentre os objetivos específicos, têm-se:

- identificar se os dados seguem um passeio aleatório original, em que os choques têm média 0, sendo independente e identicamente distribuído (*i.i.d.*);
- avaliar se os dados seguem um passeio aleatório menos restritivo, em que eles serão apenas não correlacionados;
- verificar se preço futuro é um estimador não viesado, correspondendo ao preço físico futuro;
- testar a existência da anomalia de mercado, denominada efeito calendário, por meio da estimação de modelos com variáveis *dummy*.

Pretende-se, ao final deste estudo, que os resultados obtidos forneçam uma ampla visão do comportamento do preço do contrato da *commodity* café negociado na BM&F.

1.2 Estruturação da dissertação

No intuito de atingir os objetivos propostos, a presente dissertação está estruturada em seis sessões, além das referências bibliográficas. Na primeira sessão, faz-se uma introdução, na qual são levantados aspectos relativos à agropecuária nacional e aos mercados futuros, a fim de contextualizar o leitor na problemática que envolve esta pesquisa. Para tanto, apresentam-se os objetivos propostos e as justificativas para a sua realização, além da sua relevância.

Na segunda sessão são apresentados aspectos referentes à hipótese de eficiência de mercado, sua conceituação, implicações, estruturação da amostra para os testes e, na sessão seguinte, o conjunto de procedimentos metodológicos utilizados. Na quarta sessão, são reportados os dados utilizados na realização deste trabalho, apresentando sua estrutura de amostra e subamostra. A quinta

sessão reporta os resultados alcançados e, por fim, fazem-se as considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 A teoria de eficiência de mercado

Diversos estudos econômicos visam analisar as fontes de variações dos preços e retornos nas bolsas de valores. As razões para o fascínio dos economistas por estes estudos são múltiplas, tais como a importância do desenvolvimento dos mercados de capitais assim como o de novos mecanismos de gestão de riscos. Nesse sentido, muitos modelos foram propostos no intuito de possibilitar a previsão do comportamento da série de preços, de um ativo ou de uma carteira de ativos, não somente com objetivo de obter lucros, mas também com o objetivo preventivo, contra perdas provenientes de mudanças adversas dos preços.

Estes estudos levaram à delimitação de algumas possíveis condições para o comportamento dos preços. Contudo, somente por volta de 1970 um consenso emergiu entre economistas financeiros, sugerindo que os preços dos ativos poderiam ser próximos a um modelo *Random Walk* (passeio aleatório) e que mudanças nos retornos desses ativos seriam basicamente imprevisíveis.

A teoria de *Random Walk*, de preços de ativos de mercado, foi precedida por teorias que relacionavam os movimentos dos mercados financeiros aos ciclos de negócio. Um exemplo proeminente é o interesse mostrado por Keynes (1971) na variação em retornos de ações sobre o ciclo de negócio.

A criação da teoria de mercados eficientes ou hipótese de mercado eficiente (HME) ocorreu em meados de 1960, resultante de estudos empíricos que enfocaram a idéia de que a seqüência de mudanças nos preços das ações é aleatória. A partir desses estudos, principalmente os de Bachelier (1900) e Kendall (1953), muitos economistas formularam o pressuposto de que os preços de ativos não seguiam nenhum padrão que possibilitasse a previsão de mudanças futuras. Assim, a hipótese de mercado eficiente foi inicialmente associada, de

forma geral, ao modelo *martigale* e, de forma mais específica, ao seu parente próximo, o modelo de *Random walk* (Ceretta, 2001).

A evolução da HME se deu a partir da teoria de *Random walk* para preços de ativos, construída por Samuelson (1965), que demonstrou que, em um mercado informacionalmente eficiente, mudanças de preço de mercado devem ser imprevisíveis. Cowles (1960), Osborne (1959) e muitos outros tinham, anteriormente a Samuelson, fornecido evidência estatística da natureza aleatória nas mudanças dos preços. No entanto, sua contribuição foi a de fornecer respeitabilidade acadêmica para a hipótese.

A popularização da HME ocorreu após uma revisão altamente influente, intitulada "Mercados de Capitais Eficientes", realizada por Fama (1970), que afirma que o principal papel do mercado de capitais é a alocação de propriedade do capital social da economia. Em termos gerais, o ideal é um mercado no qual os preços forneçam sinais precisos para alocação de recursos; isto é, no qual as firmas possam tomar decisões sobre produção e investimentos, e investidores possam escolher a quantidade de ações que represente o real valor de mercado das firmas, considerando que os preços das ações, em qualquer tempo, "refletem completamente" toda informação disponível.

Após a publicação da obra de Fama (1970), a HME passou a ser extensamente utilizada na literatura. De modo geral, ela procura explicar como ocorre a formação dos preços e como eles evoluem no mercado, identificando se os preços de ativos apresentam a existência de alguma estrutura de mercado. Postula que, caso um mercado apresente alguma estrutura que possibilite ganhos anormais por uma parcela de agentes, este mercado é ineficiente.

Segundo Ross et al. (2007), mercados eficientes são aqueles nos quais os preços dos ativos correntes de mercado refletem as informações disponíveis. Isso sugere que os preços dos títulos sempre são corretamente precificados e que não existiriam espaços para a supervalorização destes títulos. Ainda segundo

estes autores, a absorção da informação poderia ser ilustrada como demonstrado na Figura 1.

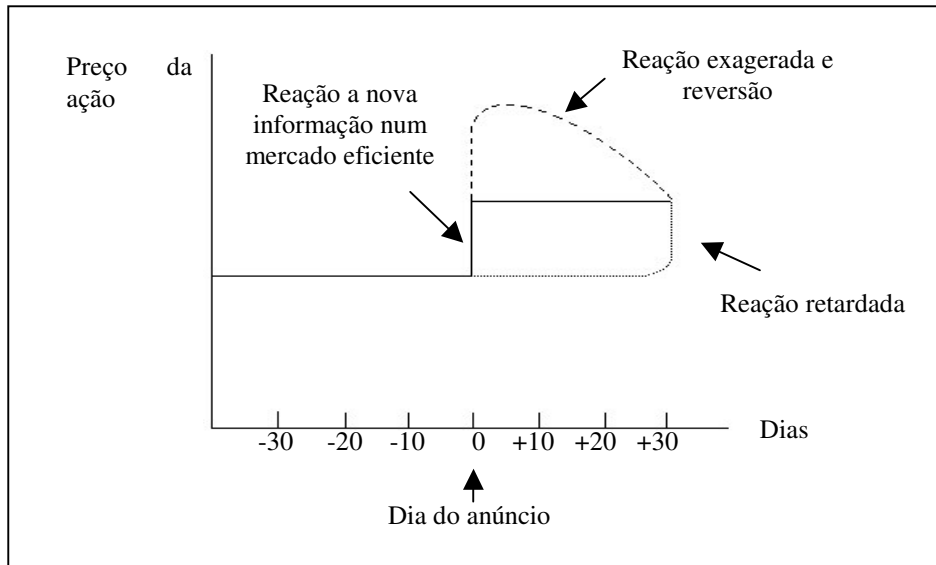


FIGURA 1: Reação dos preços de ações a novas informações
Fonte: Adaptado de Ross et al. (2007).

Observa-se, por meio da Figura 1, que, em mercados eficientes, assim que a informação é emitida, ela é imediatamente absorvida pelos seus agentes. Em mercados ineficientes ocorrem os outros dois comportamentos. No caso do mercado de reação retardada existe uma demora excessiva para que a informação seja absorvida e, para o mercado com reação exagerada, nota-se a formação de uma bolha especulativa.

De acordo com Kenourgios (2005), toda informação é imediatamente incorporada dentro das expectativas sobre o preço futuro e, com base nestas expectativas, agentes adotariam suas posições no mercado. Este comportamento dos agentes, conseqüentemente, converteria gradativamente a expectativa dos preços preditos em preços correntes.

A importância para o mercado dos pressupostos da HME está nas suas implicações sobre a decisão de investimento (Bueno, 2000). Num mercado eficiente, os preços das ações fornecem uma noção exata para alocação de recursos, indicando seu verdadeiro valor. Isso garante que as poupanças sejam destinadas aos investimentos mais produtivos, garantindo a alocação eficiente dos recursos (Levich, 1985).

Assim, as implicações derivadas da HME são muitas. Entre elas temos: (1) se o preço segue um comportamento totalmente aleatório, modelos de previsão não fariam sentido, pois não existiria nenhum padrão a ser predito; (2) os investidores só devem esperar a taxa normal de retorno, pois o conhecimento da informação divulgada não traria vantagens, visto que o preço se ajustaria antes que o investidor pudesse utilizá-la e (3) as empresas devem esperar receber por seus títulos somente o preço considerado justo, assim o preço do título será igual ao seu valor presente.

Para Jensen (1978), apud Camargos & Barbosa (2003), um mercado é tido como eficiente quando, de posse de um conjunto de informações, não se podem obter lucros econômicos. Dessa forma, conforme destacam Brealey & Myers (1995), em um mercado eficiente, qualquer transação de compra e venda de títulos ao preço vigente de mercado nunca deveria apresentar um valor atual líquido positivo.

Damodaran (1996) define mercado eficiente como sendo aquele em que o preço de mercado é uma estimativa não-tendenciosa do valor real do investimento. De acordo com esse conceito, os preços de mercado não têm que necessariamente espelhar o preço justo das ações a todo o momento, mas a probabilidade de encontrar um ativo supervalorizado é igual a de se encontrar um subvalorizado, não compensando, dessa forma, o custo de procurá-los.

Segundo Fama (1970), se todos os participantes do mercado utilizam informação comumente disponível racionalmente, é predito que nenhum

indivíduo pode coerentemente atingir melhores resultados que o retorno médio. Assim, mercados eficientes são definidos como mercados em que os preços dos ativos sempre refletem, total e instantaneamente, toda informação disponível. Segundo este autor, num mercado eficiente não existe custo de transação, a informação é gratuitamente disponível a todos participantes do mercado e as implicações da informação atual, tanto para o preço corrente como para distribuições de preços futuros, são aceitas por todos os participantes de mercado.

Observa-se, a partir destas definições, que a eficiência do mercado está relacionada à maneira como as informações são disseminadas entre os participantes. Assim, se os preços ajustarem-se rapidamente a uma nova informação, ele será considerado eficiente; caso contrário, se uma nova informação chega ao mercado e o mesmo demora a absorvê-la, este será considerado ineficiente, pois implicará em um custo na obtenção e análise dessa informação.

A classificação de eficiência de mercado mais aceita e utilizada na literatura é a sugerida por Roberts (1967) e estruturada por Fama (1970 e 1991), que pressupõem três formas de eficiência a serem consideradas em trabalhos empíricos (Figura 2). Segundo Fama (1970), em função da capacidade do mercado em absorver tais informações, existirão diferentes testes a respeito da eficiência de mercado, a saber: testes de forma fraca, em que toda informação existente na série histórica de preços estará contida nos preços correntes dos ativos, ou seja, mudanças atuais nos níveis do preço não podem ser preditas com base em preços passados; testes de forma semiforte, em que a preocupação é se os preços se ajustam eficientemente às outras informações que são publicamente disponíveis e os testes da forma forte, que analisam se alguns investidores ou grupos de investidores têm acesso privilegiado a qualquer informação relevante (pública e privada), para a formação de preços.

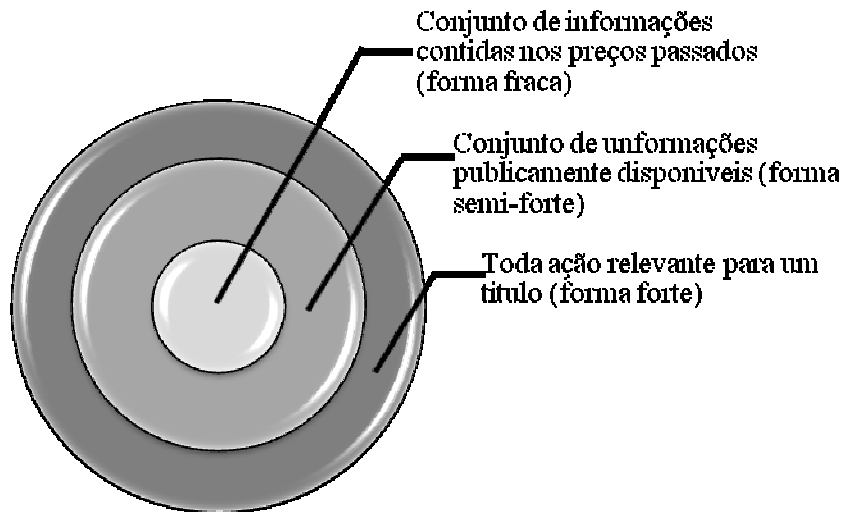


FIGURA 2: Relação entre os três conjuntos de informações e as formas de eficiência

Fonte: Adaptado de Ross et al. (2007).

A implicação de tais suposições é a de que, no longo-prazo, nenhum agente ganharia mais do que a média dos agentes lucra, independentemente da posição adotada (compra ou venda) ou das regras de negociação usada neste mercado. Em outras palavras, se os mercados são eficientes, os preços das *commodities* não seguem qualquer padrão sistemático que possa ser a base para lucros excessivos.

São muitos, também, os estudos que advogam contrariamente à HME. Como mencionado por Kenourgios (2005), diversos artigos sugerem algum tipo de violação da HME, tanto em análises de curto como as de longo-prazo. Contudo, os resultados estatísticos que apontam para a violação dos pressupostos da HME são considerados pequenos e economicamente insignificantes, ao ponto de não possibilitar ganhos econômicos.

Fama (1970) considerou a forma forte da HME como um *benchmark*, no qual as demais formas de eficiência de mercado devem ser analisadas. Com

respeito à versão da forma fraca, ele concluiu que os resultados dos testes apóiam fortemente a coerência da hipótese e considerou os vários pensamentos contrários a esta hipótese como economicamente sem importância. Ele chegou a uma conclusão similar a respeito da versão semiforte da hipótese, mencionando que a evidência empírica disponível era, até o momento, certamente limitada e menos testável em comparação com a versão fraca.

Segundo Ross et al. (2007), a eficiência fraca é o tipo menos exigente de eficiência, pois a informação histórica a respeito dos preços seria o tipo mais fácil de informação a ser adquirido. Assim, se fosse possível obter lucros extraordinários simplesmente encontrando um padrão de comportamento nas variações dos preços, todos os agentes o fariam e os lucros desapareceriam.

Segundo Haugen (2001), é plausível esperar que o mercado seja eficiente na forma fraca, visto que o custo e a facilidade de encontrar padrões de comportamento em preços são baixos. A eficiência semiforte, ao contrário, exige capacitação, pois o investidor tem que, além de saber olhar para a série de preços, ser conhecedor de peculiaridades dos setores e empresas negociados. E a geração dessa capacidade leva tempo e custa caro, sendo mais difícil aceitar esse tipo de eficiência. Para a forma forte, é difícil acreditar que seja tão eficiente, a ponto de que alguém que possua informação privilegiada, verdadeira e valiosa não possa sair ganhando com sua utilização.

2.2 Teorias sobre o comportamento dos preços

2.2.1 Modelos de expectativas de retornos ou *Fair Game*

Para Fama (1991), a declaração que define que em um mercado eficiente os preços “refletem completamente” a informação disponível é tão geral que não tem implicações empiricamente testáveis. Assim, necessita-se de um modelo de precificação para verificar se um determinado título apresentou, durante um período, retorno anormal (acima ou abaixo do mercado, em comparação ao seu

grau de risco). Esse fato caracteriza-se como um problema fundamental, pois, quando se verifica a presença de anomalias na distribuição de retornos de um ativo, é muito difícil determinar se os retornos anormais são causados por ineficiências de mercado ou é resultado da utilização de modelos de precificação inconsistentes.

Perobelli & Ness Jr. (2000) argumentam que, como as definições sobre eficiência de mercado são definições generalizadas, para que possam ser testadas empiricamente, seria necessária a definição de processo de formação de preços, ponto considerado crítico. Dessa maneira, o conceito é, normalmente, testado de forma conjunta com algum modelo de equilíbrio pré-estabelecido.

Uma opção com relação a esses modelos de equilíbrio pré-estabelecidos diz respeito à Teoria das Expectativas Racionais, em que se supõe que os agentes econômicos são racionais nas suas decisões e que estas são tomadas com base nas expectativas a respeito de valores futuros. Assim, os agentes procuram obter sempre o melhor resultado possível, dadas as restrições sobre as quais operam, ou seja, os agentes econômicos irão utilizar toda a informação disponível para a formação de suas expectativas.

A formalização matemática para essa teoria pode ser expressa como:

$$E(\tilde{p}_{j,t+1}|\varphi_t) = [1 + E(\tilde{r}_{j,t+1}|\varphi_t)]p_{jt}, \quad (1)$$

em que:

E é o operador do valor esperado;

p_{jt} é o preço da ação j em um tempo t ;

$p_{j,t+1}$ é seu preço em $t+1$;

$r_{j,t+1}$ é o retorno de um período $t+1$ $(p_{j,t+1} - p_{jt})/p_{jt}$;

φ_t é um símbolo geral para qualquer conjunto de informação que seja assumido ser “completamente refletida” no preço em t ; e,

$\tilde{p}_{j,t+1}$ e $\tilde{r}_{j,t+1}$ são variáveis aleatórias em t .

Segundo Fama (1970), ponto de equilíbrio originado pela expectativa de retorno $E(\tilde{r}_{j,t+1}|\varphi_t)$ com base no conjunto de informação φ_t deve ser derivado da Teoria de Expectativa pré-estabelecida. A notação de esperança condicional na expressão (1) implicará, no entanto, que se o modelo de expectativa de retorno for aplicável, a informação em φ_t é completamente utilizada para determinar o equilíbrio da expectativa de retorno.

Contudo, Fama (1970) chama a atenção para a consideração de que as condições de equilíbrio de mercado declaradas em termos da expectativa de retorno elevam o conceito puramente matemático de valor esperado para um status que, não necessariamente, implicará na noção geral de eficiência de mercado. O valor esperado é só uma das possíveis medidas sumarizadas da distribuição dos retornos.

As condições de equilíbrio de mercado podem ser declaradas em termos do retorno esperado e do equilíbrio da expectativa de retorno, assumindo-se que:

$$x_{j,t+1} = p_{j,t+1} - E(p_{j,t+1}|\varphi_t), \quad (2)$$

de tal forma que:

$$E(\tilde{x}_{j,t+1}|\varphi_t) = 0. \quad (3)$$

A seqüência $\{x_{jt}\}$, por definição, será um *Fair Game* (Jogo justo), dada a seqüência de informação $\{\varphi_t\}$. Sendo equivalente dizer que:

$$z_{j,t+1} = r_{j,t+1} - E(\tilde{r}_{j,t+1} | \varphi_t). \quad (4)$$

Logo,

$$E(\tilde{z}_{j,t+1} | \varphi_t) = 0, \quad (5)$$

tal que a seqüência $\{z_{jt}\}$ é também um *Fair Game*, com respeito a seqüência de informação $\{\varphi_t\}$.

Em termos econômicos, $x_{j,t+1}$ é excesso do valor do mercado de ações j no tempo $t+1$, isto é, a diferença entre o preço observado e o valor esperado do preço que foi projetado em t , com base na informação φ_t . Similarmente, $z_{j,t+1}$ é o retorno em $t+1$ no excesso do equilíbrio da expectativa de retorno projetado em t . Seja,

$$\alpha(\varphi_t) = [\alpha_1(\varphi_t), \alpha_2(\varphi_t), \dots, \alpha_n(\varphi_t)]. \quad (6)$$

Sendo que qualquer sistema de negociação baseado em φ_t diz ao investidor a quantidade de $\alpha_j(\varphi_t)$ de fundos disponíveis no tempo t que serão investidos em cada uma das n ações disponíveis. O excesso total do valor de mercado em $t+1$ que irá ser gerado por tal sistema é:

$$V_{t+1} = \sum_{j=1}^n \alpha_j(\varphi_t) [r_{j,t+1} - E(\tilde{r}_{j,t+1} | (\varphi_t))], \quad (7)$$

que, segundo a propriedade *Fair Game* da expressão (5), tem expectativa:

$$E(\tilde{V}_{t+1}|\varphi_t) = \sum_{j=1}^n \alpha_j(\varphi_t) [E(\tilde{z}_{j,t+1}|\varphi_t)] = 0, \quad (8)$$

Observa-se, assim, que um jogo é considerado justo se, após a sua repetição, o valor esperado para $z_{j,t+1}$ for igual a zero.

2.2.2 Modelo submartingale

Para o modelo *Fair Game* exposto anteriormente, não é feita qualquer hipótese sobre o comportamento dos preços futuros, ou seja, não implica que haverá retornos positivos e, sim, que as expectativas não são tendenciosas. Contudo, Samuelson (1965) demonstrou que, em um mercado dito eficiente, a seqüência dos preços futuros segue um processo denominado *martingale*, em que a esperança do retorno futuro seria exatamente igual ao retorno corrente.

Assim, assumindo-se que, para testar empiricamente a eficiência de mercado, adote-se a equação (1), mas com a condição de que $E(\tilde{r}_{j,t+1}|\varphi_t) \geq 0$, a seqüência de $\{p_{jt}\}$ para ações j seguirá um *submartingale* com respeito à seqüência de informação $\{\varphi_t\}$. Isso implica dizer que o valor esperado da próxima seqüência de preços, condicionada às informações φ_t , será igual ou maior do que o preço corrente (retornos positivos). Caso a condição permaneça como uma igualdade (tal que a expectativa de retorno e as mudanças de preços sejam iguais a zero), então, a seqüência de preços seguirá um processo *martingale*.

Segundo Fama (1970), um *submartingale* nos preços tem uma importante implicação empírica, pois a melhor estimativa de $\tilde{r}_{j,t+1}$ que se pode obter, tomando como base o conjunto de informações φ_t , será \tilde{r}_j .

De acordo Bruni & Famá (1998), a teoria do *Martingale* e *submartingale* é um caso especial de um *Fair Game*, em que o preço futuro será

igual ao preço corrente, no caso de um processo *Martingale*, ou maior que o preço corrente, no caso de um *submartingale*. Isso significa que os retornos, quando seguem um processo *Martingale*, serão nulos e, quando seguirem um processo *submartingale*, serão positivos.

2.2.3 Modelo de *Random walk*

O modelo *Random walk* pressupõe que não existe diferença entre a distribuição de retornos condicionada a uma dada estrutura de informação e a distribuição incondicional de retornos. Este fato a torna uma condição mais forte do que o modelo *Fair Game* ou o *submartingale*, pois requer que todos os parâmetros da distribuição sejam os mesmos, com ou sem a estrutura de informação.

Os modelos relacionados ao comportamento dos preços em mercado eficientes descritos até o momento inferiam que o preço atual de uma ação refletia completamente todo o conjunto de informações disponíveis, além de assumir que mudanças sucessivas de preço são independentes e identicamente distribuídas (*i.i.d.*). Estas duas hipóteses conjuntamente constituem o modelo de passeio aleatório e são formalizadas como a seguir:

$$F(r_{j,t+1}|\varphi_t) = F(r_{j,t+1}), \quad (9)$$

o que indica dizer que o $r_{j,t+1}$ segue uma distribuição de probabilidade de uma variável aleatória (*i.i.d.*). Em adição, a função de densidade F deve ser a mesma para todo t .

De acordo com Fama (1970), a expressão (9) diz claramente muito mais que o modelo geral de expectativa de retorno sumarizado em (1). Por exemplo,

se for imposta uma restrição em (1), assumindo que a expectativa dos retornos das ações j seja constante sobre o tempo, então tem-se que:

$$E(\tilde{r}_{j,t+1}|\phi_t) = E(\tilde{r}_{j,t+1}) \quad (10)$$

Isso implicaria em afirmar que a média das distribuições de $\tilde{r}_{j,t+1}$ é independente da informação disponível em t , ϕ_t .

Segundo Fama (1970), é melhor considerar o modelo de passeio aleatório como uma extensão do modelo *Fair Game*, no sentido de fazer uma declaração mais detalhada sobre o ambiente econômico. O modelo *Fair Game* só demonstra que as condições de equilíbrio de mercado podem ser declaradas em termos de expectativa de retorno, ou seja, a média da distribuição dos retornos em $t+1$ é independente da informação disponível em t . Assim, informa pouco sobre os detalhes do processo estocástico gerador dos retornos. Já o passeio aleatório estabelece que a distribuição completa dos retornos é independente das informações disponíveis em t , o que implicará na inexistência de correlação serial entre os retornos passados e os futuros.

Segundo Campbell et al. (1997), o modelo de caminho aleatório pode ser classificado em três versões:

- i) caminho aleatório (*i.i.d.*), com incrementos independente e identicamente distribuídos com média zero e variância σ^2 , denominada hipótese RW1;
- ii) caminho aleatório com incrementos independentes, mas não identicamente distribuídos, denominada de RW2;
- iii) caminho aleatório com incrementos não correlacionados, relaxando a independência da versão anterior, chamada de RW3.

Esta última é a versão mais geral e mais testada empiricamente. Um exemplo é uma série que apresente $Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k})=0$ para todo $k \neq 0$, mas $Cov(\varepsilon_t^2, \varepsilon_{t-k}^2) \neq 0$ para algum $k \neq 0$. Os incrementos são não correlacionados linearmente, mas não são independentes, visto que a série do quadrado dos incrementos será correlacionada.

2.3 Condições de mercado consistentes com eficiência

Segundo Fama (1970), existem algumas condições de mercado que podem ajudar ou impedir o ajuste eficiente dos preços as informações que estão disponíveis. Para ele, um mercado reflete completamente toda informação disponível se: (i) não existir custos de transações na comercialização de ações; (ii) toda informação disponível é distribuída sem custos para todos os participantes do mercado e (iii) todos aceitam as implicações da informação atual para o preço atual e a distribuição de preços futuros de cada ação.

Assim, tais condições seriam suficientes para eficiência de mercado, mas não necessárias. Segundo Fama (1970), a presença de custos de transação, a informação não ser gratuitamente disponível a todos os investidores e desacordos entre investidores sobre as implicações de uma dada informação não são necessariamente fatores de ineficiência de mercado, mas são potenciais fontes.

Segundo Muniz (1980), as condições consideradas estão distantes do que se observa na realidade, mas caracterizam-se como suficientes, embora não indispensáveis, para o teste de eficiência do mercado.

Todos estes três fatores mencionados acima são observados em alguma extensão nos mercados do mundo real e medir seus efeitos no processo de formação de preço tem sido um objetivo buscado na maioria dos trabalhos empíricos nessa área.

2.4 Evidências para o mercado brasileiro

Muitos são os trabalhos empíricos que buscam testar a eficiência informacional do mercado de ações brasileiro. A seguir estão listados alguns dos estudos mais recentes, uma vez que os leitores podem encontrar em Camargos & Barbosa (2003) uma listagem dos principais trabalhos publicados sobre o assunto, até o ano de 2003. O trabalho destes autores trazem 24 indícios empíricos sobre a eficiência do mercado de capitais brasileiro, sendo 42% sobre a forma fraca, 34% sobre a forma semiforte (33,3%) e 24% com testes para anomalias de mercado. Das 24 pesquisas, 10 concluíram pela eficiência do mercado, enquanto 14 dos trabalhos sugerem sua ineficiência.

Observa-se que os trabalhos não convergem para um único resultado, fato que continua sendo observado nos trabalhos posteriores a este ensaio.

Para o caso brasileiro, Torres et al. (2002) encontraram autocorrelações positivas significativas em dados diários de retornos de ações listadas no Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa), de 1986 a 1998 tanto para carteiras agrupadas por valor como por carteiras com pesos iguais. Contudo, segundo estes autores, os resultados encontrados são menos óbvios para os retornos semanais. As autocorrelações também se reduzem quando comparados os períodos antes e após a implementação do Plano Real, indicando um aumento do grau de eficiência do mercado brasileiro. Os autores concluem que seu estudo não pode rejeitar a hipótese de eficiência dos mercados brasileiros, basicamente porque no seu estudo não é incorporado o custo de transação de possíveis estratégias de investimento com base nos retornos passados, dado que estes são ainda mais altos do que os verificados nos mercados desenvolvidos.

Minardi (2004) investigou se séries históricas de preços das ações no mercado brasileiro têm algum poder de prever retornos futuros por meio da construção de modelos de previsão. A autora encontrou indícios de que as séries

de preços passados contêm algum poder de previsão, sugerindo que, para esse mercado, a hipótese de eficiência seja rejeitada.

Bruni (2004) sugere que a hipótese de eficiência fraca não pode ser rejeitada para o mercado de *American Depositary Receipts* (ou ADRs), emitidos por empresas brasileiras e negociados em bolsas de valores dos Estados Unidos da América.

Caldeira et al. (2005) testaram, por meio de uma série de testes estatísticos, se no período de janeiro de 1998 a agosto de 2004 os retornos semanais de índices de bolsas de valores do Brasil, da Argentina, do México e do Peru não rejeitam a hipótese de que seguem um caminho aleatório. Os resultados apontam rejeição à hipótese em questão nos dados analisados da bolsa de valores peruana e, por outro lado, dá indícios de que o mercado brasileiro é eficiente em sua forma fraca.

Belo & Brasil (2006) investigaram a existência de assimetria de informações por meio da análise de retornos anormais, quando o mercado recebe o anúncio de subscrições. Os resultados da pesquisa sugerem que existe assimetria informacional no mercado de capitais brasileiro e a inexistência da eficiência semiforte do mercado.

Camargos & Barbosa (2006) testaram a hipótese da eficiência de mercado por meio de um estudo de eventos dos anúncios de fusões e aquisições de firmas negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa), ocorridos entre julho de 1994 e julho de 2002. Estes autores investigaram se o mercado de capitais brasileiro, pós-Plano Real, passou a apresentar a forma de eficiência informacional semiforte, e concluíram que, apesar dos avanços, em termos de informações, o mercado de capitais brasileiro não se comportou de maneira eficiente no período analisado, no que se refere à forma semiforte.

Dentre os estudos que procuram aferir a eficiência da formação dos preços nos mercados de futuros, os mais comuns baseiam-se na hipótese de não

enviesamento. De acordo com esta hipótese, o preço do futuro reflete, em cada instante, a previsão dos agentes econômicos acerca do preço do ativo subjacente na data de entrega do futuro. No caso brasileiro, observa-se que os estudos para os referidos contratos limitam-se ao estudo dos contratos futuros do índice Bovespa e da taxa de juros.

Saffi (2003) testou a validade da eficiência do mercado brasileiro, por meio da análise do contrato futuro do índice Bovespa. Este autor concluiu que as estratégias de análise técnica não são capazes de gerar retornos estatisticamente significativos, sugerindo que esse mercado é eficiente na forma fraca.

Arbex & Rotatori (2000) investigaram a relação entre o mercado de câmbio e a política cambial, testando a HME para o dólar futuro negociado na BM&F, no período de 1994 a 2000, quando identificam que o mercado futuro de dólar era ineficiente.

Fraletti (2000) testou a hipótese de que taxas de juros pré-fixadas de um mês são preditores não viesados das taxas de juros de curtíssimo prazo em datas futuras (taxas pós-fixadas), concluindo que a taxa pré-fixada tenderá a ser um previsor viesado da taxa pós-fixada no curto prazo. Contudo, o autor não invalida a hipótese de eficiência do mercado, justificando que os desvios observados nos resultados empíricos podem ser atribuídos, ao menos parcialmente, ao tipo de situação conhecido na literatura como *peso problem* (ocorre quando os investidores antecipam uma mudança de estado no processo formador de preços que não se confirma no horizonte de análise).

Vieira da Silva et al. (2002) examinaram o efeito dia da semana nas bolsas de São Paulo e Buenos Aires, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2001, por meio de técnicas de regressão linear múltipla com variáveis *dummy* para cada dia da semana. Os autores encontraram fortes efeitos dia da semana na bolsa de Buenos Aires para as segundas-feiras, as quartas-feiras e as quintas-feiras, sendo o retorno médio negativo para as segundas e positivo para as

quartas e quintas. Já para o mercado brasileiro, não foi encontrada nenhuma anomalia contrária à hipótese de eficiência deste mercado.

3 REFERENCIAL METODOLÓGICO

3.1 Teste de hipótese de passeio aleatório

Segundo Campbell et al. (1997), é usual existir várias versões para modelos de passeio aleatório (*Random walk*) e *martingale*, o que permitirá considerar vários tipos de dependência que possam existir entre os retornos r_t e r_{t+k} para as datas t e $t+k$. Para realizar tais testes, definem-se as variáveis $f(r_t)$ e $g(r_{t+k})$, onde $f(\cdot)$ e $g(\cdot)$ são duas funções arbitrárias, para:

$$Cov[f(r_t), g(r_{t+k})] = 0. \quad (11)$$

Com a condição de que $k \neq 0$ para todo t considerado, tal condição é denominada de ortogonalidade e é necessária para a definição apropriada de $f(\cdot)$ e $g(\cdot)$. Isso é de extrema importância para os testes de eficiência de mercado, uma vez que as considerações realizadas sobre $f(\cdot)$ e $g(\cdot)$ definirão os três modelos de passeio aleatórios (RW1, RW2 e RW3).

Conforme Campbell et al. (1997), se $f(\cdot)$ e $g(\cdot)$ forem arbitrariamente ditas funções lineares, os retornos não serão serialmente correlacionados (RW3); alternativamente, se $f(\cdot)$ for irrestrita e $g(\cdot)$ for restrita à linearidade, então, ele equivalerá à hipótese de um *martingale*. Finalmente, se a expressão (11) for garantida para $f(\cdot)$ e $g(\cdot)$, implicará que os retornos são mutuamente independentes, correspondendo a RW1 e RW2.

A versão RW1 corresponde ao modelo do passeio aleatório original. Estabelece que os choques ε_t têm média 0, sendo independente e identicamente distribuídos (*i.i.d.*) no tempo. A versão RW2 é menos restritiva e exige apenas que os choques ε_t sejam não-correlacionados. Sob a validade da mesma, tem-se que retornos passados não têm relevância na previsão dos retornos esperados

futuros. Contudo, além de incorporar a possibilidade de previsibilidade da variância, a versão RW3 admite a previsibilidade não-linear da média, dado que, sob esta hipótese, o retorno esperado não precisa ser constante.

3.1.1 Razões de variância

O teste de razões de variância foi desenvolvido por Lo & Mackinlay (1988) e baseia-se na propriedade de que, se uma série de preços segue um caminho aleatório, a variância dos retornos estará linearmente relacionada com o intervalo da amostra. Ou seja, se os dados seguirem um caminho aleatório, a variância de q diferenças de preços deverá ser igual a q vezes a variância da primeira diferença.

Considera-se que o retorno segue a seguinte relação:

$$r_t = p_t - p_{t-1} = \mu + \varepsilon_t, \quad (12)$$

em que r_t denota o retorno no tempo t , p_t o preço do ativo e p_{t-1} o preço defasado um passo atrás, μ a média do sistema e ε_t o termo erro. A classificação da hipótese de passeio aleatório proposta por Campbell et al. (1997) dependerá das hipóteses feitas sobre a distribuição dos choques ε_t do modelo (12), em que o estimador consistente da razão de variância, desenvolvido por Lo & Mackinlay (1988), será dado por:

$$VR(q) = \frac{\sigma^2(q)}{\sigma^2(1)}, \quad (13)$$

sendo $\sigma^2(1)$ a variância da primeira diferença da série p_t e $\sigma^2(q)$ a variância da q -ésima diferença de p_t multiplicada por $1/q$. Conforme descrito, caso p_t obedeça

à hipótese de caminho aleatório, o resultado de (13) será estatisticamente igual a um, para todos os valores de q .

Os estimadores de $\sigma^2(1)$ e $\sigma^2(q)$ são dados por:

$$\sigma^2(1) = \frac{1}{nq-1} \sum_{t=1}^{nq} (p_t - p_{t-1} - \hat{\mu})^2, \quad (14)$$

e

$$\sigma^2(1q) = \frac{1}{m} \sum_{t=q}^{nq} (p_t - p_{t-1} - \hat{\mu})^2, \quad (15)$$

em que

$$m = q(nq - q + 1) \left(1 - \frac{q}{nq} \right). \quad (16)$$

Para a primeira versão da hipótese do caminho aleatório (RW1), quando se supõem inovações independentes e identicamente distribuídas na forma de uma distribuição normal, tem-se a estatística $\Psi(q)$, descrita a seguir:

$$\Psi(q) = \frac{VR(q) - 1}{\sqrt{\phi(q)}} \approx N(0,1), \quad (17)$$

em que \approx indica que a equivalência é assintótica e ϕ é o valor assintótico da variância de $VR(q)$ para o caso de homocedasticidade no incremento. Seu valor será dado por:

$$\phi(q) = \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q(nq)}. \quad (18)$$

Na presença de heterocedasticidade, como na hipótese de RW3, Campell et al. (1997) ressaltam que a $VR(q)$ ainda tenderá a ser estatisticamente igual a 1, porque a variância da soma dos choques não correlacionados deve, ainda, ser igual à soma das variâncias. Entretanto, a variância assintótica da $VR(q)$ dependerá do tipo e do grau de heterocedasticidade presente. Assim, na presença de heterocedasticidade, a estatística de teste $\Psi^*(q)$ será:

$$\Psi^*(q) = \frac{\sqrt{nq}(VR(q) - 1)}{\sqrt{\hat{\theta}}} \approx N(0,1), \quad (19)$$

em que:

$$\hat{\theta}(q) \equiv 4 \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right)^2 \hat{\delta}_k, \quad (20)$$

e

$$\hat{\delta}_k = \frac{nq \sum_{j=k+1}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2 (p_{j-k} - p_{j-k-1} - \hat{\mu})^2}{\left[\sum_{j+1}^{nq} (p_j - p_{j-2} - \hat{\mu})^2 \right]^2}, \quad (21)$$

sendo $\phi(q)$ as variâncias assintóticas de $VR(q)$ e $\hat{\delta}_k$ é o estimador heterocedástico da variância assintótica dos coeficientes de correlação $\hat{\rho}(k)$ da série de taxas de retorno.

O teste de significância proposto por Lo & Mackinlay (1988) é apropriado para verificar se cada quociente de variância é igual à unidade, comparando-se o valor de $\Psi(q)$ ou $\Psi^*(q)$, estimado pelas equações de $\hat{\phi}(q)$ e $\hat{\delta}_k$, com os valores críticos encontrados na tabela da distribuição normal padrão.

3.1.2 Gráfico de recorrência

Um gráfico de recorrência (GR) mostra todas as vezes que um estado de um sistema dinâmico ocorre. Em outras palavras, um GR revela todas as vezes que a trajetória de fases do espaço visita a proximidade de uma mesma área no espaço de fases (Eckmann et al., 1987).

Eckmann et al. (1987) introduziram uma ferramenta que pode visualizar a recorrência de estados x_i em um espaço de fases. Geralmente, um espaço de fases não tem uma dimensão (duas ou três) que permite que ele seja desenhado. Espaços de fase de maiores dimensões somente podem ser visualizados pela projeção em subespaços bi ou tridimensionais. Contudo, a ferramenta de Eckmann permite investigar a trajetória no espaço de fases m -dimensional por meio de uma representação bidimensional de suas recorrências. Tais recorrências do estado em um tempo i em um tempo diferente j são marcadas em uma matriz quadrada bidimensional com pontos um e zero (pontos brancos e pretos no gráfico), em que ambos os eixos são eixos de tempo. Essa representação é chamada de gráfico de recorrência (GR). Assim, um gráfico de recorrência pode ser matematicamente expresso por:

$$R_{i,j} = \Theta\left(\varepsilon_i - \|x_i - x_j\|\right), x_i \in \mathfrak{X}^m, i, j = 1 \dots N, \quad (22)$$

em que N é o número de estados considerados x_i, ε_i é o limiar de distância, $\|\cdot\|$ uma normal e $\Theta(\cdot)$ a função Heaviside.

O propósito inicial de gráficos de recorrência é a inspeção visual de trajetórias de espaços de fase de grandes dimensões. A visão de um gráfico de recorrência dá dicas sobre a evolução dessas trajetórias no tempo. A vantagem de um gráfico de recorrência é que ele também pode ser aplicado a dados muito curtos ou, mesmo, não estacionários.

Como apontado por Gilmore (1993), a análise de recorrência tem importante vantagens sobre as demais pelas razões mencionadas a seguir:

1. ela é aplicável a um conjunto de dados relativamente pequenos, dados típicos em economia e finanças;
2. é uma análise robusta contra ruído.

Os gráficos de recorrência exibem padrões característicos em grande e pequena escala. O primeiro padrão foi denotado por Eckmann et al. (1987) como tipologia e, posteriormente, como textura. A tipologia oferece uma impressão global que pode ser caracterizada como homogênea, periódica, flutuante e interrompida.

Gráficos de recorrência homogêneos são típicos de sistemas autônomos e estacionários, nos quais os tempos de relaxamento são curtos em comparação com o tempo medido pelo gráfico de recorrência. Um exemplo de tal gráfico é o de uma série temporal ruído branco ou de um passeio aleatório, pois, nestes casos, serão obtidos tapetes sem padrões (Zbilut & Webber, 1992).

Nesse sentido, visto que, por meio da análise visual, é possível identificar a tipologia correspondente a ruído branco, o gráfico de recorrência pode ser utilizado para testar a hipótese RW1, previamente descrita.

3.2 Testes de linearidade

3.2.1 Teste de BROCK, DECHERT e SCHEINKMAN (BDS)

O teste BDS foi originalmente desenvolvido em 1978 e publicado, posteriormente, por Brock et al. (1996) e tem sido vastamente aplicado na modelagem de séries temporais macroeconômicas. Segundo Gazola & Caratori (2003), o BDS passou a ser amplamente utilizado em diversas áreas e tornou-se o teste mais conhecido para detectar estruturas não lineares presentes em uma série temporal. Trata-se de um teste inspirado na correlação integral de Grassberger & Procaccia (1983) e examina a estrutura de probabilidade básica da série, procurando por algum tipo de dependência.

Este teste é adequado para investigar desvios da hipótese nula de que os dados sejam identicamente, igualmente distribuídos, tais como não-estacionariedade, não-linearidade e caos determinístico. A estatística de teste BDS é baseada na integral de correlação entre dois vetores de séries temporais, sendo definido pela expressão (23).

Seja u_t uma seqüência de resíduos de tamanho T . Define-se um subvetor fixo a seguir:

$$u_t^m = (u_t, \dots, u_{t-m+1}), t = 1, 2, \dots, T - m + 1. \quad (23)$$

A seleção da dimensão m fixada para a dimensionalidade do vetor é subjetiva. Mas, note que $m-1$ pontos de dados são perdidos porque é necessário que todos os vetores tenham dimensões iguais.

A dependência de u_t é analisada por meio de conceito de correlação integral, uma medida que examina a distância entre pontos, ditos u_t^m e u_s^m no espaço m dimensional acima. Para cada dimensão fixada de m e seleção do limite métrico ϵ , a correlação integral $C(\epsilon, m, T)$ será definida como a fração de pares de pontos próximos (u_t^m, u_s^m) :

$$C(\epsilon, m, T) = \frac{2}{T_m(T_m - 1)} \sum_{t < s} I_\epsilon(u_t^m, u_s^m), \quad (24)$$

em que $T_m = T - m + 1$, t e s varia de 1 a $T - m + 1$, sendo o total restrito de maneira que $t < s$. $I_\epsilon(u_t^m, u_s^m)$ é uma função indicadora que se iguala a 1 se $\|u_t^m - u_s^m\| < \epsilon$, onde $\|\cdot\|$ é uma norma superior sobre o sub-vetor. A norma superior é dada por $\|u\| = \max_{1 < i \leq m} |u_i|$.

Brock et al. (1996) mostra convergência na distribuição para estatísticas da forma:

$$C(\epsilon, m, T) - C(\epsilon, 1, T)^m \xrightarrow{D} N(0, \sigma^2(\epsilon, m)), \quad (25)$$

com

$$\sigma^2(\epsilon, m) = 4 \left[4k^m + 2 \sum_{j=1}^{m-1} k^{m-j} C^{2j} + (m-1)^2 C^{2m} - m^2 k C^{2m-2} \right]. \quad (26)$$

C e k podem ser estimados consistentemente por $C(\epsilon, 1, T)$ e,

$$k(\epsilon, T) = \frac{1}{T_m(T_m - 1)(T_m - 2)} \sum_{t \neq s, t \neq r, r \neq s} I_{\epsilon}(u_t^m, u_s^m) I_{\epsilon}(u_t^m, u_r^m). \quad (27)$$

Assim, eles sugerem como estatística do teste:

$$BDS(\epsilon, m, T) = \frac{T_m^{1/2} (C(\epsilon, m, T) - C(\epsilon, 1, T)^m)}{\sigma(\epsilon, m)}, \quad (28)$$

Para alguns m e ϵ selecionados, a estatística é dividida pelo desvio padrão assintótico, tal que ela será uma distribuição normal assintótica com média 0 e variância 1 sobre a hipótese nula de u_t 's ser independente e identicamente distribuída (*i.i.d.*).

Segundo Koller & Fisher (2002), a estatística BDS é uma função de dois argumentos: a dimensão fixada m e o limite métrico ϵ (isto é, a diferença máxima entre os pares de observações somadas no cálculo da correlação integral). Os valores de ambos os argumentos são finitos e arbitrários na definição do teste estatístico. Mas, existe uma relação importante entre eles e as propriedades de pequenas amostras da estatística. Para um dado m , ϵ não pode ser muito pequeno porque $C(\epsilon, m, T)$ irá capturar pouquíssimos pontos, nem deve ϵ ser muito grande, de maneira a prevenir que $C(\epsilon, m, T)$ envolva muitos pontos (Cromwell et al., 1994). Na prática, m é tipicamente escolhido sobre uma faixa de 2 a 15 e ϵ está entre o desvio padrão de 0,5 a 2 da série temporal a ser testada. Cuidados devem ser tomados na interpretação, pois testes realizados para diferentes valores de m e ϵ podem gerar diferentes resultados.

Sobre a hipótese nula, Brock et al. (1996) mostram que, para o tamanho T , $BDS(\epsilon, m, T)$ seguirá uma distribuição normal com média 0 e variância resultante de uma função não trivial de m e ϵ [ver Cromwell et al., (1994)]. A hipótese nula de independência é rejeitada se $BDS(\epsilon, m, T)$ for grande; a definição de grande deve depender do tamanho da amostra. De acordo com Koller & Fisher (2002), o procedimento do teste pode ser praticado em quatro passos:

- i Escolhe-se a matriz de valores para m e ϵ ;
- ii cálculo do teste BDS (ϵ, m, T) , como dado pela expressão (28);
- iii para a seleção do nível de significância α , os valores críticos para a hipótese nula do teste de independência serão baseados no número de observações dividido pela dimensão fixada de m selecionada: se $(T-m+1)/M > 200$, usa-se a distribuição normal para o valor crítico de τ , ou, se $(T-m+1)/M \leq 200$, usam-se valores críticos de τ das tabelas disponíveis em Brock et al. (1991);
- iv rejeitar a hipótese nula de independência, se $|BDS(\epsilon, m, T)| > \tau$.

Como mencionado por Koller & Fisher (2002), o teste BDS não promove um teste direto para não linearidade porque a distribuição do teste estatístico não é conhecida para amostras finitas ou assintóticas, sobre a hipótese nula de não linearidade. A distribuição assintótica será conhecida sobre a hipótese de independência. Assim, a hipótese de não linearidade é aninhada dentro da hipótese alternativa que inclui o melhor modelo linear possível; o teste BSD pode ser utilizado para testar os resíduos para dependência não linear remanescente.

Se a hipótese nula for rejeitada, então, a hipótese alternativa implicará na presença de dependência não linear e outro teste poderá ser empregado para resolver a questão se esta dependência não linear é aditiva, multiplicativa ou se é resultante da união dos dois tipos.

3.2.2 Teste McLeod-Li

O teste de McLeod & Li (1983) baseia-se na condição formalizada por Granger & Andersen (1978), em que se considera que, para um processo ser estacionário, $corr(x_t^2, x_{t-k}^2) = (corr(x_t, x_{t-k}))^2$ para todo k. O distanciamento desta condição indicará não linearidade.

Assim, o teste McLeod-Li é um teste Portmanteau Box-Ljung-Pierce para dependência não linear (McLeod & Li, 1983), em que se realiza a análise do correlograma do quadrado de uma determinada variável. A hipótese nula de as primeiras k autocorrelações do quadrado dos retornos serem simultaneamente iguais a zero pode ser testada utilizando-se a estatística de Ljung-Box-Pierce para os resíduos quadráticos para representação ARMA (modelo auto-regressivo de médias móveis). O procedimento de teste pode ser conduzido por quatro passos:

- i selecionar o tamanho da defasagem k para a frequência amostral e estimar a função de autocorrelação de u_t^2 :

$$r_{uu}(k) = \frac{\sum_t (u_t^2 - \sigma^2)(u_{t+k}^2 - \sigma^2)}{\sum_t (u_t^2 - \sigma^2)^2}, \quad (29)$$

onde σ^2 é a variância de u_t^2 ;

- ii calcular a estatística de Ljung-Box_Pierce (Box et al., 1994) para a primeira autocorrelação k de u_t^2 e testar a hipótese nula de independência:

$$Q_{uu}(k) = T(T + 2) \sum_{i=1}^k \frac{1}{(T-i)} r_{uu}^2(i) \quad (30)$$

- iii para selecionar o nível de significância α , achar o valor crítico τ para testar a hipótese nula, usando a distribuição χ^2 , com k graus de liberdade;
- iv rejeitar a hipótese nula de dependência linear, se $Q_{uu}(k) > \tau$.

Segundo Koller & Fisher (2002), as principais desvantagens desse procedimento de teste é que a seleção de k é totalmente aleatória e que o poder do teste cai, caso os dados não sejam normalmente distribuídos e estacionários, além do fato da aceitação da hipótese nula não excluir a possibilidade de dependência não-linear de ordem superior à quadrática.

O teste McLeod-Li não se caracteriza como um teste direto para ambos os tipos de não linearidade (multiplicativa e aditiva), já que a distribuição da estatística do teste é não conhecida. Lee et al. (1993), apud Koller & Fisher (2002), por meio de simulações de Monte Carlo, mostraram que o teste McLeod-Li tem forte poder contra não linearidade do tipo multiplicativa, mas baixo poder contra outras formas de não linearidade.

3.3 Testes de cointegração

Observa-se, na literatura, que, até o século passado, um número amplo de estudos adotou regressões lineares em séries temporais que são não estacionárias, ou seja, integradas de ordem diferente de zero. Atualmente, maior

atenção vem sendo dada à análise de séries temporais não-estacionárias, pois incluir duas ou mais séries não-estacionárias em uma regressão talvez cause problemas de regressão espúria, em que os testes F e t não seriam confiáveis (Gujarati, 2000).

Fazer a diferenciação das séries até que elas se tornem estacionárias é uma solução a problema de regressão espúria, mas isso pode causar uma perda na determinação do relacionamento de longo prazo entre estas séries. Em 1981, Granger introduziu, na literatura, o conceito de co-integração, que foi formalizado por Engle & Granger (1987).

Segundo Granger (1986), os testes de co-integração podem ser utilizados para verificar relações de longo prazo entre variáveis postuladas pela teoria econômica e a utilização de variáveis co-integradas proporciona estimativas consistentes dos coeficientes, independentemente da estrutura dinâmica do modelo e do fato de as variáveis explicativas estarem ou não correlacionadas com os erros.

De acordo com Pfaff (2006), os componentes de um vetor x_t são co-integrados de ordem d, b , tal que $x_t \sim CI(d, b)$, se, primeiro, todos os componentes de x_t forem $I(d)$, ou seja, integrados de ordem d , e se existir um vetor $\alpha \neq 0$, de tal modo que $z_t = \alpha' x_t \sim I(d - b), b > 0$. Nessas condições, o vetor x_t será chamado de vetor co-integrado.

O vetor de co-integração é uma técnica econométrica para testar a correlação entre variáveis de série de temporais não estacionárias. Se duas ou mais séries individualmente forem não estacionárias, mas uma combinação linear delas for estacionária, então estas séries serão co-integradas (Gujarati, 2000).

Caso exista co-integração entre os dados, haverá um relacionamento de longo prazo entre as variáveis, porém, eventuais desequilíbrios no curto prazo

podem existir. Para solucionar esse problema, Engle & Granger (1987) formularam o método de correção de erros (MCE) que permite a correção de desvios de curto prazo em relação à trajetória de equilíbrio de longo prazo.

Segundo Resende (2006), a intuição por trás do MCE é que mudanças nas variáveis no período corrente são determinadas parcialmente por desvios em relação ao equilíbrio em períodos anteriores. Para o correto entendimento da dinâmica de curto prazo é necessária, portanto, a elaboração de um modelo de correção de erro que relacione alterações correntes nas variáveis, não somente as variações passadas da mesma variável e variações em períodos presentes e passados das demais variáveis, mas inclua também o impacto causado pelos erros passados.

Nesse sentido, tais apontamentos são de grande relevância para séries temporais financeiras, uma vez que a não estacionariedade é uma característica empírica detectada quase que na totalidade desse tipo de série temporal. Conseqüentemente, tais apontamentos terão implicações nas investigações empíricas sobre a eficiência de mercado, uma vez que um ponto de início comum em diversos trabalhos que promovem esse tipo de estudo se dá a partir da seguinte demonstração:

$$S_{t+n} = \alpha_0 + \beta_0 F_{t,n} + \varepsilon_t, \quad (31)$$

em que S_{t+n} é o preço físico no tempo t+n, $F_{t,n}$ é o preço no tempo t dos contratos futuros, ε_t é o termo erro ruído branco e α_0 e β_0 são parâmetros constantes.

A maioria das investigações empíricas focaliza se os dados sob investigação são consistentes com a hipótese de que α_0 é zero e β_0 igual a 1

(significando que preço futuro não consistentemente super ou sub prediz o preço físico). Isto é o que comumente é referido como a hipótese não viesada. Mais recentemente, os trabalhos estão dando maior atenção para as propriedades estatísticas do termo de erro na equação (31), procurando saber se ele é serialmente correlacionado [Bera & Higgins (1993) e Bollerslev et al. (1992)]. Isso porque não viesamento presume que ε_t não tem nenhuma estrutura sistemática qualquer.

Este teste assume que os agentes são de risco neutro e eles utilizam toda a informação disponível racionalmente. A violação destas hipóteses pode guiar a rejeição da hipótese conjunta. Este teste foi aplicado por Kofi (1973), Frenkel (1981) e Kahl & Tomek (1986).

O problema fundamental, entretanto, é que a validade do teste de hipótese (isto é $\alpha_0 = 0$ e $\beta_0 = 1$) pode ser seriamente violada se os dados de séries temporais, no qual os testes são baseados, são não estacionários. O possível comportamento não estacionário das séries de preços físico e futuro aumenta as dúvidas sobre a adequação de procedimentos da estatística convencional para propósitos de inferência. Engle & Granger (1987) têm demonstrado que os testes de hipóteses padronizados deixam de ser apropriados quando as séries temporais em análise possuem raízes unitárias. Aplicando experimentos de Monte Carlo, Elam & Dixon (1988) também têm demonstrado que o teste F tende a ser viesado a favor da rejeição incorreta da eficiência de mercado.

Em função do exposto, autores como Sabuhoro & Larue (1997) utilizam uma aproximação sugerida na literatura que evitaria o problema associado à provável não-estacionariedade dos níveis das variáveis, testando-se algumas restrições sobre a regressão do preço físico e mudando-se as bases:

$$(S_{t+n} - S_t) = \alpha_0 + \beta_0 (F_{t,n} - S_t) + \varepsilon_t \quad (32)$$

Mesmo esta formulação para o teste eficiência requer $\alpha_0 = 0$ e $\beta_0 = 1$. Este teste foi usado por Fama & French (1987) e Froot & Frankel (1989).

Testes de co-integração são, muitas vezes, usados para teste de não viesamento por terem duas importantes implicações para o teste de eficiência. Primeiro, os preços para dois mercados eficientes não podem ser co-integrados (Granger, 1986; Hakkio & Rush, 1989; MacDonald & Taylor, 1989; Copeland, 1991), caso contrário, existiria causalidade de Granger e os dados do preço de um ativo poderiam ser usados para prever o preço do outro ativo. A segunda implicação é relatada para a eficiência de mercados futuros. Granger (1986) e Copeland (1991) têm mostrado que o preço futuro do ativo deve ser co-integrado com o preço físico, como condição necessária para não viesamento. Se S_{t+n} e $F_{t,n}$ são co-integradas, elas terão uma representação do modelo de correção do erro (MCE):

$$\Delta S_{t+n} = \alpha \varepsilon_{t-1} + b \Delta F_{t,n} + \sum \beta_k \Delta F_{(t,n)-k} + \sum \gamma_k \Delta S_{(t+n)-k} + e_t, \quad (33)$$

em que e_t é o termo erro, ε_{t-1} é o atraso residual da regressão de co-integração [Expressão (31)] e representa o desvio do equilíbrio do longo prazo. Assim, os modelos da correção de erro permitem que o preço deste período varie em resposta aos desequilíbrios passados. Em outras palavras, a mudança do preço físico um passo a frente deste período pode ser decomposto dentro de um componente curto-prazo influenciado por mudanças passadas em $F_{t,n}$ e S_{t+n} , e por um componente longo-prazo que reflete a magnitude do desequilíbrio passado. Não viesamento requer também $a = b = 1$ e $\beta_k = \gamma_k = 0$ e que o vetor de co-integração seja igual a (0,1). O último implica o seguinte MCE:

$$\Delta S_{t+n} = a(S_{t+n} - F_{t,n})_{-1} + b\Delta F_{t,n} + \sum_{k=1} \beta_k \Delta F_{(t,n)-k} + \sum_{k=1} \gamma_k \Delta S_{(t,n)-k} + e_t, \quad (34)$$

em que ε_{t-1} é representado por $(S_{t+n} - F_{t,n})_{-1}$. Esta última limitação não pode ser testada diretamente pelo procedimento de Engle-Granger.

Nesse sentido, Sabuhoro & Larue (1997) sugerem três métodos para testar essa limitação. O primeiro compara o MCE representado na expressão (33) com o modelo representado pela expressão (34). Os testes não-aninhados de Davidson & MacKinnon (1981) e Godfrey & Peseran (1983) são empregados para discriminar os modelos (33) e (34). Se o modelo (34) mostrar-se preferível comparado ao modelo (33), ou se ambos forem julgados equivalentes, o valor zero para o vetor co-integrado (0, 1) não pode ser rejeitado.

O segundo método estima a expressão (33) por minimização de mínimos quadrados não lineares. Desde que a expressão (34) seja uma forma restrita da expressão (33), o teste sobre as condições suficientes à eficiência torna-se um teste aninhado.

Finalmente, o terceiro procedimento segue o método esboçado por Johansen & Juselius (1990) que testa diretamente as limitações relevantes nos parâmetros que caracterizam as relações de co-integração. A restrição (0,1) no vetor de co-integração será testada, assim como a hipótese de exogeneidade fraca para o preço futuros. Esta hipótese no contexto da eficiência do mercado significa que os ajustes de desequilíbrios recaem sobre o preço físico futuro e não nos preços futuros. Este resultado garante a consistência dinâmica, no sentido de que é o preço corrente do futuro que reage sistematicamente quando há um desvio entre o preço físico corrente e o preço futuro passado.

3.4 Teste de sazonalidade

Diversos estudos na área de finanças fornecem indícios para a existência de padrões regulares que podem ser identificados no comportamento dos retornos de preços de ações. Tais padrões não seriam contemplados por nenhuma das teorias subjacentes à eficiência de mercado e, comumente, são denominados de anomalias de mercado.

Estas anomalias caracterizam-se como ineficiências de mercado, pois poderiam ser consideradas como um padrão a ser predito. Segundo Bowers & Dimson (1988), a hipótese de eficiência de mercado deve ser caracterizada pela ausência de qualquer irregularidade, o que implicaria em dizer que, para um mercado eficiente, não existiria nenhum comportamento que não pudesse ser explicado pela teoria de expectativas racionais ou pela prática institucionalizada.

Como demonstrado nos trabalhos de Bruni & Famá (1998) e Lemos & Costa Jr. (1995), as anomalias encontradas no mercado que são desfavoráveis a HME podem ser classificadas em: anomalias temporais, anomalias fundamentais ou de valor e anomalias técnicas. Contudo, a maioria das anomalias encontradas nos testes de previsibilidade dos retornos está relacionada às anomalias temporais (chamado efeito calendário). Elas estão relacionadas às observações feitas em determinados períodos que apresentam retornos diferentes, indicando ineficiência de mercado (Leal & Sandoval, 1994).

Uma forma de se avaliar a presença de efeito calendário em uma série temporal financeira seria construir um modelo de regressão por meio dos mínimos quadrados ordinários (MQO), com variáveis *dummy* para o efeito a ser observado (diário, semanal, mensal, etc.).

Seguindo esta perspectiva, para a avaliação do efeito dia da semana, foi adotada a forma de uma função auto-regressiva, disposta abaixo. A opção por um modelo com defasagens é a necessidade da eliminação de qualquer nível de

dependência do modelo para média, tendo em vista ser comum encontrar este tipo de dependência em dados de séries financeiras.

$$R_t = \alpha + \sum_{i=2}^5 \beta_j D_{it} + \sum_{j=1}^k \phi_j R_{t-k} + \varepsilon_t \quad (35)$$

No modelo (35) acima, R_t é o retorno do contrato do café negociado na BM&F, α a variação esperada do contrato nas segundas-feiras, β_j as diferenças entre a variação esperada do contrato nas segundas-féias e a variação dos demais dias da semana, D_{it} são as variáveis *dummy* para cada dia da semana, ϕ_j o termo auto-regressivo e ε_t o termo erro *i.i.d.* $N(0, \sigma^2)$.

Assim, testa-se a hipótese de que os retornos para os diferentes dias da semana sejam iguais entre eles e iguais a zero. Caso exista alguma diferença significativa entre os retornos dos dias da semana, haverá a presença de uma anomalia para o mercado estudado.

Após a estimação do modelo, realiza-se o teste de autocorrelação para os resíduos, a fim de se testar se o modelo foi bem especificado aos dados.

4 DESCRIÇÃO DOS DADOS

Os dados a serem analisados são os retornos do contrato da *commodity* café na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) e seu indicador do mercado físico fornecido pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA). O período da amostral situa-se entre 02/09/1996 e 01/06/2006. Para a montagem da série dos retornos da *commodity* café, adotou-se a metodologia do contrato mais líquido, ou seja, aquele mais próximo ao vencimento.

Como sugerido no trabalho de Torres et al. (2002), a análise dos dados foi dividida em duas partes para alguns dos testes utilizados, a fim de se testar a robustez da amostra utilizada. A primeira é relativa aos retornos de curto prazo e outra relativa aos retornos de médio a longo prazo.

No curto prazo, o período de análise considerado estende-se de 02/09/1996 a 01/06/2006, totalizando 2.408 observações de retornos diários e 509 retornos semanais. Os subperíodos amostrais para os retornos diários e semanais se estendem da seguinte forma: o primeiro de 02/09/1996 a 01/12/1999; o segundo de 02/12/1999 a 01/03/2003 e o último de 02/03/2003 a 01/06/2006. No primeiro período, observam-se, como características mais relevantes a redução das taxas de inflação e a presença de investidores estrangeiros no mercado; no segundo período, uma inversão no comportamento da taxa cambial em 2002 e, no terceiro, um comportamento decrescente do câmbio.

No médio e no longo prazos, o período de análise dos retornos estendeu-se de 02/09/1996 a 01/06/2006, contando com 117 observações não sobrepostas de retornos mensais. Para testar a robustez da amostragem, a amostra foi dividida em dois subperíodos: de 02/09/1996 a 31/07/2001 e 01/08/2001 a 31/05/2006.

Os resultados para os subperíodos não serão reportados aqui, por questão de espaço, pelo fato de estes não terem mostrado resultados estatisticamente diferentes aos resultados do período integral. As análises em função da frequência dos dados (diário, semanal ou mensal) só serão utilizadas em alguns dos testes aqui implementados. Assim, a análise se referirá ao período integral de frequência diária, exceto quando explicitamente mencionado. Todos os testes foram realizados por meio do software estatístico R.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1 Características da distribuição dos retornos

A análise da distribuição dos retornos é um fator importante para o conhecimento do comportamento das séries em estudo, bem como para a confirmação de fatos estilizados presentes em séries temporais financeiras. Com base nestas características, o pesquisador pode direcionar seus estudos de maneira mais acertada, evitando a obtenção de dados espúrios ao final de seu trabalho.

A série de retornos dos preços das séries em estudo foi obtida como se segue,

$$r_{it} = 1000 * \log \frac{P_{it}}{P_{it-1}} \quad (36)$$

em que P_{it} é o nível de preço da série i no tempo t .

Segundo Morettin & Tolo (2004), as séries temporais financeiras apresentam algumas características que são comumente observadas, as quais são denominadas de fatos estilizados. As principais características encontradas nos retornos financeiros foram:

- 1) retornos sem autocorrelação, ou seja, sem dependência;
- 2) os quadrados dos retornos são auto-correlacionados, apresentando correlação de lag pequena e, depois, um decaimento lento;
- 3) presença de agrupamentos de volatilidade ao longo do tempo;
- 4) distribuição leptocúrtica, ou seja, uma distribuição com excesso de curtose e assimetria;

- 5) retornos não lineares, o que indica que a resposta da série a choques positivos ou negativos ocorre de maneira diferente.

Nesse sentido, foram realizadas algumas estatísticas descritivas relativas aos retornos das séries de preços da *commodity* analisada, uma vez que este tipo de série comumente compartilha de algumas características encontradas nas séries temporais de ativos financeiros. Para esse reconhecimento, utilizaram-se as seguintes estatísticas descritivas, a saber: o teste de Jarque & Bera (1987) para testar a hipótese de normalidade, o coeficiente de assimetria para testar a presença de assimetria e o índice de calda para avaliar o comportamento da distribuição dos dados referente à curtose. Além das medidas de referência, como retorno médio, retorno máximo e mínimo e desvio padrão.

A Tabela 1 reporta o sumário estatístico dos dados de retorno para os diferentes períodos em análise. Os retornos para as diferentes frequências (diária, semanal e mensal), bem como para os preços físico e futuro, mostraram-se iguais a zero e os desvios padrões estão centrados ao redor 2% e 9%. Todas as séries tiveram os coeficientes de assimetria diferentes de zero e apresentaram excesso de curtose, conduzindo a uma estatística de Jarque-Bera altamente significativa, indicando que as séries de dados não seguem uma distribuição normal.

TABELA 1: Características de séries de retorno dos mercados futuro (BM&F) e físico (ESALQ) do Café.

	Mercado Futuro	Mercado Físico
Retornos diários		
Média	0.000	0.000
Desvio padrão	0.024	0.025
Assimetria	0.613	0.250

Continua...

TABELA 1: Continuação.

	Mercado Futuro	Mercado Físico
Retornos diários		
Curtose	22.35	8.234
Mínimo	-0.246	-0.160
Máximo	0.285	0.254
Jarque-Bera	0.000	0.000
Retornos semanais		
Média	0.000	0.000
Desvio padrão	0.045	0.045
Assimetria	0.461	0.265
Curtose	6.687	2.054
Mínimo	-0.220	-0.192
Máximo	0.250	0.222
Jarque-Bera	0.000	0.000
Retornos mensais		
Média	0.000	0.000
Desvio padrão	0.090	0.091
Assimetria	0.278	0.261
Curtose	2.664	-0.233
Mínimo	-0.191	-0.208
Máximo	0.217	0.260
Jarque-Bera	0.313	0.466

Fonte: Dados da pesquisa.

5.2 Testes sobre a hipótese de passeio aleatório

Primeiramente, realizou-se a inspeção visual por meio do gráfico de recorrência (Figura 3) para a amostra completa dos dados diários, período de 02/09/1996 a 01/06/2006. Para complementar a análise, colocou-se o gráfico da evolução dos preços (Figura 3).

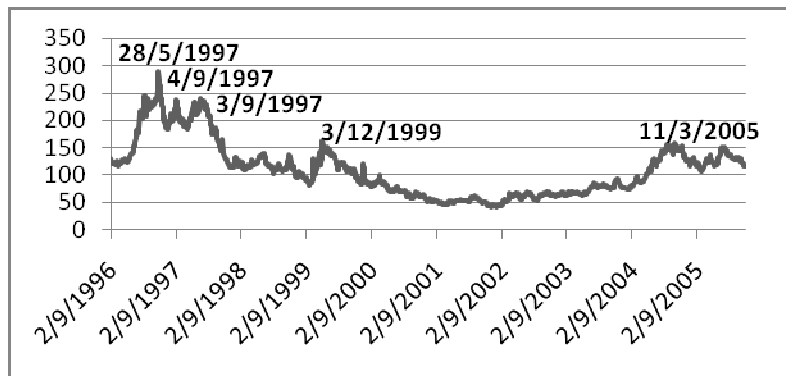


FIGURA 3: Série dos preços futuros do contrato de café, BM&F.
 Fonte: Dados da pesquisa

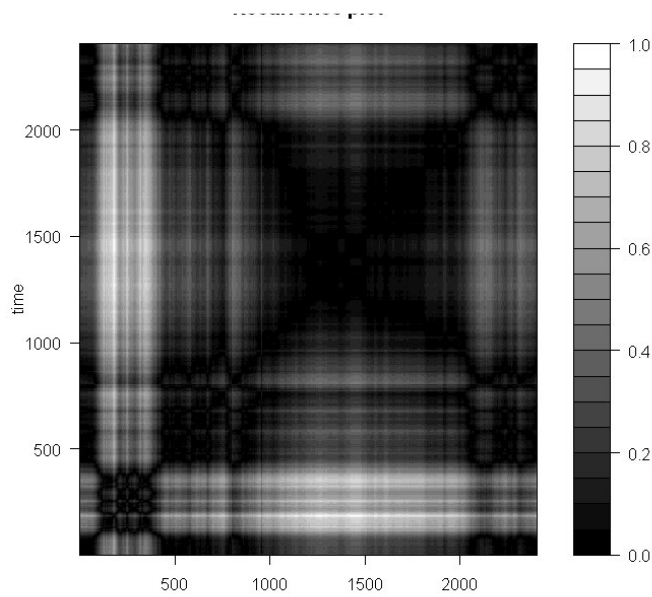


FIGURA 4: Gráfico de recorrência para os preços futuros do contrato de Café, BM&F.
 Fonte: Dados da pesquisa

Observa-se que a série de preços futuros do contrato do café negociado na BM&F não pode ser considerada um passeio aleatório, uma vez que seu gráfico de recorrência apresenta padrões visíveis, contrariamente ao

comportamento de um RW1, que apresentaria um comportamento homogêneo. Para melhor visualização e comparação, a Figura 5 representa um passeio aleatório RW1 simulado.

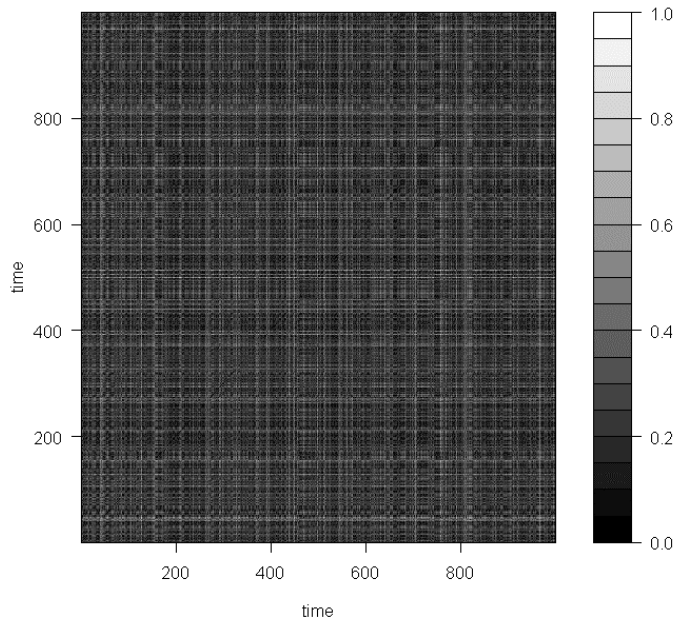


FIGURA 5: Gráfico de recorrência para um RW1.
Fonte: Elaborado pela autora.

As faixas mais claras formadas na Figura 4 sugerem que, para suas respectivas datas, ocorreu algum evento raro, que impactou o mercado e teve uma relativa demora para ser absorvida, sugerindo a existência de uma estrutura de dependência.

Se realizada uma análise conjunta entre o gráfico do nível dos preços e o gráfico de recorrência, os pontos que se mostram como “fora do padrão” de comportamento da série podem ser observados em ambos os gráficos. Os períodos nos quais esses eventos raros ocorreram corresponde,

aproximadamente, aos meses de maio e setembro de 1997, dezembro de 1999 e março de 2005.

O evento observado entre maio e setembro de 1997 pode ser associado a especulações de mercado a respeito de fatores climáticos como “*El Niño*”¹. Em dezembro de 1999, novamente notícias climáticas, juntamente com notícias sobre a quebra de safra em países concorrentes do Brasil na comercialização de café, fomentaram a especulação dos agentes do mercado cafeeiro de que a produção mundial de café poderia ser afetada. No último evento, em março de 2005, foram anunciadas as estimativas da produção mundial de café, em que se previa um déficit de oferta da ordem de até dez milhões de sacas para o ano-safra 2005/06, o que deveria reduzir os estoques e pressionar as cotações do café nos diferentes mercados.

Esses eventos são coerentes com os resultados encontrados por Martins (2005), uma vez que esta autora afirma que o mercado futuro do café sofre os reflexos das oscilações do nível de produção nacional e internacional, em decorrência dos efeitos dos fenômenos climáticos.

A demora apresentada pelo mercado para absorção dessas informações pode ocorrer devido à própria natureza da informação, que é especulativa ou preditiva. Por exemplo, quando se noticia que existem indícios de uma geada que prejudicará a produção, está é uma previsão baseada em análises meteorológicas, mas que pode não se concretizar. E, em função da percepção do mercado, com relação à probabilidade de ocorrência do fenômeno, esta informação fica “pairando” sobre o mercado, sendo absorvida lentamente. Com base nesses indícios, a hipótese RW1 é rejeitada para o teste realizado a partir do gráfico de recorrência.

¹ Para maiores detalhamentos: www.coffeebreak.com.br e www.ica.sp.gov.br.

O segundo teste realizado foi o de razão de variância. Para esse teste, foi adotada a metodologia de subdivisão da amostra; assim, têm-se resultados para o período de curto, médio e longo prazo.

Os dados da Tabela 2 apresentam o resultado para a amostra em período integral (02/09/1996 a 01/06/2006) e corresponde aos resultados do teste de razões de variância, tanto para a hipótese RW1 quanto para RW2. Os testes para razões de variância apresentam evidências contrárias à hipótese de passeio aleatório, para todos os períodos em análise. A rejeição da hipótese de caminho aleatório em RW1 sugere que os retornos de curto prazo apresentam persistência.

TABELA 2: Razões de variância para os retornos do contrato futuro de café negociado na BM&F.

Ordem	Retornos diários		Retornos semanais		Retornos mensais	
	p-valor RW1	p-valor RW2	p-valor RW1	p-valor RW2	p-valor RW1	p-valor RW2
VR(2)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
VR(4)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
VR(8)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
VR(16)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Fonte: Dados da pesquisa

5.3 Testes de não linearidade

Os resultados para o teste BDS estão reportados na Tabela 3 e por meio deste observa-se que a hipótese nula de séries *i.i.d.* é fortemente rejeitada para todos os níveis de significância, uma vez que os p-valores da estatística foram todos iguais a zero.

Nota-se a relação entre a frequência dos dados e o valor assumido pela estatística, pois, quanto maior a frequência, maiores foram os valores do teste.

Isso implica dizer que os dados diários apresentam maior persistência na volatilidade do que os demais períodos.

TABELA 3: Teste BDS para os retornos do contrato futuro de café negociado na BM&F.

ε/m	Retornos diários				Retornos semanais				Retornos mensais			
	2	3	4	5	2	3	4	5	2	3	4	5
0.5σ	406	717	1375	2854	179	310	578	1166	75	122	218	420
σ	174	220	286	388	78	98	126	170	32	39	49	64
1.5σ	111	116	122	131	48	50	53	57	18	19	20	21
2σ	99	97	95	94	43	42	41	41	18	17	17	17

Fonte: Dados da pesquisa.

Como a hipótese nula foi rejeitada, será empregado o teste de McLeod & Li (1983), para reforçar os resultados obtidos.

Na Tabela 4 apresentam-se os resultados para o teste aplicado à série de quadrado dos retornos. O teste de McLeod-Li sugere a presença de dependência não linear na série dos retornos com frequência diária e semanal. Contudo, o mesmo não foi observado para a série de frequência mensal, cujos p-valores, indicados entre parênteses, são significativos, sugerindo que, nessa frequência, os dados não apresentem dependência linear.

TABELA 4: Teste de McLEOD-Li para os retornos do contrato futuro de café negociado na BM&F.

	$Q_{xx}(5)$	$Q_{xx}(10)$	$Q_{xx}(15)$	$Q_{xx}(20)$
Retornos diários	274.37 (0.000)	314.39 (0.000)	326.65 (0.000)	327.21 (0.000)
Retornos semanais	29.724 (0.000)	44.281 (0.000)	46.997 (0.000)	52.203 (0.000)
Retornos mensais	6.1442 (0.294)	10.347 (0.420)	14.796 (0.4662)	18.614 (0.547)

Fonte: Dados da pesquisa.

O fato de o retorno ter baixa correlação serial está em acordo com a teoria de mercado eficiente. Mas, esse fato empírico não implica necessariamente que os retornos são idêntica e independentemente distribuídos (*i.i.d.*), como muitos modelos financeiros teóricos sugerem. É possível que as séries sejam não correlacionadas, mas dependentes. Um mercado de ações eficiente comporta-se especificamente dessa forma, pois o preço da ação mudará com a chegada de nova informação. Se a informação vem em lotes, a distribuição do próximo retorno dependerá dos retornos prévios, embora eles possam não estar correlacionados (Cavalcante, 2007).

Segundo Torres et al. (2002), a rejeição da hipótese nula indica a existência de uma dependência não linear nos retornos, mas esta pode ocorrer na média e ou na variância.

5.4 Co-integração

Como mencionado em tópicos anteriores, para se testar a eficiência de mercado, é necessário um modelo de precificação. Para o caso de mercados futuros, em especial, um modelo em que o preço seja um estimador não viesado do preço físico seria a estrutura apropriada para testar eficiência (Kenourgios, 2005). Contudo, sabe-se que este teste, devido à necessidade do modelo de precificação, é um teste cuja hipótese é conjunta, ou seja, sua rejeição pode ser ocasionada pela ineficiência do mercado ou pela má especificação do modelo.

Nesse sentido, o modelo de co-integração será utilizado com uma alternativa aos modelos de regressão, uma vez que os dados podem violar seus pressupostos (homocedasticidade, estacionariedade, normalidade, etc.) e, conseqüentemente, aumentar o risco de má especificação.

Para testar a eficiência do mercado a partir da metodologia de co-integração, foi utilizada a amostra sem subdivisões, em que, primeiramente, avaliou-se o grau de integração entre os preços do mercado físico e futuro, pois a

ordem de integração das séries tem implicações importantes na determinação do modelo a ser ajustado. Caso os logaritmos dos preços sejam estacionários, a aproximação via métodos de mínimos quadrados para estudar a relação entre os preços físicos e futuro é apropriada; caso contrário, não.

Os testes selecionados para avaliar a existência de raiz unitária nas séries foram os testes de Dickey & Fuller (1981) e Phillips & Perron (1988). Como tais testes são sensíveis a especificação dos lag's (defasagem) e a presença de grandes termos de médias móveis, adotou-se a metodologia proposta por Hall (1991), que sugere a utilização de critérios de informação de Akaike ou de Schwarz para a determinação dos lag's. Assim, encontrou-se uma especificação ideal para cada um dos testes, Dickey-Fuller Ampliado (ADF) e Phillips-Perron (PP), cujos resultados estão descritos na Tabela 5.

TABELA 5: Testes de raiz unitária

Séries	ADF			PP		
	Estatística do teste	p-valor	Lag	Estatística do teste	p-valor	Lag
BM&F	-1.692	0.70	13	-5.210	0.81	8
RBM&F	-12.54	0.01	13	-2349	0.01	8
ESALQ	-1.637	0.73	13	-4.759	0.84	8
RESALQ	-12.29	0.01	13	-2313	0.01	8

Fonte: Dados da pesquisa.

A regra de decisão para o teste ADF e PP é rejeitar ou não aceitar a hipótese nula para p-valores inferiores a 0,05, o que representaria 5% de significância em aceitar, ou não rejeitar, a hipótese nula, quando p-valor for superior a 0,05. O algoritmo utilizado aqui considera como hipótese alternativa a estacionariedade. Assim, as séries BM&F e ESALQ são ditas ter uma raiz unitária e, doravante, seguem um padrão de não estacionariedade. Para as séries de retornos, observamos que ambas são estacionárias, o que demonstra que a

primeira diferença é suficiente para tornar as séries de preços estacionárias. Isso indica que ambas são integradas de ordem um, ou seja, $I(1)$.

Sabendo que o preço físico e o preço futuro são não-estacionários e integrados do mesmo grau, o seguinte passo consiste em verificar se existe relação de longo-prazo entre BM&F e ESALQ.

A relação entre os preços futuros (em t para entrega em $t + n$) e os preços físicos futuros (em $t + n$) está diretamente relacionado à utilidade dos preços futuros como um preditor do preço físico, dado o conjunto de informações disponíveis no tempo t (I_t). O conjunto de informações disponíveis inclui valores correntes e passados das variáveis e detalhes de como eles são relacionados. Além do mais, os preços futuro refletem a informação corrente e passada, bem como expectativas sobre o futuro. Conseqüentemente, participantes de um mercado eficiente criam expectativas racionais e utilizam toda informação disponível e relevante para prever o desenvolvimento futuro dos preços (Sabuhoro & Larue, 1997).

Dois testes são conduzidos para determinar a co-integração entre a duas séries. Primeiro, o teste de Engle & Granger (1987), pelo qual calcula-se a regressão co-integrante [expressão (31)] e, posteriormente, aplica-se o ADF no resíduo ajustado. Na Tabela 6 são expostos os resultados da estimativa e testes, em que α_0 e β_0 são estimativas da regressão por mínimos quadrados ordinários de S_{t+n} e $F_{t,n}$. O teste ADF é implementado nos resíduos da regressão de co-integração.

Observa-se, por meio da Tabela 6, que o resultado para o teste ADF sobre os resíduos da regressão co-integrante sugere que a hipótese nula de inexistência de co-integração entre os preços físicos do café (ESALQ) e os preços futuros (BM&F) é rejeitada, com 5% de significância.

TABELA 6: Teste de cointegração proposto por Engle e Granger

Regressão entre os dados			
	α_0	β_0	ADF
ESALQ	-0.3967	1.0613	-10.198*

Fonte: Dados da pesquisa

* Denota significância ao nível de 1%

Assim, embora as séries de preços apresentem comportamento não estacionário, a combinação linear entre as duas fornece uma série estacionária. Tais apontamentos permitem concluir que as séries de preços físicos e futuro do café apresentam comportamento semelhante ao longo do tempo, o que implica em afirmar que alguns dos fatores que determinam o preço físico estão refletidos no preço futuro. Este resultado de co-integração pode ser considerado como uma condição necessária, mas não suficiente, para a eficiência de mercado.

Uma segunda condição exige que o resíduo da regressão de co-integração não mostre nenhum sinal de autocorrelação. Nesse sentido, efetuou-se o teste LM (Multiplicador de Lagrange) para hipótese nula de não-autocorrelação de ordem 1. A estatística calculada para ambos os modelos foi superior aos valores críticos tabelados, o que leva à rejeição da hipótese nula a favor da hipótese alternativa da presença de autocorrelação nos resíduos. Esse resultado era esperado, devido a uma série de fatos estilizados presente em séries temporais financeiras.

Um terceiro aspecto a ser avaliado são os valores dos coeficientes estimados para α_0 e β_0 , uma vez que estão próximos da restrição (0,1), comumente considerada como requisito sob a hipótese de eficiência de mercado.

Contudo, como apontado por Engle & Bollerslev (1986), quando as variáveis são co-integradas, necessariamente existe um modelo de correção de erro (MCE), o qual mostra a velocidade em que ambas as variáveis convergem para uma situação de equilíbrio de longo prazo. Assim, incorporou-

se um termo de erro nos modelos de regressão estimados anteriormente. Os resultados das modelagens são apresentados na Tabela 7.

TABELA 7: Modelo de correção do erro

	Estimativa	Erro padrão	Estatística t	Pr(> t)
(Intercepto)	0.0000	0.0005	-0.116	0.907
Correção do erro	-0.0613	0.0137	-4.464	0.000*
ΔBM&F	0.1468	0.0330	4.445	0.000*
ΔESALQ	-0.1332	0.0312	-4.266	0.000*

Fonte: Dados da pesquisa

* Denota significância ao nível de 1%

Nota-se que, mesmo com a incorporação do termo correção do erro, os coeficientes α_0 e β_0 ainda estão distantes do que é considerado como uma condição necessária para o teste de eficiência não viesado. Os coeficientes para o termo correção foram baixos, para ambos os sentidos analisados (-0,0613 para ESALQ, como variável dependente e -0,0375 para BM&F, como variável dependente), o que revela que o desequilíbrio de preços entre os mercados no período t tende a ser lentamente corrigido em função do período t-1. O preço físico se ajusta ligeiramente mais rápido à informação do mercado futuro do que o preço futuro às informações do mercado físico, pois o coeficiente da correção do erro na função com preço físico como variável dependente é maior em módulo do que a função que tem como variável o preço futuro.

O terceiro procedimento empregado refere-se ao método sugerido por Johansen & Juselius (1990) que testa diretamente as limitações relevantes nos parâmetros que caracterizam as relações de co-integração. A restrição (0, 1) no vetor de co-integração será testada.

Na Tabela 8 são mostrados os resultados dos testes de co-integração utilizando-se a abordagem de Johansen & Juselius. Os valores assumidos pelos autovalores máximos (λ_{max}) e estatística do traço ($\lambda_{traço}$) são obtidos por meio

do teste da razão de verossimilhança para determinar o número de vetores co-integrados existentes. Segundo o teste do traço e o teste de máximo autovalor, a hipótese de que o posto da matriz de co-integração seja nulo é rejeitada, a 5% de significância estatística, mas a hipótese de que pelo menos um vetor exista não pode ser rejeitada. Portanto, nesse nível de significância estatística, há um único vetor de co-integração entre as variáveis.

TABELA 8: Resultados do Teste de Cointegração de Johansen e Juselius

Teste para o Rank de Cointegração					
Máximo Autovalor				Traço	
(H ₀)	(H ₁)	λ_{max}	Valor Crítico	λ_{trace}	Valor Crítico
r = 0	r = 1	121	14.9	123	17.9
r = 1	r = 2	2.03	8.18	2.03	8.18

Fonte: Dados da pesquisa (02/09/1996 a 07/08/2006)

* Valores críticos para o nível de significância igual a 5%

O teste de co-integração de Johansen e Juselius não impõe qualquer restrição à normalização dos vetores de co-integração. Neste caso, as relações do co-integração são mais significativas quando interpretado nos termos do preço físico um passo a frente:

$$S_{t+n} = -0.063 + 1F_{t,n}$$

O coeficiente de $F_{t,n}$ foi igual a 1, o que atende à restrição de não viesamento. Conseqüentemente, hipótese conjunta de eficiência de mercado e não viesamento nos preços futuros não pode ser rejeitada. Isso implicará em dizer que não houve má especificação do modelo.

Assim, de acordo com a metodologia adotada, existe evidência para co-integração entre os preços físicos da *commodity* café e os preços de seu contrato

futuro negociado na BM&F, o que implica em dizer que este mercado é eficiente. Assim, o preço do contrato futuro da *commodity* café reflete toda a informação disponível, sugerindo que, para este mercado, especuladores não conseguirão formular nenhuma estratégia, com base nos seus preços, que possibilite ganhos anormais.

5.5 Teste de sazonalidade

Na Tabela 9 são apresentados os resultados da regressão dos retornos diários do contrato de café futuro negociado na BM&F (RBM&F), estimada por mínimos quadrados ordinários (MQO), utilizando-se variáveis *dummy* para os dias da semana, conforme definido na metodologia.

TABELA 9: Coeficientes da regressão para teste do efeito dia da semana

	RBM&F			
	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t	p-valor
Segunda	-0.0002	0.0004	-0.585	0.558
Terça	0.0013	0.0006	1.994	0.049*
Quarta	0.0007	0.0006	1.082	0.279
Quinta	0.0000	0.0006	-0.013	0.989
Sexta	-0.0006	0.0006	-0.981	0.326
2ª Defasagem	-0.0444	0.0203	-2.181	0.029*
3ª Defasagem	0.0397	0.0203	1.953	0.050*

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: * denota significância a 5%.

Analisando os resultados do modelo ajustado por meio MQO para testar o efeito dia da semana, observa-se que o termo auto-regressivo para as defasagens de segunda e terceira ordem foi significativo (o de primeira ordem e demais ordens testadas não foram reportados por não se mostrarem significantes e, conseqüentemente, não mostrarem ganho ao modelo ajustado). Este fato demonstra que, para o conjunto de dados em estudo, a rejeição da hipótese de eficiência fraca, para o mercado futuro do café, pode ter origens mistas, oriundas

tanto da existência de autocorrelação dos retornos como de anomalias do mercado.

Quanto ao efeito dia da semana, constatou-se a existência de efeito terça-feira, com retorno médio diário mais alto da semana ocorrendo neste dia e com um nível de significância estatística de 5%. Os demais dias da semana apresentaram coeficientes estatisticamente iguais a zero.

Embora os coeficientes para segunda, quarta, quinta e sexta-feira não tenham se mostrado estatisticamente significativos, observa-se, por meio da Figura 6, um possível padrão relacionando o dia da semana e o comportamento dos retornos. Na segunda-feira, o mercado apresenta retornos negativos, mas com um comportamento crescente que demonstra um retorno significativamente positivo na terça-feira, passando, a partir de então, a ter um comportamento decrescente.

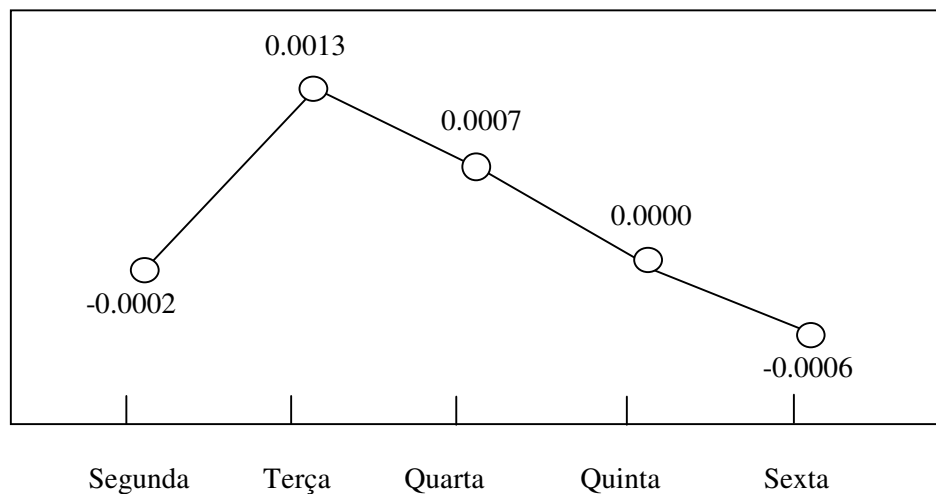


FIGURA 6: Retornos médios para os dias da semana.

Fonte: dados da pesquisa.

O mercado futuro, ao contrário do mercado acionário, tem a peculiaridade de que um retorno negativo não implica em perdas, uma vez que

este mercado tem dois agentes atuando em posições contrárias simultaneamente, ou seja, um agente na posição de compra e outro na posição de venda.

Estudos como o de French (1980) sugerem que, nos mercados de negociações de títulos, existe o denominado “efeito fim de semana” que pressupõe que o retorno médio das segundas-feiras é significativamente negativo, enquanto os retornos médios dos outros dias da semana são significativamente positivos ou nulos. Nesse sentido, os resultados encontrados para o mercado do contrato futuro de café apontam para um comportamento no processo de geração dos retornos diferenciado.

A presença desse tipo de ineficiência pode aumentar a expectativa de lucro de investidores que utilizem a estratégia de comprar ações nos dias de retorno médios mais baixos e vendê-las nos dias de retorno médio mais alto. Assim, de acordo com o padrão encontrado, conclui-se que os dias da semana podem influenciar na decisão de compra ou de venda, sendo a terça-feira o melhor dia para a posição vendida e a sexta-feira para a posição comprada.

A explicação para esse padrão encontrado pode estar relacionada tanto à disseminação de informação, como sugerido por French (1980) quando ao volume de negociação e, conseqüentemente, à liquidez do contrato nos diferentes dias da semana.

No que diz respeito à disseminação de informação, é relevante considerar que decisão de negociação pode não ocorrer somente com base no preço e equilíbrio entre oferta e procura de um título. Ela também pode ser composta pela avaliação que o investidor faz do contrato num dado momento de tempo, em função de variáveis ambientais e posições de outros agentes. Estes aspectos podem gerar um círculo virtuoso ou vicioso da informação, a depender da eficiência na disseminação destas informações, bem como da capacidade dos agentes em absorvê-las.

Os testes realizados nos resíduos do modelo estimado para presença de autocorrelação e normalidade sugerem que os resíduos seja *i.i.d.*, o que indica que o modelo proposto para a média dos retornos foi corretamente especificado.

6 CONCLUSÕES

O objetivo deste estudo foi o de testar a hipótese de eficiência de mercado para o contrato futuro de café negociado na BM&F, por meio de diferentes testes que buscavam analisar a eficiência de mercado sobre abordagens diferenciadas com o objetivo final de conseguir relatar e identificar da melhor forma possível a eficiência ou não desse mercado e suas possíveis justificativas.

Notoriamente, a eficiência do mercado de café tem implicações importantes, no caso brasileiro, uma vez que o Brasil é um grande exportador e consumidor desse produto, bem como devido aos aspectos históricos relacionados a essa *commodity*. Principalmente, porque a comercialização de *commodities* primárias, como é o caso do café, ainda gera grandes preocupações relacionadas à vulnerabilidade de seus preços no mercado internacional.

Assim, a eficiência de mercado e a possibilidade de o mercado futuro ser um preditor imparcial do mercado físico trazem perspectivas interessantes para o gerenciamento dos riscos adversos relacionados aos preços do produto. Ademais, no caso do mercado ser considerado eficiente, nenhum investidor conseguirá obter lucros econômicos com negociações de preços nesse mercado, uma vez que todas as informações estão disponíveis e incorporadas aos preços da *commodity*. Contrariamente, a ineficiência acarretará custos suplementares aos custos normais de transação, bem como a possível presença de anomalias.

Os resultados encontrados variaram de acordo com o teste e perspectiva adotada. A análise das características dos dados trouxe uma série de características favoráveis à rejeição da hipótese de eficiência do mercado de café, pois as séries, tanto de preços futuros quanto de preços físicos, mostraram indícios da presença de fatos estilizados, os quais sugerem a existência de dependência nos dados.

Os testes que buscaram avaliar a previsibilidade dos retornos utilizados (BDS, McLeod-Li, gráfico de recorrência e razão de variância) foram desfavoráveis à hipótese de eficiência de mercado. Cabe aqui ressaltar que estes resultados rejeitam a hipótese de um *Random Walk* (RW1 ou RW2), mas não implicam obrigatoriamente na ineficiência deste mercado. Summers (1986) discute que contradizer a hipótese do caminho aleatório, em um mercado, significa apenas que os resultados obtidos são inconsistentes com o processo *Random Walk*. Outro importante ponto a se mencionar é que a dependência sugerida pelos testes podem ser oriundas da presença de dependência na média e ou na variância, cabendo a estudos futuros explorarem a origem desta dependência.

O teste de co-integração foi implementado a fim de se avaliar a hipótese de eficiência de mercado, no sentido de que o preço futuro seria um preditor imparcial do preço físico. Os resultados obtidos por meio da metodologia sugerida por Granger e por Johansen e Juselius indicam que as séries são cointegradas, condição necessária à eficiência de mercado e as restrições adotadas são consistentes com essa hipótese.

Por último, aplicou-se o teste de sazonalidade para avaliar a existência de um efeito dia da semana, por meio da adoção de variáveis *dummy*. Os resultados encontrados para este teste sugerem a presença de uma anomalia nas séries de retornos do contrato de café, devido à presença de um efeito terça-feira.

Observa-se que existiram testes favoráveis e desfavoráveis a HEM, mas todos apontam para fatos totalmente plausíveis com o que é esperado do comportamento das séries de retorno. O primeiro conjunto de testes (BDS, McLeod-Li, gráfico de recorrência e razão de variância) apontou para uma ineficiência de mercado oriunda da existência de padrões de previsibilidade, dependência e não linearidade dos retornos. O resultado a respeito da possível existência de uma previsibilidade é reforçado pela confirmação de um padrão

dos retornos ao longo da semana, indicado por meio do teste de sazonalidade, que sugere a existência de um “efeito terça-feira” para os retornos analisados.

Uma segunda perspectiva para testar a HEM diz respeito ao teste que analisa se o mercado futuro é um preditor imparcial do mercado físico futuro, por meio da abordagem de cointegração. Este teste mostrou-se favorável a HEM, o que implicaria dizer que o fluxo de informação é mutuamente absorvido entre as séries.

Assim, os resultados empíricos tendem a apoiar a reivindicação que os mercados sistematicamente são tendenciosos, devido a características encontradas nas séries de retornos, mas que o mercado futuro constitui um instrumento não-viesado para a predição dos preços físicos. Naturalmente, cautelosa deve ser a tentativa de uma generalização destas conclusões.

As evidências encontradas neste trabalho implicam que, a despeito do crescimento observado no volume de negociação e dos esforços já despendidos pela BM&F, mais ações devem ser adotadas para minimizar a ineficiência existente neste mercado. Estas ações seriam a busca por maior transparência do mercado, minimização das margens e custos de negociação. Tais ações permitiriam um aumento no número de agentes atuantes com a negociação de contratos futuros, o que conseqüentemente, traria melhorias significativas a esse mercado, em termos de liquidez.

7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARBEX, M. A.; ROTATORI, W. L. Eficiência em mercados futuros, prêmio de risco e bandas de câmbio no Brasil. **Estudos Econômicos**, v. 30, n. 4, p.525-547, 2000.

BACHELIER, L. Théorie de la spéculation. **Annales Scientifiques de l'É.N.S.**, Paris, n. 3, p. 21-89, 1900. Disponível em: <http://www.numdam.org/item?id=ASENS_1900_3_17_21_0>. Acesso em: 22 fev. 2006.

BELO, N. M.; BRASIL, H. G. Assimetria informacional e eficiência semi-forte do mercado. **Revista Eletrônica de Administração**, v. 46, 2006. Disponível em < <http://www.rae.com.br/artigos/4116.pdf> >. Acesso em: 02 ago. 2006.

BERA, A. K.; HIGGINS, M. L. ARCH models: properties, estimation and testing. **Journal of Economic Surveys**, v. 7, p. 305-66, 1993.

BOLLERSLEV, T.; CHOU, R. Y.; KRONER, K. F. ARCH modelling in finance: a review of the theory and empirical evidence. **Journal of Econometrics**, v. 52, p. 5-59, 1992.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M.; REINSEL, G. C. **Time series analysis: forecasting and control**. New Jersey: Prentice Hall, 1994.

BREALEY, R. A.; MYERS, S. C. **Princípios de finanças empresariais**. 3.ed. Lisboa: McGraw-Hill, 1995. 924 p.

BROCK, W.; HSIEH, D.; LEBARON, B. **Non linear dynamics, chaos, and instability: statistical theory and economic evidence**. Cambridge: MIT, 1991.

BROCK, W.; HSIEH, D.; SCHEINKMAN, J. A test for independence based on the correlation dimension. **Econometric Reviews**, v. 15, n. 3, p.197-235, 1996.

BOWERS, J.; DIMSON, E. **Introduction in: stock market anomalies**. Cambridge: Cambridge University, 1988. p. 315.

BRUNI, A. L. A eficiência informacional do mercado de ADRs brasileiro: uma análise com testes de auto-correlação, raiz unitária e cointegração. **Revista Gestão e Planejamento**, Salvador, v. 5, n. 9, p. 52-64, 2004.

BRUNI, A. L.; FAMÁ, R. Eficiência, previsibilidade dos preços e anomalias em mercados de capitais: teoria e evidências. **Caderno de Pesquisas em Administração**, São Paulo, v. 1, n. 7, p. 71-85, 1998.

BUENO, A. F.; BRAGA, R. F. R.; ALMEIDA, R. J. Pesquisa sobre a eficiência informacional no mercado brasileiro nos casos de fusões e aquisições. In: ENANPAD, 24., 2000, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: ANPAD, 2000. 12 p.

CALDEIRA, L. M.; CAMARGO JUNIOR, A. S.; PIMENTA JUNIOR, T. A. Eficiência de mercado na América Latina: um estudo da hipótese de caminho aleatório no Brasil, México, Peru e Argentina. In: CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 5., 2005. **Anais...** Disponível em: <<http://www.congressoeac.locaweb.com.br/artigos52005>>. Acesso em: 02 de ago. 2007.

CAMARGOS, M. A.; BARBOSA, F. V. Teoria e evidência da eficiência informacional do mercado de capitais brasileiro. **Caderno de Pesquisas em Administração**, São Paulo, v. 10, n. 1, p. 42-55, 2003.

CAMARGOS, M. A.; BARBOSA, F. V. Eficiência informacional do mercado de capitais brasileiro pós-Plano Real: um estudo de eventos dos anúncios de fusões e aquisições. **Revista de Administração da Universidade de São Paulo**, São Paulo, v. 41, n. 1, 2006.

CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W.; MACKINLAY, A. G. **The econometrics of financial markets**. New Jersey: Princeton University, 1997. 597 p.

CAVALCANTE, J. A propriedade de longa memória na volatilidade dos retornos Ibovespa. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 27, p. 277-294, jun. 2007.

CERETTA, P. S. Comportamento das variações de preço nos mercados de ações da América Latina. In: ENANPAD, 25., 2001, Campinas. **Anais...** Campinas: ANPAD, 2001. 15 p.

COPELAND, L. Cointegration tests with daily exchange rate data. **Bulletin of Economics and Statistics**, v.53, p.185-198, 1991.

COWLES, A. A revision of previous conclusions regarding stock price behavior. **Econometrica**, v. 28, n. 4, p.909-915, 1960.

CROMWELL, J. B.; LABYS, W. C.; TERRAZA, M. Univariate tests for time series models. **Social Science**, p.250-283, 1994.

DAMODARAN, A. **Avaliação de investimentos**: ferramentas e técnicas para determinação do valor de qualquer ativo. São Paulo: Qualitmark, 1996. 630 p.

DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. G. Several tests for model specification in the presence of alternative hypothesis. **Econometrica**, v. 49, p.781-793, 1981.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, p. 1057–1072, 1981.

ECKMANN, J. P.; KAMPSHORT, S. O.; RUELLE, D. Recurrence plots of dynamical systems. **Europhysics Letters**, v. 4, p. 973-977, 1987.

ELAM, E.; DIXON, B. L. Examining the validity of futures market efficiency. **The Journal of Futures Markets**, v. 8, p. 365-72, 1988.

ENGLE, R. F.; BOLLERSLEV, T. Modelling the persistence of conditional variances. **Econometric Review**, v. 5, p. 1-50, 1986.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, p. 251-27, 1987.

FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**, Chicago, v. 25, n. 2, p. 383-417, maio 1970.

FAMA, E. F. Efficient capital markets II. **The Journal of Finance**, Chicago, v. 46, n. 5, p. 1575-1617, Dec. 1991.

FAMA, E.; FRENCH, K. Commodity futures prices: some evidence on forecast power, premium and the theory of storage. **Journal of Business**, v. 60, p. 55-73, 1987.

FONTES, R. E. **Construção de um índice agrícola para o mercado derivativo de commodities agrícolas negociadas na BM&F**. 2006. 146p. Tese (Doutorado em Administração) – Universidade Federal de Lavras, Lavras.

FRALETTI, P. B. Taxas de juros pré-fixadas como previsoras de taxas de juros pós-fixadas: uma análise empírica no Brasil. **Caderno de Pesquisas em Administração**, São Paulo, v. 7, n. 4, 2000.

FRENCH, K. R. Stock returns and the weekend effect. **Journal of Financial Economics**, v. 8, p. 55-69, 1980.

FRENKEL, J. Flexible exchange rates, prices and the role of news. **Journal of Political Economics**, v. 89, p. 665-705, 1981.

FROOT, K. A.; FRANKEL, J. Forward discount bias: is it a exchange risk premium?. **Quarterly Journal of Economics**, v. 104, p. 139-161, 1989.

GAZOLA, L.; CARATORI, P. **O poder da estatística BDS em modelos de volatilidade estocástica**: uma investigação utilizando simulação de Monte Carlo. 2003. Monografia (Graduação em Engenharia Elétrica) - Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro.

GILMORE, C. G. A New test for chaos. **Journal of Economic Behaviour and Organization**, n. 10, p.209-237, 1993.

GRANGER, C. W. J. Development in the study of cointegrated economic variables. **Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 48, p. 213-228, 1986.

GRANGER, C. W. J.; ANDERSEN, A. **An introductions to bilinear time series models**. Göttingen: Vandenhoeck e Ruprecht, 1978. 231 p.

GRASSBERGER, P.; PROCACCIA. Mensuring the strangeness of strange attractors. **Physica Review Letter**, v. 9, p.189-208, 1983.

GODFREY, L.G.; PESERAN, H. Tests of non-nested regression models: small sample adjustments and Monte Carlo evidence. **Journal of Econometrics**, v. 21, p. 133-154,1983.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3.ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.

HAKKIO, C.S.; RUSH, M. Market efficiency and cointegration: a application to the sterling and deutchemark exchange markets. **Journal of International Money and Finance**, v. 8, p.75-88, 1989.

HALL, S. G. The effect of varying length VAR models on the maximum likelihood estimates of cointegrating vectors. **Scottish Journal of Political Economy**, v. 38, p.317-23, 1991.

HAUGEN, R. A. **Modern investment theory**. 2.ed. California: Prentice Hall, 2001. 139 p.

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

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money. **Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 52, p. 169-210, 1990.

KEYNES, J. M. A treatise on money. **The collected writings of John Maynard Keynes**, Cambridge, v. 6, 1971.

KAHL, K.; TOMEK, W. Forward pricing models for futures markets: some statistical and interpretive issues. **Food Research Institute Studies**, v. 20, p. 71-85, 1986.

KENDALL, M. G. The analysis of economic time series. **The Journal of the Royal Statistical Society**, London, v. 96, p. 11-25, 1953. (Part. I)

KENOURGIOS, D. F. Testing efficiency and the unbiasedness hypothesis of the emerging Greek futures market. **European Review of Economics and Finance**, v. 4, n. 1, p. 3-20, Apr. 2005.

KOFI, T. A framework for comparing the efficiency of futures markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 55, p. 584-594, 1973

KOLLER, W.; FISHER, M. M. Testing for non-linear dependence in univariate time series an empirical investigation of the Austrian unemployment rate. **Networks and Spatial Economics**, v. 2, n. 2, p. 191-209, 2002.

LEAL, R. P. C.; SANDOVAL, E. B. Anomalias nos mercados de ações de países em desenvolvimento. In: ENANPAD, 18., 1994, Curitiba. **Anais...** Curitiba: ANPAD, 1994. p. 213- 221.

LEMOS, M. O.; COSTA JR., N. C. A. O efeito de sobre-reação no curto prazo no mercado de capitais brasileiro. In: ENANPAD, 19., 1995, João Pessoa. **Anais ...** João Pessoa: ANPAD, 1995. p. 293-309.

LEVICH, R. M. Empirical studies of exchange rates: price behavior, rate determination and market efficiency. In: JONES, R. J. (Ed.). **Handbook of international economics**. Amsterdam, 1985. p. 979-1040.

LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test. **Review of Financial Studies**, v. 1, p. 41-66, 1988.

MacDONALD, R.; TAYLOR, M. R. Foreign exchange rates and cointegration: some evidence from the recent float. **Economics Letters**, v. 29, p. 63-68, 1989.

MARTINS, C. M. F. **A variação nos preços do café futuro brasileiro e seus principais elementos causadores**. 2005. 146p. Dissertação (Mestrado em Administração) – Universidade Federal de Lavras, Lavras.

McLEOD, A. J.; LI, W. K. Diagnostic checking ARMA times series models using squared residuals correlations. **Journal of Time Series Analysis**, v. 4, p. 269-73, 1983.

MINARDI, A. M. A. F. Retornos passados prevêm retornos futuros? **Revista de Administração Eletrônica**, São Paulo, v. 3, n. 2, 2004. Disponível em: <www.read.com.br>. Acesso em: 02 ago. 2006.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: E. Blucher, 2004. 535 p.

MUNIZ, C. J. Testes preliminares de eficiência do mercado de ações brasileiro. **Revista Brasileira do Mercado de Capitais**, Rio de Janeiro, v. 6, n. 16, p. 80-94, jan./abr. 1980.

OSBORNE, M. Brownian motion in the stock market. **Operations Research**, Linthicum, v. 7, p. 145-173, Mar./Abr. 1959.

PEROBELLI, F. F. C.; NESS JR., W. Reações do mercado acionário a variações inesperadas nos lucros das empresas: um estudo sobre a eficiência informacional no mercado brasileiro. In: ENANPAD, 24., 2000, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: ANPAD, 2000. 15 p.

PFAFF, B. **Analysis of integrated and cointegrated**. [S. l.]: Springer Verlag, 2006. 139 p. (Time Series With R).

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

RESENDE, J. L. **Metas de inflação, câmbio flexível e autonomia de política monetária**. 2006. 135 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) - Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.

ROBERTS, H. Statistical versus clinical prediction of the stock market. In: CONFERENCE OF SECURITIES PRICE ANALYSIS, 11., 1967, Chicago. **Anais...** Chicago: [s. n.], 1967.

ROSS, S. A.; WESTERFIELD, R. W.; JAFFE, J. E. **Administração financeira**. 6.ed. São Paulo: Atlas, 2007. 776 p.

SAFFI, P. Análise técnica: sorte ou realidade. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 4, p. 953-974, 2003.

SABUHORU, J. B.; LARUE, B. The market efficiency hypothesis: the case of coffee and cocoa futures. **Agricultural Economics**, Canadá, v. 16, n. 3, p. 1871-184, 1997. Disponível em: <<http://www.ingentaconnect.com>>. Acesso em: 7 maio 2006.

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

SCHOUCHANA, F. **Introdução aos mercados futuros e de opções agropecuários no Brasil**. 2.ed. São Paulo: BM&F, 2000. 81 p.

SUMMERS, L.H. Does the stock market rationally reflect fundamental values?. **Journal of Finance**, v. 41, n. 3, p. 591-600, 1986.

TORRES, R.; BONOMO, M.; FERNANDES, C. A aleatoriedade do passeio na Bovespa: testando a eficiência do mercado acionário brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 56, n. 2, abr./jun. 2002.

VIEIRA DA SILVA, W.; FIGUEIREDO, J. N.; SOUZA, A. M. Avaliação do efeito dia da semana nos retornos dos índices Bovespa (Brasil), Merval (Argentina) e Dow Jones (Estados Unidos). In: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO, 22., 2002, Curitiba. **Anais...** Curitiba: ABREPO, 2002.

ZBILUT, J. P.; WEBBER, C. L. Embeddings and delays as derived from quantification of recurrence plots. **Physics Letters A**, v. 60, p. 199-203, 1992.