

## O mercado acionário brasileiro do novo milênio: um teste de eficiência

**Luiz Eduardo Gaio<sup>†</sup>**

*Universidade de São Paulo*

**Karina Lumena de Freitas Alves<sup>Ω</sup>**

*Universidade de São Paulo*

**Tabajara Pimenta Júnior<sup>Ψ</sup>**

*Universidade de São Paulo*

**RESUMO:** Segundo a Hipótese de Mercado Eficiente – HME, proposta por Fama (1970), na sua forma fraca, um investidor não consegue prever os retornos das ações baseando-se em uma série histórica dos mesmos e, assim, obter retornos extraordinários de forma consistente. O presente estudo teve como objetivo verificar a HME, na forma fraca, no mercado acionário brasileiro analisando os retornos das 50 ações mais negociadas na BOVESPA no período de 2000 a 2007. A metodologia utilizada foi baseada nos modelos ARIMA de séries temporais e nos testes de correlação serial dos retornos, a fim de se comprovar ou não aleatoriedade dos preços. Os resultados mostraram que mercado de ações brasileiro não evidenciou características de um mercado eficiente na forma fraca, no período considerado.

**Palavras-chave:** eficiência de mercado; mercado de capitais; caminho aleatório; retornos anormais.

---

*Recebido em 30/06/2008; revisado em 10/12/2008; aceito em 18/03/2009.*

**Correspondência com os autores:**

<sup>†</sup> Universidade de São Paulo

Endereço: Rua Aldo Focosi, 205,

Campus USP, Ribeirão Preto – SP –

Basil - CEP: 14091310

Tel.: (16) 8807-1886

e-mail: [lugaio@yahoo.com.br](mailto:lugaio@yahoo.com.br)

<sup>Ω</sup> Universidade de São Paulo -

Escola de Engenharia de São Carlos

Endereço: Viriato Fernandes Nunes,

30, Santa Paula, São Carlos – SP –

Brasil - CEP: 13564070

Tel.: (16) 3413-3949

e-mail: [karinalumena@yahoo.com](mailto:karinalumena@yahoo.com)

<sup>Ψ</sup> Universidade de São Paulo

Endereço: Av. Bandeirantes, 3900,

Monte Alegre - Ribeirão Preto- SP –

Brasil - CEP: 14040-900

Tel.: (16)3602-4820

e-mail: [taba.jr@terra.com.br](mailto:taba.jr@terra.com.br)

**Nota do Editor:** Este artigo foi aceito por Antonio Lopo Martinez.

## 1. INTRODUÇÃO

**N**a década de 50 começaram a ocorrer mudanças fundamentais no campo do conhecimento das finanças corporativas e de mercados (JENSEN; SMITH, 1984). Com a complexidade das estruturas das organizações e as mudanças no mercado financeiro trouxe a cabo a utilização de métodos quantitativos para a tomada de decisões de investimento. Segundo Bodie, Kane e Marcus (2000), uma das primeiras aplicações financeiras ocorreu com séries de tempos, e um forte candidato foi o comportamento no tempo de preços de ações.

Em meados da década de 1950 houve evidências de que o comportamento dos preços das ações se aproximava do chamado caminho aleatório (FAMA, 1970). Os indícios de que esses preços se comportavam de forma aleatória trouxe preocupações aos investidores no momento em que essa hipótese pareceu insinuar uma irracionalidade do mercado. No entanto, como citam Bodie, Kane e Marcus (2000), essa aleatoriedade indicava um mercado eficiente, toda a informação sobre determinada empresa é incorporada ao preço de seu ativo de forma rápida e correta pelos investidores.

A hipótese de aleatoriedade no comportamento das ações pode ser verificada quando não há uma relação sistemática entre retornos atuais e retornos passados. Dessa forma, não haveria como um investidor obter ganhos extraordinários baseando-se na análise de preços passados, na medida em que todas as informações passadas já estariam incorporadas no preço atual.

Quando essa hipótese é confirmada o mercado é classificado como eficiente na forma fraca. Segundo Fama (1970) nos testes da forma fraca a informação de interesse é somente a de preços passados e a aleatoriedade é confirmada quando a correlação serial é zero. Fama e French (1988) acrescentam que se essa correlação se aproxima de zero muitos estudos a consideram economicamente insignificante e a aleatoriedade se confirma.

Testar a eficiência nos mercados de capitais pressupõem avaliar se os retornos seguem um comportamento equilibrado, sem grandes ganhos ou perdas pelos investidores. A rejeição da hipótese de eficiência gera duas interpretações: a primeira é de que o mercado de capitais não é eficiente, e seus preços não seguem um equilíbrio, e a segunda é que o mercado é eficiente, mas seus preços não seguem um equilíbrio, ou seja, são mal especificados. Diante das duas interpretações, o conhecimento da previsibilidade dos retornos é bastante relevante para o desenvolvimento da investigação acadêmica.

A proposta do presente trabalho consiste em responder a seguinte questão: O mercado acionário no Brasil pode ser considerado um mercado eficiente na forma fraca?

A Hipótese de Mercado Eficiente (HME) pode ser analisada sob três aspectos referentes à sua classificação, sendo o mercado caracterizado como eficiente na forma fraca, semiforte e forte (FAMA, 1970). No entanto, o estudo baseou-se apenas em analisar a Hipótese de Eficiência Fraca no mercado de ações brasileiro.

Para testar a HME na forma fraca, no presente estudo foi analisada a correlação serial entre retornos atuais e retornos passados de ações negociadas na BOVESPA (Bolsa de Valores de São Paulo).

## 2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Os primeiros estudos realizados para testar a hipótese de eficiência de mercado no mercado americano obtiveram resultados que deram suporte a esta hipótese (MINARDI,

2001). A partir de então, uma vasta série de trabalhos foi publicada sobre o tema. Segundo Jensen e Smith (1985) a Hipótese de Mercado Eficiente é talvez a hipótese mais testada em toda a ciência social.

A necessidade de testar a hipótese de mercado eficiente pode ser observada devido à importância da utilização de métodos quantitativos para auxiliar a tomada de decisões de investimentos em um mercado acionário sujeito a constantes variações.

Estatísticos como Working (1934), Kendall (1953) e Osborne (1959, 1962) mostraram que os preços de ações se comportam de forma aleatória. Esta hipótese chamada random walk, ou caminho aleatório, tem sido testada ao longo dos anos com a finalidade de se comprovar a eficiência de dado mercado.

Dizer que, em um modelo de mercado eficiente, o preço atual de um ativo reflete de forma íntegra toda a informação disponível é o mesmo que dizer que os preços sucessivos são independentes (FAMA, 1970). Ou seja, não existe a previsibilidade de preços futuros por meio da análise de preços passados porque o comportamento desses preços é aleatório.

Entretanto, há evidências contrárias ao random walk na análise do comportamento de ações. Nas últimas décadas, surgiram estudos com preços de ativos financeiros mostrando resultados adversos àqueles encontrados pelos criadores da hipótese de mercados eficientes.

Santos, Costa Jr. e Silveira (2003) mostraram que o comportamento dos preços dos contratos futuros analisados se aproximavam mais do modelo random walk do que o comportamento dos preços das ações, para os quais, não se pôde confirmar a aleatoriedade. Outros estudos, como os de Fama e French (1988), Lo e Mackinley (1988), French e Roll (1986) e Jegadeesh (1990), apontaram a existência de correlação entre retornos de séries históricas de preços de ações, seja de forma positiva ou negativa.

Contudo, Minardi (2001) acrescentou que embora a existência das correlações seriais dos retornos passados confirme a possibilidade de previsão de retornos de ações, não é claro de que as análises produzam resultados econômicos significativos, capazes de invalidar o modelo de random walk para o comportamento de preços de ações. Dessa forma, segundo a autora, a validade da hipótese de aleatoriedade é confirmada não apenas com a ocorrência de correlações entre os retornos, mas sim quando a utilização desta informação não traz ganhos significativos ao investidor.

Nota-se, no entanto, segundo Minardi (2001), a necessidade em se avaliar a significância dos resultados obtidos, ou seja, testar se os retornos obtidos com a análise de preços passados são significativos e se, dessa forma, é possível que investidores tenham ganhos extraordinários por meio de estratégias baseadas no resultado da análise de preços passados.

Em seu trabalho, Minardi (2001), testou a Hipótese de Mercado Eficiente no Brasil com dados de 649 ações cotadas entre 1994 e 2000. A autora dividiu seu trabalho em três etapas, analisando primeiramente a existência de correlação entre os retornos das ações individuais. Em um segundo momento, através da previsão dos retornos das ações, analisou a existência de ganhos econômicos e por fim construiu carteiras com ações vencedoras e perdedoras para analisar duas estratégias de investimento.

Em seu trabalho, Minardi (2001) concluiu que além de existir certo grau de previsibilidade ao analisar retornos passados de ações individuais, os ganhos econômicos são significativos, contrariando a hipótese de aleatoriedade e conseqüentemente a hipótese de mercado eficiente. No entanto a autora apontou que ao gerenciar carteiras de ações não houve ganhos nem perdas significativas em utilizar a estratégia de momento e estratégia contrária,

contrariando resultados anteriores como os apontados por Jegadeesh e Titmam (1993 e 1999) e De Bondt e Thaler (1985).

Enquanto Jegadeesh e Titmam (1993 e 1999) concluíram que a Estratégia de Momento trouxe ganhos significativos aos investidores em um horizonte de curto prazo, De Bondt e Thaler (1985) apontaram que a Estratégia Contrária trouxe retornos anormais aos investidores a curto prazo, ou seja, os investidores têm ganhos significativos ao comprar ações ou carteiras que tiveram desempenho inferior em tempos anteriores e vender aquelas que tiveram desempenho superior no passado.

Em seus estudos, Dall'Agnoll (2001) mostrou, de maneira semelhante à De Bondt e Thaler (1985), que a Estratégia Contrária traz retornos extraordinários aos investidores. No entanto, segundo a autora, a estratégia de comprar carteiras perdedoras e vender carteiras ganhadoras trouxe retornos anormais aos investidores tanto a curto prazo quanto a longo prazo, e não apenas em um horizonte de curto prazo como atestado por De Bondt e Thaler (1985). A autora chegou a este resultado após analisar uma amostra correspondente à série de retornos mensais de ações negociadas na Bovespa e na Soma durante o período de janeiro de 1986 e julho de 2000.

Por outro lado, trabalhos como Saffi (2003) e Neto e Carmona (2005) apresentaram evidências de eficiência no mercado de capitais brasileiro. Com base nos resultados que obteve, Saffi (2003) concluiu que a estratégia baseada em dados passados foi fruto do acaso, o que corroborou a hipótese de eficiência de mercado na forma fraca para o mercado brasileiro. O autor chegou a este resultado ao analisar, através do uso de estratégias de análise técnica, uma série de preços diários de contratos futuros do índice Bovespa (Ibovespa) negociados entre junho de 1992 e janeiro de 2002.

As estratégias que se baseiam na Análise Técnica, também chamada Análise Grafista, levam em consideração preços passados para prever preços futuros. A confirmação de ganhos extraordinários pelos investidores utilizando a análise grafista implicaria na rejeição da eficiência na forma fraca. No entanto, como menciona Saffi (2003), a conclusão de trabalhos utilizando Análise Técnica para validar a previsão desta estratégia se baseia apenas na observação da série dos preços. O autor acrescentou que pode ser provável que, entre milhares de estratégias diferentes baseadas em Análise Técnica, algumas apresentem performance superior e isso poderia apenas ser fruto do acaso. Quando esta hipótese é levada em consideração fala-se que aos resultados foram levados em conta efeitos de *data-snooping*.

Os resultados de Saffi (2003) indicaram que nenhuma das 14.630 estratégias de análise técnica foi capaz de gerar retornos estatisticamente significativos aos investidores levando em conta efeitos de *data-snooping* confirmando a hipótese de mercado eficiente na forma fraca. Vale ressaltar que o autor chegou a este resultado analisando preços de contratos em mercados futuros, e não esteve voltado para o mercado acionário como outros estudos aqui relatados.

À semelhança de Saffi (2003), Santos, Costa Jr. e Silveira (2003) encontraram evidências de eficiência fraca de mercado ao analisarem preços de contratos futuros no Brasil. Os autores investigaram a ocorrência de ganhos no mercado brasileiro durante os anos de 1996 a 1999 para mercado futuro e durante os anos de 1990 e 2000 para o mercado acionário e, utilizando testes de autocorrelação, encontraram que o comportamento dos preços dos contratos futuros se aproximam mais do modelo de *random walk* que o das ações.

Neto e Carmona (2005) encontram-se evidências de eficiência, na forma fraca, no mercado acionário brasileiro. Os autores justificaram as divergências argumentando que estudos anteriores realizados no Brasil, cujos resultados evidenciam ganhos significativos aos

investidores, se encontram em períodos de considerável inflação podendo acarretar o problema de viés nos dados amostrais.

Com o objetivo de investigar a evidência de retornos anormais aos investidores, ou também chamado fenômeno de *overreaction*, conhecido como o comportamento exagerado dos investidores em relação ao que seria o preço apropriado dos ativos, Neto e Carmona testaram a hipótese de mercado eficiente no Brasil para o período de 1994 a 2004, pós-Plano Real.

Utilizando uma amostra de 98 ações negociadas na Bovespa os autores criaram carteiras vencedoras e perdedoras para cada intervalo, 6 meses, 12 meses, 18 meses e 24 meses. Os autores compararam os respectivos comportamentos e não encontraram evidências de retornos anormais no mercado acionário brasileiro corroborando a hipótese de aleatoriedade.

Entretanto, para um período semelhante, de 2001 a 2005, os estudos de Barbosa e Medeiros (2007) apontaram evidências de *overreaction*. Porém diferentemente de Neto e Carmona (2005), Barbosa e Medeiros (2007) analisaram o comportamento dos preços de ações no mercado brasileiro com a finalidade de verificar a existência de eficiência após eventos (ou choques) favoráveis ou desfavoráveis, entendendo-se como tais, eventos que trazem impactos à economia ou aos mercados financeiros de um país. Enquanto um analisava a eficiência de mercado semi-forte o outro analisava a eficiência de mercado na forma fraca, o que poderia explicar a divergência.

Haja vista as divergências apontadas quanto à eficiência de mercado no mercado acionário brasileiro, bem como os resultados quanto à estratégia que acarreta ganhos significativos ao investidor, nota-se a importância de tais estudos. No entanto vale ressaltar que as pesquisas citadas foram realizadas em tempos e mercados distintos o que poderia justificar tais diferenças. Daí vem a importância e a necessidade de atualizações na literatura, feitas por meio de novos trabalhos relacionados à eficiência de mercado.

### 3. METODOLOGIA

#### 3.1. Tipo de pesquisa

Esta pesquisa também pode ser classificada como descritiva e quantitativa. Descritiva devido ao objetivo da pesquisa, fazer a descrição, ou análise dos dados para uma amostra de retorno de algumas ações negociadas na BOVESPA (MARTINS e THEÓPHILO, 2007). Quantitativa, devido à abordagem do problema, uma vez que os recursos utilizados para análise dos dados constituem-se em métodos estatísticos. (MARTINS e THEÓPHILO, 2007).

O estudo possui cunho bibliográfico, pois faz uma revisão da literatura referente às pesquisas e estudos na formação do constructo. Na visão de Santos e Parra Filho (1998), a pesquisa bibliográfica é necessária para se conhecer previamente o estágio em que se encontra o assunto a ser pesquisado, independentemente de a qual campo do conhecimento pertença.

De acordo com Fachin (2003, p. 102), a pesquisa bibliográfica se constitui num “conjunto de conhecimentos reunidos nas obras tendo como base fundamental conduzir o leitor a determinado assunto e à produção, [...] e utilização”. Portanto, o apanhado da bibliografia em conjunto com comparações qualitativas, agrega valor à discussão existente

### 3.2. Dados da pesquisa

Foram coletados os preços de fechamento diários das 50 ações mais líquidas negociadas na BOVESPA no período de 1º de janeiro de 2000 a 11 de setembro de 2007 no banco de dados ECONOMÁTICA®.

Os dados foram tratados pelo programa Excel excluindo sábados, domingos, feriados e dias sem negociação e para a utilização de métodos estatísticos foi utilizado o programa Eviews 5.

### 3.3. Análise dos dados

Para a análise das séries históricas dos retornos diários das 50 empresas mais líquidas negociadas na BOVESPA foram feitos testes de estacionariedade e normalidade, verificação de auto-correlação, verificação de caminho aleatório e evidência de retorno à média. Outra investigação foi feita no que diz respeito à obtenção de retornos anormais baseados nas estratégias descritas no item anterior.

Para testar a normalidade foi aplicado o teste de Jarque-Bera, acompanhado de seu p-valor, ou seja, a probabilidade de não rejeitar a hipótese nula de que a série segue um padrão normal. O nível de confiança definido foi o de 95%. O teste de estacionariedade foi feito através do teste aumentado de Dickey-Fuller, também, acompanhado de seu p-valor, ou seja, a probabilidade da série apresentar uma raiz unitária. O intervalo de confiança adotado será, assim como no teste de normalidade, de 95%.

A análise de correlação serial foi feita a partir dos coeficientes da função auto-correlação (FAC), acompanhada do teste de Ljung-Box. A auto-correlação é verificada quando pelo menos um dos coeficientes de auto-correlação é diferente de zero e quando o p-valor da estatística Q de Ljung-Box é suficiente pequeno para rejeitar a hipótese nula, da série não apresentar auto-correlação. Foi considerado um intervalo de 95% de confiança tanto para os coeficientes de auto-correlação diferentes de zero, como para o teste de Ljung-Box.

Uma outra análise também verificada refere-se a possibilidade dos retornos passados serem capaz de prever os retornos futuros, ou seja, se existe a possibilidade de construção de modelos de previsão para os retornos das ações. Para isto utilizou-se a metodologia de séries temporais, por meio dos modelos de previsão Autorregressivo (AR(1)), modelos de Médias Móveis (MA(1)) e modelos Autorregressivos e Médias Móveis (ARMA(1,1)), conforme descrito por Morettin e Toloí (2004).

A verificação de caminho aleatório se deu com base nos resultados das análises acima descritas.

A análise de verificação de retorno à média também depende dos resultados anteriores referentes à estacionariedade, mas adicionada a outra análise feita a partir da observação dos coeficientes de auto-correlação observados na função auto-correlação.

A investigação feita para a verificação de retornos anormais através da utilização de estratégias foi baseada na metodologia adotada por Jegadeesh e Titman (1993).

### 3.4. Teste de Normalidade (Jarque-Bera)

O teste de normalidade, proposto por Bera & Jarque (1981), tem por objetivo testar se uma determinada série segue um comportamento de uma distribuição normal. Conforme

Morettim e Tolo (2004), se uma série for considerada normal (gaussiana), seu comportamento poderá ser descrito por um modelo linear, do tipo ARMA.

Basicamente, a estatística de teste mensura a diferença de assimetria e curtose de uma determinada série com os de uma distribuição normal.

Assim, dado o coeficiente de assimetria e curtose expresso por:

$$S = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{Y_i - \bar{Y}}{\sigma} \right)^3 \quad (1)$$

$$K = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{Y_i - \bar{Y}}{\sigma} \right)^4 \quad (2)$$

onde  $S$  corresponde ao coeficiente de assimetria,  $K$  o de curtose,  $Y_t$  representa a série no instante  $t$ ,  $\sigma$  seu respectivo valor de desvio padrão e  $N$  o número de observações.

A estatística de Jarque-Bera pode ser, então, estimada conforme expressão:

$$\text{Jarque - Bera} = \frac{N-k}{6} \left[ S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right] \quad (3)$$

onde  $k$  representa o número dos coeficientes estimados usados para gerar as séries.

Com base na estatística de Jarque-Bera, a normalidade é testada a partir da comparação de seus valores com os obtidos em uma tabela de distribuição  $t$  com 2 graus de liberdade, sendo a hipótese nula aquela em que a série segue a distribuição normal. O teste também pode ser, calculando o p-valor do teste, dado o valor obtido da estatística.

### 3.5. Teste de Raiz Unitária (Dickey-Fuller)

O teste de raiz unitária tem por principal finalidade verificar se uma série temporal é estacionária em nível ou se torna estacionária nas diferenças. Dos diversos tipos de testes encontrados na literatura, optou-se pela utilização dos testes de Dickey & Fuller (DF) e Dickey & Fuller Aumentado (ADF).

O teste de Dickey & Fuller (DF) envolve a estimação da equação (4) pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), e posteriormente testa a hipótese (5) de presença de raiz unitária. É interessante ressaltar que a utilização do teste DF será válida quando as séries que são geradas por um processo auto-regressivo forem de ordem um e seus termos aleatórios seguirem um ruído branco. Portanto, caso o processo gerador de série temporal seja um processo auto-regressivo de ordem superior a um [AR(p), onde  $(p > 1)$ ], o teste a ser utilizado corresponde ao Dickey & Fuller Aumentado (ADF), que consiste em estimar a equação (6) pelo método MQO e testar a hipótese (7):

Teste Dickey & Fuller (DF)

$$\Delta Y_t = \alpha + (\theta - 1)Y_{t-1} + \gamma T + u_t \quad (4)$$

onde  $\alpha$ ,  $\theta$  e  $\gamma$  são coeficientes a serem estimados pela regressão MQO corresponde a série  $Y_t$  na primeira diferença no instante  $t$ ,  $u_t$  o ruído branco e  $T$  representa a tendência determinista.

Teste de hipótese:

$$H_0 : \theta - 1 = 0 \quad (5)$$

$$H_a : \theta - 1 < 0$$

Teste Dickey & Fuller Aumentado (ADF)

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \omega_i \Delta Y_{t-i} + \gamma T + u_t \quad (6)$$

Onde  $\beta = \sum_{i=1}^p \theta_i - 1$  e  $\omega = - \sum_{j=i+1}^p \theta_j$

Teste de hipótese:

$$H_0 : \beta = 0$$

$$H_a : \beta < 0 \quad (7)$$

### 3.6. Teste de Estacionariedade (estatística de Ljung-Box)

Uma outra estatística também utilizada para testar a estacionariedade é a estatística Q, desenvolvida por Box e Pierce e posteriormente revista por Ljung e Box.

Conforme Gujarati (2000), para testar a hipótese conjunta de que todos os coeficientes de autocorrelação  $\rho_k$  são simultaneamente iguais a zero, pode-se usar a estatística Q de Box e Pierce, definida como:

$$Q = n \sum_{k=1}^m \hat{\rho}_k^2 \quad (8)$$

onde  $n$  é o tamanho da amostra e  $m$  a duração da defasagem.

A estatística Q se distribui aproximadamente como a distribuição qui-quadrado com  $m$  graus de liberdade. Em uma aplicação, se o Q calculado excede o valor crítico de Q da tabela de qui-quadrado pelo nível escolhido de significância, podemos rejeitar a hipótese nula de que todos os  $\rho_k$  são iguais a zero, pelo menos alguns deles devem ser diferentes de zero.

Uma variante da estatística Q de Box-Pierce é a estatística de Ljung-Box (LB), definida como:



$$LB = n(n+2) \sum_{k=1}^m \left( \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k} \right) \sim \chi^2_m \quad (9)$$

Embora, em amostras grandes, tanto a estatística Q quanto a LB sigam a distribuição qui-quadrado com m graus de liberdade, a estatística LB vem mostrando ter melhores propriedades em amostras pequenas do que a estatística Q.

### 3.7. Modelos de Séries Temporais

Os modelos auto-regressivos (AR) foram introduzidos por Yule em 1926, enquanto que os modelos de médias móveis (MA) surgiram por volta de 1937. Segundo Morettin e Tolo (2004), qualquer modelo estacionário discreto pode ser representado por modelos auto-regressivos e médias móveis (ARMA).

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

Baseando-se, então, na metodologia de Box & Jenkins, o modelo auto-regressivo de ordem p, AR(p), pode ser representado por:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (10)$$

E o modelo de Média Móvel de ordem q, MA(q), representa-se como:

$$Y_t = \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} + e_t \quad (11)$$

Portanto segundo a generalização de Box & Jenkins, a partir de uma série temporal diferenciada de ordem (I) tem-se um modelo ARMA(p,q) dado por:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} + e_t \quad (12)$$

onde  $Y_t$  representa a série no tempo t,  $e_t$  é um erro aleatório i.i.d (independente e identicamente distribuído), com  $N \sim (0,1)$ .

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Como resultado da análise da eficiência do mercado de capitais brasileiro, através dos testes estatísticos, obteve-se a Tabela 1, contendo o resultado dos três testes, bem como suas estatísticas e p-valor de interpretação.

Conforme apresentado no item 3.2, as empresas listadas na Tabela 1 correspondem as organizações que possuem maiores índice de liquidez com seu capital na Bolsa de Valores de São Paulo. Em outras palavras, estas são as firmas mais negociadas na Bovespa. Vale ressaltar

que em alguns casos tem-se os valores relativos as ações ordinárias e preferenciais analisados independentemente.

Objetivando verificar se o comportamento dos retornos das ações seguem uma distribuição normal, conforme pressuposto do item 3.3, através do Teste de Normalidade de Jarque Bera (Tabela 1), observa-se que em quase todos os casos os retornos seguem um comportamento conforme a densidades de probabilidade gaussiana (distribuição normal), uma vez que seus p-valores de interpretação direta foram todos significativo a 1% e para alguns somente a 5%.

Porém os retornos da empresa Eletropaulo não possuíram um comportamento conforme densidade gaussiana. Isto pode ser explicado pelo baixo número de observações, visto que, para este caso, detinham-se somente 252 dados. Ou seja, um número relativamente pequeno para se construir uma estatística de teste eficiência e uma distribuição, e impedindo, portanto, a elaboração de possíveis inferências para o todo.

De forma geral, pode-se afirmar então que existe um forte indicativo de eficiência fraca no mercado de capitais brasileiro, pois as empresas, em sua maioria, possuem um comportamento de uma distribuição normal para os retornos de seus ativos.

**TABELA 1: Testes estatísticos para medir a eficiência no mercado**

| Código | Empresa      | Teste Normalidade |         | Teste de Estacionariedade |         | Teste Ljung-Box |      |      |
|--------|--------------|-------------------|---------|---------------------------|---------|-----------------|------|------|
|        |              | Estatística       | p-valor | Estatística               | p-valor | 1               | 10   | 20   |
|        |              |                   |         |                           |         |                 |      |      |
| PETR4  | PETROBRAS    | 177.29            | 0.00    | -31.34                    | 0.00    | 0.00            | 0.00 | 0.00 |
| VALE5  | VALE R DOCE  | 117.74            | 0.00    | -32.11                    | 0.00    | 0.02            | 0.00 | 0.02 |
| BBDC4  | BRADESCO     | 154.19            | 0.00    | -31.12                    | 0.00    | 0.00            | 0.00 | 0.00 |
| USIM5  | USIMINAS     | 48.81             | 0.00    | -30.24                    | 0.00    | 0.00            | 0.00 | 0.00 |
| VALE3  | VALE R DOCE  | 163.96            | 0.00    | -32.16                    | 0.00    | 0.08            | 0.01 | 0.05 |
| ITAU4  | ITAUBANCO    | 52.94             | 0.00    | -32.19                    | 0.00    | 0.00            | 0.00 | 0.00 |
| GGBR4  | GERDAU       | 142.70            | 0.00    | -29.61                    | 0.00    | 0.00            | 0.04 | 0.18 |
| UBBR11 | UNIBANCO     | 440.67            | 0.00    | -31.02                    | 0.00    | 0.05            | 0.03 | 0.01 |
| CSNA3  | SID NACIONAL | 73.60             | 0.00    | -29.59                    | 0.00    | 0.00            | 0.00 | 0.00 |
| PETR3  | PETROBRAS    | 353.98            | 0.00    | -32.34                    | 0.00    | 0.00            | 0.00 | 0.00 |
| ITSA4  | ITAUSA       | 22.64             | 0.00    | -32.34                    | 0.00    | 0.61            | 0.03 | 0.03 |
| ALLL11 | ALL AMER     | 13.69             | 0.00    | -17.26                    | 0.00    | 0.10            | 0.01 | 0.04 |
| BBAS3  | BRASIL       | 144.11            | 0.00    | -33.16                    | 0.00    | 0.53            | 0.26 | 0.27 |
| TNLP4  | TELEMAR      | 184.04            | 0.00    | -31.50                    | 0.00    | 0.04            | 0.18 | 0.02 |
| NETC4  | NET          | 1395.48           | 0.00    | -29.02                    | 0.00    | 0.55            | 0.00 | 0.04 |
| CMIG4  | CEMIG        | 27.13             | 0.00    | -32.51                    | 0.00    | 0.20            | 0.00 | 0.00 |
| GOLL4  | GOL          | 107.89            | 0.00    | -19.41                    | 0.00    | 0.61            | 0.96 | 0.50 |
| CSAN3  | COSAN        | 8.62              | 0.01    | -14.41                    | 0.00    | 0.01            | 0.05 | 0.19 |
| BRAP4  | BRADESPAR    | 444.74            | 0.00    | -31.42                    | 0.00    | 0.01            | 0.08 | 0.21 |
| TAMM4  | TAM S/A      | 32.03             | 0.00    | -14.83                    | 0.00    | 0.00            | 0.02 | 0.04 |
| CYRE3  | CYRELA       | 8.34              | 0.01    | -15.19                    | 0.00    | 0.41            | 0.44 | 0.76 |
| AMBV4  | AMBEV        | 1687.11           | 0.00    | -32.14                    | 0.00    | 0.30            | 0.00 | 0.02 |
| CESP6  | CESP         | 546.81            | 0.00    | -13.78                    | 0.00    | 0.18            | 0.19 | 0.49 |
| NATU3  | NATURA       | 528.80            | 0.00    | -20.20                    | 0.00    | 0.13            | 0.05 | 0.18 |
| ELET6  | ELETROBRAS   | 117.43            | 0.00    | -30.48                    | 0.00    | 0.28            | 0.10 | 0.01 |
| TCSL4  | TIM PART S/A | 132.33            | 0.00    | -30.18                    | 0.00    | 0.95            | 0.52 | 0.04 |

|       |                |         |      |        |      |      |      |      |
|-------|----------------|---------|------|--------|------|------|------|------|
| BRKM5 | BRASKEM        | 230.38  | 0.00 | -29.13 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| PRGA3 | PERDIGAO S/A   | 48.44   | 0.00 | -12.82 | 0.00 | 0.96 | 0.40 | 0.68 |
| LREN3 | LOJAS          | 35.10   | 0.00 | -16.38 | 0.00 | 0.12 | 0.07 | 0.08 |
| ELET3 | ELETOBRAS      | 49.43   | 0.00 | -29.78 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.02 |
| CCRO3 | CCR            | 2866.90 | 0.00 | -26.50 | 0.00 | 0.07 | 0.00 | 0.02 |
| VIVO4 | VIVO           | 2320.18 | 0.00 | -29.62 | 0.00 | 0.00 | 0.14 | 0.12 |
| SDIA4 | SADIA S/A      | 135.17  | 0.00 | -32.88 | 0.00 | 0.52 | 0.09 | 0.11 |
| ARCZ6 | ARACRUZ        | 186.82  | 0.00 | -31.80 | 0.00 | 0.04 | 0.00 | 0.00 |
| CPL6  | COPEL          | 46.12   | 0.00 | -32.01 | 0.00 | 0.14 | 0.04 | 0.10 |
| EMBR3 | EMBRAER        | 1212.78 | 0.00 | -31.58 | 0.00 | 0.87 | 0.71 | 0.50 |
| GFA3  | GAFISA         | 2133.88 | 0.00 | -12.09 | 0.00 | 0.26 | 0.02 | 0.05 |
| LAME4 | LOJAS AMERIC   | 833.06  | 0.00 | -30.95 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | 0.04 |
| GOAU4 | GERDAU MET     | 62.85   | 0.00 | -29.23 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.03 |
| ELPL6 | ELETROPAULO    | 1.04    | 0.59 | -11.59 | 0.00 | 0.23 | 0.09 | 0.14 |
| BRTO4 | BRASIL TELECOM | 383.30  | 0.00 | -31.50 | 0.00 | 0.02 | 0.03 | 0.01 |
| CPFE3 | CPFL ENERGIA   | 29.61   | 0.00 | -18.68 | 0.00 | 0.07 | 0.12 | 0.06 |
| TNLP3 | TELEMAR        | 2732.61 | 0.00 | -30.88 | 0.00 | 0.79 | 0.89 | 0.81 |
| DURA4 | DURATEX        | 144.59  | 0.00 | -30.95 | 0.00 | 0.38 | 0.63 | 0.37 |
| PCAR4 | P.ACUCAR-      | 188.54  | 0.00 | -30.14 | 0.00 | 0.00 | 0.09 | 0.60 |
| VCPA4 | V C P          | 144.47  | 0.00 | -30.64 | 0.00 | 0.76 | 0.30 | 0.01 |
| BRTP4 | BRASIL T PAR   | 146.40  | 0.00 | -31.45 | 0.00 | 0.07 | 0.02 | 0.02 |
| SBSP3 | SABESP         | 150.47  | 0.00 | -32.07 | 0.00 | 0.24 | 0.31 | 0.14 |
| KLBN4 | KLABIN S/A     | 175.98  | 0.00 | -33.93 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |

Nota: o Teste de Normalidade adotado é o teste Jarque-Bera. O Teste de Raiz Unitária é o teste Dickey-Fuller com sua estatística F. O teste de Estacionariedade corresponde ao teste Ljung-Box para 3 níveis de defasagem, nos lags 1, 10, e 20, e seus valores apresentados correspondem ao valor-p da estatística de qui-quadrado.

No que tange o Teste de Raiz Unitária, proposto por Dickey-Fuller (Tabela 1), observa-se que os retornos de todas as empresas analisadas não possuem raiz unitária, o que leva a concluir que eles são estacionários, visto através de seus p-valores significativos a 1% para todos os casos.

Em outras palavras, os dados da Tabela 1 evidenciam que os retornos das ações das empresas brasileiras seguem uma distribuição normal, em sua maioria, e não possuem nenhum tipo de tendência, se comportando dentro de uma média 0 e desvio padrão  $\sigma$ , que reforça o indicativo de que o mercado brasileiro é eficiente.

Analisando-se o resultado do Teste de Estacionariedade de Ljung-Box para os retornos das ações, aos níveis de 1, 10 e 20 defasagens, verifica-se que apenas 22 tipos de ações, das 50 analisadas, ou seja 44% delas, apresentaram não-significativas a 10% para o primeiro lag, 15 (30%) para o lag 10 e 18 (36%) para o lag 20, isso indica que estas somente os retornos destas ações são estacionários e não apresentam autocorrelação entre os lags, conforme estatística de teste.

A partir destes resultados, pode-se perceber que nem todos os mercados possuem uma certa estacionariedade e correlação serial entre seus retornos, o que evidencia que cerca de 64% do mercado brasileiro, levando em consideração a estatística até o lag 20, não podem ser considerados eficientes.

Para se verificar a presença de autocorrelação serial e capacidade preditiva dos retornos das ações brasileiras, conforme item 3.2 a próxima etapa trata da estimação de modelos de séries temporais e teste para verificar se tais modelos podem ser considerados como *proxy* de previsão de retornos. Vale lembrar, que um mercado só poderá ser considerado eficiente, quando seus retornos seguem comportamento de *Random Walk*, ou em outras palavras, os valores passados não podem influenciar os valores futuros, impossibilitando sua previsão através de retornos defasados.

A Tabela 2 contém o resultado estatístico do Teste F para os modelos AR(1), MA(1) e ARMA(1,1) ajustados aos retornos das 50 ações mais líquidas no mercado de capitais brasileiro.

**Tabela 2: Resultado dos modelos de séries temporais**

| Código | Empresa      | AR(1)              |                | MA(1)              |                | ARMA(1,1)          |                |
|--------|--------------|--------------------|----------------|--------------------|----------------|--------------------|----------------|
|        |              | <i>Estatística</i> | <i>p-valor</i> | <i>Estatística</i> | <i>p-valor</i> | <i>Estatística</i> | <i>p-valor</i> |
| PETR4  | PETROBRAS    | 19,70              | 0,00           | 22,40              | 0,00           | 12,06              | 0,00           |
| VALE5  | VALE R DOCE  | 5,35               | 0,02           | 6,11               | 0,01           | 7,59               | 0,00           |
| BBDC4  | BRADESCO     | 11,71              | 0,00           | 12,92              | 0,00           | 9,24               | 0,00           |
| USIM5  | USIMINAS     | 17,86              | 0,00           | 18,61              | 0,00           | 9,63               | 0,00           |
| VALE3  | VALE R DOCE  | 3,03               | 0,08           | 3,45               | 0,06           | 5,26               | 0,00           |
| ITAU4  | ITAUBANCO    | 7,74               | 0,00           | 9,02               | 0,00           | 6,53               | 0,00           |
| GGBR4  | GERDAU       | 11,08              | 0,00           | 10,99              | 0,00           | 5,55               | 0,00           |
| UBBR11 | UNIBANCO     | 3,83               | 0,05           | 4,06               | 0,04           | 4,66               | 0,00           |
| CSNA3  | SID NACIONAL | 17,13              | 0,00           | 17,07              | 0,00           | 8,56               | 0,00           |
| PETR3  | PETROBRAS    | 16,28              | 0,00           | 19,84              | 0,00           | 14,74              | 0,00           |
| ITSA4  | ITAUSA       | 0,26               | 0,61           | 0,29               | 0,59           | 3,72               | 0,02           |
| ALLL11 | ALL AMER     | 2,69               | 0,11           | 2,83               | 0,09           | 1,49               | 0,23           |
| BBAS3  | BRASIL       | 0,39               | 0,53           | 0,45               | 0,50           | 1,68               | 0,19           |
| TNLP4  | TELEMAR      | 4,43               | 0,03           | 4,89               | 0,03           | 4,31               | 0,01           |
| NETC4  | NET          | 0,36               | 0,55           | 0,32               | 0,56           | 1,65               | 0,19           |
| CMIG4  | CEMIG        | 1,61               | 0,20           | 1,86               | 0,17           | 1,36               | 0,25           |
| GOLL4  | GOL          | 0,27               | 0,60           | 0,26               | 0,61           | 0,13               | 0,97           |
| CSAN3  | COSAN        | 7,91               | 0,00           | 8,52               | 0,00           | 4,15               | 0,02           |
| BRAP4  | BRADESPAR    | 7,52               | 0,00           | 7,96               | 0,00           | 6,84               | 0,00           |
| TAMM4  | TAM S/A      | 18,87              | 0,00           | 17,66              | 0,00           | 9,47               | 0,00           |
| CYRE3  | CYRELA REAL  | 0,67               | 0,41           | 0,65               | 0,42           | 5,85               | 0,00           |
| AMBV4  | AMBEV        | 1,05               | 0,31           | 1,16               | 0,28           | 9,14               | 0,00           |
| CESP6  | CESP         | 2,13               | 0,15           | 4,22               | 0,04           | 1,19               | 0,31           |
| NATU3  | NATURA       | 2,42               | 0,12           | 2,61               | 0,11           | 1,21               | 0,30           |
| ELET6  | ELETROBRAS   | 1,17               | 0,28           | 1,17               | 0,28           | 1,34               | 0,26           |
| TCSL4  | TIM PART S/A | 0,00               | 0,94           | 0,00               | 0,95           | 1,37               | 0,25           |
| BRKM5  | BRASKEM      | 17,85              | 0,00           | 17,58              | 0,00           | 9,90               | 0,00           |
| PRGA3  | PERDIGAO S/A | 0,00               | 0,96           | 0,00               | 0,96           | 0,00               | 0,99           |
| LREN3  | LOJ. RENNER  | 2,47               | 0,11           | 2,58               | 0,11           | 1,23               | 0,29           |
| ELET3  | ELETROBRAS   | 8,83               | 0,00           | 8,78               | 0,00           | 4,60               | 0,01           |
| CCRO3  | CCR RODOV.   | 3,25               | 0,00           | 3,45               | 0,06           | 2,63               | 0,07           |
| VIVO4  | VIVO         | 8,44               | 0,00           | 8,31               | 0,00           | 4,24               | 0,01           |
| SDIA4  | SADIA S/A    | 0,43               | 0,51           | 0,48               | 0,49           | 3,41               | 0,03           |

|       |                |       |      |       |      |       |      |
|-------|----------------|-------|------|-------|------|-------|------|
| ARCZ6 | ARACRUZ        | 4,15  | 0,04 | 4,23  | 0,04 | 4,17  | 0,01 |
| CPL6  | COPEL          | 2,21  | 0,13 | 2,31  | 0,13 | 6,88  | 0,00 |
| EMBR3 | EMBRAER        | 0,03  | 0,87 | 0,03  | 0,87 | 0,47  | 0,62 |
| GISA3 | GAFISA         | 1,52  | 0,22 | 1,47  | 0,22 | 2,97  | 0,05 |
| LAME4 | LOJAS AMERIC   | 5,93  | 0,01 | 6,36  | 0,01 | 3,82  | 0,02 |
| GOAU4 | GERDAU MET     | 15,93 | 0,00 | 15,62 | 0,00 | 8,06  | 0,00 |
| ELPL6 | ELETROPAULO    | 1,45  | 0,23 | 1,48  | 0,22 | 1,66  | 0,19 |
| BRTO4 | BRASIL TELECOM | 5,25  | 0,02 | 5,77  | 0,02 | 3,60  | 0,03 |
| CPFE3 | CPFL ENERGIA   | 3,29  | 0,07 | 3,35  | 0,07 | 1,70  | 0,18 |
| TNLP3 | TELEMAR        | 0,07  | 0,79 | 0,07  | 0,78 | 0,60  | 0,55 |
| DURA4 | DURATEX        | 0,76  | 0,38 | 0,78  | 0,38 | 0,57  | 0,57 |
| PCAR4 | P.ACUCAR       | 8,38  | 0,00 | 8,55  | 0,00 | 4,69  | 0,01 |
| VCPA4 | V C P          | 0,09  | 0,76 | 0,09  | 0,76 | 0,05  | 0,95 |
| BRTP4 | BRASIL T PAR   | 3,22  | 0,07 | 3,49  | 0,06 | 2,43  | 0,09 |
| SBSP3 | SABESP         | 1,38  | 0,24 | 1,54  | 0,21 | 0,69  | 0,50 |
| KLBN4 | KLABIN S/A     | 21,65 | 0,00 | 23,93 | 0,00 | 16,79 | 0,00 |

Nota: A estatística de teste utilizada se refere à Estatística F

Analisando-se o modelo AR(1) (Tabela 2), percebe-se apenas 46% das ações analisadas não apresentam autocorrelações em seus retornos, uma vez que os modelos autorregressivos não foram significativos quando ajustados à série. Isto indica que, para estas ações, os valores dos retornos passados não podem ser utilizados para que ganhos ou perdas futuros sejam estimados, e que o mercado segue um caminho aleatório, o que reforça a ideia de eficiência fraca.

No que se refere o modelo MA(1), a realidade é ainda menor, pois apenas 42%, a um nível de 10%, não foram significativos. Demonstrando que, em uma maioria de 58% dos papéis analisados, podem ser utilizados modelos para mensurar os retornos futuros.

Para o modelo ARMA(1,1), tem-se um percentual de 36% das ações para as quais não se consegue construir um modelo de previsão de series temporais ARMA(1,1), uma vez que não houve resultados significativos ao nível de 10%, pelo teste F.

De forma geral, os dados da Tabela 2 demonstraram, através da estimação dos modelos AR(1), MA(1) e ARMA(1,1), que para a maioria das ações analisadas, seus retornos passados servem como *proxy* para a mensuração de perdas e ganhos futuros (mais de 50% dos casos). Este resultado reforça a hipótese de que o mercado de ações brasileiro não evidencia características de um mercado eficiente na forma fraca.

## 5. CONCLUSÃO

O presente estudo objetivou testar se o mercado acionário brasileiro pode ser considerado eficiente na sua forma fraca. Utilizando-se de uma amostra composta pelas 50 empresas mais negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa), no período de 1º de janeiro de 2000 a 11 de setembro de 2007, pôde-se testar a Hipótese de Mercado Eficiente (HME).

Para analisar a HME nas séries históricas dos retornos diários das 50 empresas mais líquidas negociadas na BOVESPA foram feitos testes de estacionariedade e normalidade, verificação de auto-correlação, verificação de caminho aleatório e evidência de retorno à média. Outra investigação foi feita no que diz respeito à obtenção de retornos anormais.

Os resultados obtidos nos testes de normalidade, estacionariedade e de autocorrelação dos resíduos indicaram que nem todos os papéis do mercado possuem certa estacionariedade e correlação serial entre seus retornos. Um total de 64% dos papéis mostrou um comportamento não compatível com o de um mercado eficiente, levando-se em consideração a Estatística de Ljung-Box até o *lag* 20.

Os resultados apresentados pela estimação dos modelos AR(1), MA(1) e ARMA(1,1) aos retornos das ações demonstraram que, para a maioria das ações analisadas, seus retornos passados servem como *proxy* para a mensuração de perdas e ganhos futuros (mais de 50% dos casos). Este resultado reforçou a idéia de que o mercado de ações brasileiro não evidencia características de um mercado eficiente na forma fraca.

A conclusão de que o mercado acionário brasileiro, aqui representado pelas 50 ações mais líquidas da Bovespa, não é eficiente na forma fraca, conforme estabelece a HME proposta Fama (1970), e à luz dos testes aqui realizados, vai ao encontro de outros estudos já realizados, como foi o caso dos estudos de Santos, Costa Jr. e Silveira (2003), Fama e French (1988), Lo e Mackinley (1988), French e Roll (1986) e Jegadeesh (1990) e Saffi (2003) que também evidenciaram a não eficiência do mercado.

As características do mercado acionário brasileiro em uma nova fase de desenvolvimento no início deste novo milênio, e a boa fase pela qual passou nestes últimos sete anos (crescimento, aprimoramento e valorização), não afetaram a condição de mercado ineficiente detectada em outros estudos realizados em períodos anteriores.

Este resultado pode servir de referência para possíveis investidores, demonstrando que o comportamento dos preços das ações não reflete todas as informações disponíveis para o público, o que em outras palavras, confirma a hipótese de que existem pequenos grupos de investidores que possuem informações privilegiadas para atuar no mercado, gerando ganhos anormais.

Para finalizar, devem ser ressaltadas as limitações deste trabalho, como o restrito número de empresas analisadas, correspondendo a aproximadamente 15% do total de empresas de capital aberto no Brasil, mas que correspondem a mais de 80% do volume de negociação da Bolsa, a utilização de um período específico para análise e o caráter probabilístico dos resultados. Dessa forma, os resultados aqui apresentados não têm a intenção de fornecer uma análise completa sobre a eficiência no mercado de capitais brasileiro, mas sim recolocar em discussão um tema de crucial importância para os gestores de fundos, administradores de carteiras e demais participantes deste mercado.

Para trabalhos futuros sugere-se que se realize um aprimoramento deste estudo com a aplicação de diferentes técnicas econométricas e estatísticas para se testar a presença de *random walk* e possíveis capacidades preditivas no mercado acionário brasileiro. Sugere-se também um estudo mais amplo incorporando não somente a análise da eficiência informacional na forma fraca, mas também, em suas formas forte e semi-forte.

## REFERÊNCIAS

BARBOSA, G.C.; MEDEIROS, O. R. Teste empírico da eficiência do mercado brasileiro na ocorrência de eventos favoráveis e desfavoráveis. **Revista de Negócios**, v. 12, n. 4, p.44-54, out/dez 2007.

- BERA, A.K.; JARQUE, C.M. An efficient large sample test for normality of observations and regression residuals. **Working paper in Econometrics**, n. 49,1981
- BODIE, Z.; KANE, A.; MARCUS, A.J. **Fundamentos de investimentos**. Tradução: Robert Brian Taylor. 3ª ed. Porto Alegre: Bookman, 2000. 632 p.
- DALL'AGNOL, IVANA. **Retornos anormais e estratégias reversas**. 2001. 73 f. Dissertação (Mestrado em Economia ) - Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2001.
- DE BONDT, W.F.M.; THALER, R. Does the stock market overreact? **Journal of Finance**, v. 40, n. 3, p. 793-805, jul. 1985.
- FACHIN, O. **Fundamentos de metodologia**. 4. ed. São Paulo: Saraiva, 2003.
- FAMA, E.F. Efficient capital market: a review of theory and empirical work. **Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417, mai. 1970.
- FAMA, E.F.; FRENCH, K.R. Permanent and temporary components of stock prices. **Journal of Political Economy**, v. 96, n. 2, p. 246-273, abr. 1988.
- FRENCH, K.R.; ROLL, R. Stock return variances: the arrival of information and the reaction of traders. **Journal of Financial Economics**, v. 17, n. 1, p. 5-26, set. 1986.
- GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. 3 ed. São Paulo: Pearson, 2000, 846 p.
- JEGADEESH, N. Evidence of predictable behavior of security returns. **Journal of Finance**, v. 45, n. 3, p. 881-898, jul. 1990.
- JEGADEESH, N.; TITMAN, S. Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. **Journal of Finance**, v. 48, n. 1., p. 65-91, mar. 1993.
- JENSEN, M.C.; SMITH JR., C.W. The theory of corporate finance: a historical overview. **The Modern Theory of Corporate Finance**, p. 2-20, 1984.
- KENDALL, M. The analysis of economics time series: part 1: prices. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 96, p. 11-25, 1953.
- LAKATOS, E.M.; MARCONI, M.A. **Metodologia científica**. 4ª ed. São Paulo: Atlas, 2004. 312 p.
- 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, n. 1, p. 41-66, 1988.
- MARTINS, G. A. ; THEÓPHILO, C. R. **Metodologia da Investigação Científica para Ciências Sociais Aplicadas**. São Paulo: Atlas, 2007.
- MINARDI, A.M.A.F. Preços passados prevendo desempenho de ações brasileiras. **Financelab Working Paper**, set.-2001.
- MORETTIN, P.A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de Séries Temporais**. São Paulo: Edgard Blücher, 2004.
- NETO, J.W.F.; CARMONA, C.U.M. Eficiência do mercado acionário brasileiro pós-Plano Real: Há evidências de overreaction ?. XXV Encontro Nacional de Engenharia de Produção, ABEPRO, p.2266 - 2273, 2005.

OSBORNE, M.F.M. Brownian motion in the stock market. **Operations Research**, v. 7, n. 2, p 145-173, mar. 1959.

OSBORNE, M.F.M. Periodic structure in the brownian motion of stock prices. **Operations Research**, v. 10, n. 3, p 345-379, mai. 1962.

SAFFI, P. A. C. Análise Técnica: Sorte ou realidade? **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n.4, p. 953-974. 2003

SANTOS, J. A, PARRA FILHO, D. **Metodologia Científica**. SP: Futura, 1998.

SANTOS, A.A.P.; COSTA JR., N.C.A.; SILVEIRA, J.S.T. Efficiency gains and the random walk hypothesis in the Brazilian future and stock markets during the 90's. **Revista Alcance**, n. 2, 2003.

WORKING, H. A random-difference series for use in the analysis of time series. **Journal of the American Statistical Association**, v. 29, n. 185, p 11-24. 1934.