

# TESTES DE QUOCIENTE DE VARIÂNCIAS DO CAMINHO ALEATÓRIO NO IBOVESPA E NO S&P 500

**Ana Ester Farias**

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA

**Paulo Sergio Ceretta**

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA

**Robson Machado da Rosa**

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA

## RESUMO

O mercado de ações tem sido alvo de muitas pesquisas que visam identificar a presença de algum grau de previsibilidade nas séries de retornos. Dentro deste contexto desenvolveu-se a Hipótese do Caminho Aleatório. Sua aceitação ou rejeição traz implicações quanto a possibilidade de se conseguir prever, de alguma maneira, com base em retornos passados, os retornos futuros, tirando proveito disso para auferir rendimentos extraordinários. Para testar a hipótese do caminho aleatório estudiosos do assunto criaram, ao longo dos anos, métodos e, dentre estes, destacam-se os testes de quociente de variâncias. Para o desenvolvimento da presente pesquisa, com o intuito de testar a hipótese do caminho aleatório no Índice BOVESPA (IBOVESPA) e no *Standard and Poor index* (S&P 500), foram aplicados os seguintes testes de quociente de variâncias: simples, múltiplas, com base nos postos e com base nos sinais. Foram utilizados os retornos dos índices calculados através dos preços coletados diariamente e semanalmente no período de 03 de janeiro de 2000 a 25 de abril de 2008. Os resultados demonstraram uma aceitação da hipótese do caminho aleatório na maioria dos testes efetuados, o que traz implicações no sentido de que os índices analisados não possuem previsibilidade, apesar de terem algum tipo de tendência, de acordo com o significado dos processos estocásticos não estacionários (onde o caminho aleatório encaixa-se).

**Palavras-chave:** Previsibilidade, Caminho aleatório, Quociente de variâncias.

## 1 INTRODUÇÃO

A previsibilidade do mercado de ações tem sido alvo constante de estudos desenvolvidos pelos pesquisadores da área financeira. Alguns destes revelaram, através de diversas metodologias que foram sendo criadas ao longo dos anos, comportamento previsível, em algum grau, do mercado de valores em diferentes segmentos da economia, enquanto outros mostraram que alguns mercados não possuem nenhum tipo de previsibilidade.

Ao se falar em previsibilidade do mercado de ações, deve-se ressaltar o *random walk*, ou caminho aleatório, que trouxe importantes contribuições à literatura empírica, pois remete ao fato de que os retornos futuros são independentes dos preços presentes. Dessa forma a *random walk hypothesis*, ou hipótese do caminho aleatório traz implicações quanto à possibilidade de se conseguir prever, de alguma maneira, com base em retornos passados, os retornos futuros, tirando proveito disso para auferir rendimentos extraordinários.

De acordo com Al-Khazali, Ding e Pyun (2007), como ferramentas para testar a hipótese do caminho aleatório salientam-se os testes de quociente de variâncias de Lo e MacKinlay (1988) e o de Chow e Denning (1993). Os autores também ressaltam que, estudos recentes têm usado os testes de quociente de variâncias não paramétricos de postos e sinais de Wright (2000), para estudar a hipótese do caminho aleatório nos preços das ações.

Dentre os estudos sobre a hipótese do caminho aleatório destacam-se os de Lo e Mackinlay (1988), Liu e He (1991), Blasco, Del Rio e Santamaria (1997), Ojah e Karemera (1999), Karemera, Ojah e Cole (1999), Ceretta (2001), Chang, Lima e Tabak (2004) e Cheong (2008).

É nesse contexto que o presente trabalho insere-se, visto que ele apresenta como tema a previsibilidade do mercado de ações, realizando testes no Índice BOVESPA (IBOVESPA) e no *Standard and Poor index* (S&P 500). Para evidenciar a presença ou não de previsibilidade testou-se a hipótese do caminho aleatório nos índices em questão, coletados diariamente e semanalmente no período de janeiro de 2000 a abril de 2008, através dos testes de quociente de variância de Lo e Mackinlay (1988), Chow e Denning (1993), e de postos e sinais de Wright (2000). Buscou-se, através deste estudo, responder às seguintes questões: O IBOVESPA segue um caminho aleatório? E o S&P 500? Há diferença entre o comportamento dos dois índices no período analisado?

Dessa forma, o objetivo proposto é o de testar a hipótese do caminho aleatório no IBOVESPA e no S&P 500, através da utilização dos testes de quociente de variâncias.

Justifica-se a presente pesquisa devido aos resultados contraditórios encontrados e à ausência de pesquisas recentes sobre o assunto nos índices analisados, na tentativa de fornecer mais subsídios a respeito da previsibilidade destes. Além disso, também não existem estudos que englobem a comparação entre o comportamento do IBOVESPA e do S&P 500.

Esta pesquisa estrutura-se da seguinte forma: primeiramente foi feita uma revisão bibliográfica destacando-se temas pertinentes ao assunto estudado; em seguida são descritos o tipo e método de pesquisa; na seqüência é feita a análise dos resultados e, por fim, são feitas as conclusões pertinentes.

## 2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Devido à importância atribuída ao mercado acionário, muitos estudos têm sido feitos nesta área. Alguns deles tratam do comportamento dos preços das ações negociadas nas bolsas de valores, tentando oferecer subsídios sobre a evolução dos valores com a finalidade de prever possíveis comportamentos futuros. E dentro deste contexto que se encaixa o caminho aleatório

O passeio, ou caminho, aleatório trata-se de um processo estocástico que, de acordo com Ehlers (2007), é usado frequentemente na especificação de modelos para séries temporais. Atribuiu-se ao estatístico Maurice Kendall a descoberta do caminho aleatório nos preços dos ativos financeiros. Segundo Santos (1999) o passeio aleatório pode ser descrito da seguinte forma:

$$P_t = \alpha + P_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

onde:

- $P_t$  é o logaritmo do preço do ativo no final de determinado período;
- $P_{t-1}$  é o logaritmo do preço do ativo no final do período anterior; e
- $\varepsilon_t$  é um ruído branco com média zero e variância  $\sigma^2$ , finita.

Na hipótese tradicional do caminho aleatório, de acordo com Lo e Mackinlay (1988), os  $\varepsilon_t$  s são independentemente e identicamente distribuídos (i.i.d) e pertencem a uma distribuição aleatória gaussiana (ou normal). Todavia, segundo os mesmos autores, existem evidências que apontam para a variabilidade da variância e desvio da normalidade nas séries temporais financeiras. Tal ressalva foi levada em consideração, dentro do método proposto na presente pesquisa.

As pesquisas que investigam a presença ou ausência de indícios que apontem se determinada série temporal segue um caminho aleatório tem utilizado, em grande parte, os testes de quociente de variâncias.

O trabalho pioneiro, de acordo com Hoque, Kim e Pyun (2007), sobre testes de quociente de variâncias é aquele desenvolvido por Lo e Mackinlay (1988) e conhecido como teste de quociente de variâncias simples. Segundo os autores tal teste foi criado sob duas hipóteses nulas alternativas, com o intuito de capturar duas facetas do caminho aleatório: (a) inovações independentes e identicamente distribuídas na forma de uma distribuição normal (i.i.d.); e (b) inovações não correlacionadas, mas fracamente dependentes e com a possibilidade de heteroscedasticidade em sua distribuição de frequência (m.d.s.). O ponto crucial deste teste é que, se o retorno de uma ação segue um caminho puramente aleatório, a variância do retorno de um período  $q$  é  $q$  vezes a variância da primeira diferença. Assim, a hipótese nula do teste afirma que a razão das variâncias seja igual a 1.

Na seqüência deve-se ressaltar o trabalho de Chow e Denning (1993) que propuseram o quociente de variâncias múltiplas (*multiple variance ratio test*). Tal teste implica, segundo seus autores, em uma modificação do teste de Lo e MacKinlay onde é possível verificar ao mesmo tempo se todos os quocientes de variância são iguais a 1. Este teste, segundo Hoque, Kim e Pyun (2007) baseia-se na idéia de que a decisão com relação à hipótese nula pode ser baseada no valor máximo absoluto das estatísticas de quociente de variâncias individuais.

Wright (2000) propôs o uso de testes de quociente de variâncias não-paramétricos baseados nos postos e nos sinais das séries temporais, para testar a hipótese nula de que estas séries seguem um caminho aleatório. O quociente de variâncias com base nos postos baseia-se, segundo Ceretta (2001), nos postos das variações de preço com desenvolvimento matemático muito próximo ao teste de Lo e Mackinlay (1988). De acordo com seu autor este teste assume que  $r_{yt}$  é o posto de  $y_t$ , com  $t=1, \dots, T$ , numa série temporal de taxas de retorno de um certo ativo cujo tamanho de amostra é  $T$ . Já o quociente de variância com base nos sinais utiliza os sinais (+ e -) das variações dos preços no lugar dos postos. Tal teste é considerado, segundo o autor, como uma alternativa precisa, mesmo na presença de heteroscedasticidade condicional.

### 3 TIPO E MÉTODO DE PESQUISA

Para o desenvolvimento da presente pesquisa foi utilizada, como plano de pesquisa básica, a descritiva e como método o quantitativo. A pesquisa foi realizada através de um estudo de séries temporais analisando-se o retorno do IBOVESPA e do S&P 500. A pesquisa bibliográfica também foi utilizada com o objetivo de aprofundar os conceitos e teorias sobre o tema em estudo. O processo de amostragem considerado foi o não probabilístico, visto que, foram utilizados todos os retornos dos índices durante o período em questão. As séries de retornos foram coletadas diariamente e semanalmente e as datas da amostragem começaram em 3 de janeiro de 2000 e terminaram em 25 de abril de 2008. Optou-se por iniciar a coleta de dados em janeiro de 2000 para que a amostra não sofresse influência da mudança de regime cambial implantada pelo Banco Central em janeiro de 1999. Quanto à data final da amostra esta foi escolhida, simplesmente, por ser a última data disponível no software utilizado.

Os retornos foram calculados a partir da coleta, diária e semanal, dos preços de fechamento dos índices. Primeiramente, optou-se pela coleta diária, pois, segundo Ceretta (2001, p.55) o problema com o cálculo de variações de preços de ações sobre intervalos de tempos maiores (meses e anos) é que, “à medida que se aumenta o intervalo para o cálculo das variações, reduz-se a precisão estatística sobre a estimação realizada devido a um menor número de observações disponíveis”. A opção de se trabalhar com dados semanais foi feita para suavizar um possível enviesamento nos preços associado à falta de sincronicidade de negociações presente em dados diários. Segundo Working (1960) e Fisher (1966) a baixa frequência de negociação com as ações pode trazer como consequência problemas na estruturação de índices que procuram representar o mercado de ações, pois pode induzir à autocorrelação positiva no índice, mesmo que as ações que o compõem não apresentem autocorrelação individualmente.

Para o cálculo dos retornos diários foram coletados os preços de fechamento diários e, no caso dos semanais, os preços de fechamento na quarta-feira. A escolha da quarta-feira como base para o cálculo dos retornos semanais deve-se ao fato de que a literatura aceita tal dia da semana como neutro em relação aos demais, tendo em vista que vários estudos discutem o efeito dia da semana na segunda-feira e na sexta-feira ficando a quarta-feira como dia mais distante destes. Quando da ocorrência de feriados na quarta-feira o preço utilizado é o de fechamento do dia útil anterior. Tais dados foram coletados a partir do software *Economática*® tanto em moeda corrente local quanto em dólar.

A partir dos preços calcularam-se os retornos expressos em moeda corrente local (Real e Dólar) e, também em mesma moeda (Dólar). Tal procedimento deu-se através da utilização do logaritmo natural, de acordo com a expressão a seguir:

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right), \quad (2)$$

onde  $p_t$  e  $p_{t-1}$  são os valores para cada índice durante os períodos  $t$  e  $t-1$ , respectivamente. O logaritmo natural foi considerado para o cálculo dos retornos pois, segundo Tsay (2005), não é possível o uso de retorno simples, tendo em vista que os retornos, na economia, são compostos o que leva à utilização do logaritmo natural, pois este considera capitalização contínua dos retornos.

Em seguida foram calculadas as estatísticas descritivas (média, assimetria, curtose, etc.), tendo em vista que, segundo Peternelli e Mello (2007) as mesmas são úteis para descrever e avaliar um determinado conjunto de dados. Além disso cabe ressaltar que, de

acordo com Morettin (2004), a análise da assimetria e da curtose é necessária quando se considera a distribuição amostral dos retornos, tendo em vista que para uma distribuição ser considerada normal deve ter assimetria igual a zero e curtose igual a três.

Na seqüência testou-se a normalidade das séries estudadas através do teste Jarque-Bera que, segundo Morettin (2004) é largamente utilizado em econometria. Este teste leva em consideração a hipótese nula de que as taxas de retorno seguem uma distribuição normal, ou seja, coeficiente de assimetria igual a zero e curtose igual a três. Para avaliar o resultado obtido será considerado o p-valor do teste ao nível de significância de 5%.

Em seguida realizou-se a análise da estacionariedade das séries temporais em questão através do teste Dickey-Fuller ampliado. Também se fez uso do teste KPSS como confirmatório para o resultado obtido anteriormente pelo Dickey-Fuller. A análise do p-valor, a um nível de significância de 5%, foi feita para ambos os testes. Cabe ressaltar que, para o teste Dickey Fuller, quando p-valor for menor que 0,05 a série é considerada estacionária e, para o teste KPSS o funcionamento é o contrário, ou seja, quando p-valor for menor que 0,05 a série é considerada não-estacionária.

Para investigar a presença de aleatoriedade nas séries analisadas foram considerados os seguintes testes: quociente de variâncias simples, quociente de variâncias múltiplo e quociente de variâncias com base nos postos e nos sinais. Os dois primeiros tratam-se de testes paramétricos, ou seja, exigem certas premissas sobre a natureza ou a forma da população pesquisada, enquanto que os últimos são testes não-paramétrico, o que significa que estes não ficam na dependência de determinadas suposições a respeito da forma ou da natureza da população em questão. Para a realização de ambos os testes foi utilizado o pacote *vrtest* do software *R*.

Com o intuito de estimar o quociente de variância simples, segundo Lo e Mackinlay (1988) segue-se o seguinte modelo:

$$VR(q) = \frac{\sigma^2(q)}{\sigma^2(1)}, \quad (3)$$

onde  $\sigma^2(q)$  é a variância dos retornos de um período  $q > 1$  e  $\sigma^2(1)$  é a variância dos retornos do período 1. Para saber se a série segue a hipótese do caminho aleatório então o valor de  $VR(q)$  será igual a 1 para qualquer valor assumido por  $q$ . De acordo com Ceretta (2001) um valor de  $VR(q)$  maior que 1 significa que existe uma correlação positiva, enquanto que um valor menor que 1 implica em uma correlação negativa ou reversão à média para a série analisada.

Para Lo e Mackinlay (1988) existem evidências que apontam que séries temporais financeiras possuem variância variável e desvios quanto à normalidade. Tal afirmativa pode levar à rejeição da hipótese de que uma série segue um caminho aleatório, ou seja, a heteroscedasticidade e a não normalidade são duas características dos dados que podem interferir nos resultados. Por esse Lo e Mackinlay (1988) propõem duas alternativas para o teste de quociente de variância simples: (a) os erros são independentes e identicamente distribuídos em um conjunto de variáveis aleatórias normais (i.i.d); e (b) os erros são heteroscedásticos.

No primeiro caso, onde os erros são homoscedásticos, parte-se da hipótese nula  $H$  que os erros  $\varepsilon_t$  são i.i.d., com variância  $\sigma^2_0$ . Então, através da estatística  $z(q)$ , é possível verificar a hipótese nula de que uma série segue o caminho aleatório, sendo assim obtida:

$$z(q) \equiv VR(q) - 1/[\phi(q)]^{1/2} \sim N(0,1), \quad (4)$$

onde  $\phi(q) = 2(2q-1)(q-1)/3q(N)$  é a variância assintótica do quociente de variâncias com homoscedasticidade. Entretanto, conforme exposto por Lo e Mackinlay (1988), existe um consenso quanto à mudança da variância das séries temporais ao longo do tempo e, por esse motivo, a rejeição da hipótese do caminho aleatório por conta da heteroscedasticidade não é interessante. Os autores desenvolveram um método em que o quociente de variância é calculado na presença da heteroscedasticidade, além de relaxar quanto aos requisitos da distribuição normal. Nesse caso a hipótese nula  $H^*$  assume que uma determinada série temporal processa incrementos não correlacionados, entretanto existem muitas outras formas de heteroscedasticidade, incluindo mudanças determinísticas na variância (como fatores sazonais, por exemplo). O teste estatístico usado nesse caso é o seguinte:

$$z^*(q) \equiv VR(q) - 1/[\phi^*(q)]^{1/2} \sim N(0,1), \quad (5)$$

onde  $\phi(q) = \sum_{j=1}^{q-1} [2(q-j)/q]^2 \delta(j)$  é a variância assintótica do quociente de variâncias com heteroscedasticidade. Tanto para  $z(q)$  quanto para  $z^*(q)$  utilizou-se o valor crítico tabela da distribuição  $t$  de *student* ao nível de significância de 5%.

O Segundo teste aplicado é o quociente de variâncias múltiplas. Para calcular este teste estatístico utiliza-se a seguinte fórmula:

$$MV_1 = \sqrt{T} \max_{1 \leq i \leq l} |M_1(x; q_i)|, \quad (6.1)$$

$$M_1(x; q) = (VR(x; q) - 1) \left( \frac{2(2q-1)(q-1)}{3qT} \right)^{-1/2}. \quad (6.2)$$

Segundo Ojah e Karemera (1999) esta técnica é baseada na distribuição *studentized maximum modulus* (SMM). Dessa forma, para o teste de quociente de variâncias múltiplas utilizou-se o valor crítico tabelado da distribuição SMM ao nível de significância de 5%, que é 2,388.

Na seqüência utilizou-se o teste não-paramétrico de quociente de variância com base nos postos. Os postos normalizados  $r_{1t}$  e  $r_{2t}$  são obtidos a partir das seguintes equações:

$$r_{1t} = \left( r_{yt} - \frac{T+1}{2} \right) / \sqrt{\frac{(T-1)(T+1)}{12}}, \quad (7.1)$$

$$r_{2t} = \phi^{-1}(r_{yt} / (T + 1)), \quad (7.2)$$

onde  $r_{yt}$  é o posto de  $y_t$  ( $t=1, \dots, T$ ) na série temporal de taxas de retorno com tamanho da amostra  $T$ .  $\phi$  simboliza a função de distribuição cumulativa normal padrão. É preciso fazer a normalização, pois, de acordo com Ceretta (2001), a série precisa ter média 0 e variância amostral de 1. Para calcular o quociente de variância com base nos postos seguem-se as seguintes equações:

$$VR_{posto1} = \left[ \frac{\frac{1}{Tq} \sum_{t=q+1}^T (r_{1t} + r_{1t-1} + \dots + r_{1t-q})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{1t}^2} \right] \quad (8.1)$$

$$VR_{posto2} = \left[ \frac{\frac{1}{Tq} \sum_{t=q+1}^T (r_{2t} + r_{2t-1} + \dots + r_{2t-q})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{2t}^2} \right]. \quad (8.2)$$

Com relação ao teste de variância com base nos sinais foi utilizada a fórmula definida em (9):

$$VR_{Sinais} = \left[ \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=q+1}^T (s_t + s_{t-1} + \dots + s_{t-q})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T s_t^2} \right] \quad (9)$$

Cabe ressaltar que, na aplicação dos testes de quociente de variâncias foi utilizada uma defasagem de 2, 4, 8 e 16 dias, para os retornos diários e de 2, 4, 8 e 16 semanas no caso dos retornos semanais. Tal escolha baseia-se em Lo e Mackinlay (1988), os quais são seguidos por grande parte dos autores estudiosos da hipótese do caminho aleatório que aplicam os testes de quociente de variância.

Com relação às limitações do método a ser utilizado neste trabalho deve-se falar do teste Dickey-Fuller, que, segundo Gujarati (2006) tem baixa potência, pois pode encontrar uma raiz unitária mesmo quando não há nenhuma. Mesmo com a utilização de um segundo teste confirmatório de estacionariedade, no caso deste trabalho o KPSS, de acordo com o autor anteriormente citado, não existe um teste sistematicamente potente para testar a raiz unitária.

## 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

### 4.1 Descrição da Amostra

No intuito de proceder-se ao cálculo dos retornos dos Índices estudados, foram coletadas 2.058 observações diárias dos preços de fechamento do IBOVESPA e 2.089 para o S&P 500. Tal diferença de observações deve-se ao fato de existirem diferentes dias úteis de negociação nas Bolsas de Valores que tais índices representam. Quanto à coleta semanal foram utilizadas 434 observações para ambos os indicadores de mercado, tendo em vista que, ao se deparar com um dia sem negociação, considerou-se o dia útil imediatamente anterior.

O IBOVESPA é o índice que registra a evolução média das cotações das ações negociadas na BOVESPA e constitui-se em uma carteira teórica integrada pelas ações que, em conjunto, representaram 80% do volume transacionado a vista nos 12 meses anteriores à formação da carteira. Já o S&P 500 é um índice formado por 500 ações e é um padrão no qual os investidores medem o desempenho do grande mercado de valores dos Estados Unidos. As 500 ações deste índice são selecionadas por serem uma amostra representativa das principais companhias.

Os preços coletados geraram uma quantia de 2.057 retornos diários do IBOVESPA e 2.088 do S&P 500. Já a partir dos preços semanais foram calculados 433 retornos para os dois índices.

A partir dos retornos diários e semanais para os índices IBOVESPA e S&P 500 foram calculadas as estatísticas descritivas para uma análise preliminar da amostra, que estão evidenciadas na Tabela 1. Com relação aos retornos diários, enquanto que o retorno médio diário do IBOVESPA é positivo, o do S&P 500, com valor muito próximo de zero, é negativo. Analisando-se o coeficiente de assimetria dos retornos diários do IBOVESPA nota-se que o mesmo apresenta valor negativo, o que, da mesma forma que os retornos semanais, demonstra uma maioria de retornos com elevados valores negativos em relação aos elevados retornos positivos. O mesmo ocorre com o índice S&P 500 onde, para os retornos diários, este mesmo valor é negativo. Quanto à curtose, seu excesso, para todas as séries de retornos, aponta para uma distribuição leptocúrtica, ou seja, com caudas mais longas do que de uma distribuição normal.

Com relação aos retornos semanais, também evidenciados na tabela 1, observa-se que o retorno médio semanal do IBOVESPA é positivo, o que sugere um maior número de retornos positivos em toda a série considerada. Já o retorno médio do S&P 500, apesar de muito baixo, apresenta-se negativo, demonstrando a existência de um número maior de retornos negativos. Com relação ao coeficiente de assimetria dos retornos semanais, este se apresenta negativo, o que indica uma maioria de retornos com elevados valores negativos em relação aos elevados retornos positivos. O mesmo não ocorre com o índice S&P 500 onde, para os valores semanais o coeficiente de assimetria é positivo. Já o excesso de curtose para todas as séries de retornos aponta para uma distribuição leptocúrtica, ou seja, com caudas mais longas do que de uma distribuição normal.

Tabela 1: Estatísticas descritivas para os retornos do IBOVESPA e S&P 500.

Estatísticas Descritivas	Retorno IBOVESPA (R\$)		Retorno IBOVESPA (U\$)		Retorno S&P (U\$)	
	Diário	Semanal	Diário	Semanal	Diário	Semanal

Média	0,0006554	0,0032004	0,0006925	0,0034870	-1,927E-05	-3,683E-05
Desvio padrão	0,0187628	0,0370310	0,0231201	0,0506042	0,0119028	0,0227051
Variância	0,0003520	0,0013713	0,0005345	0,0025608	0,0001417	0,0005155
Ex.Curtose	2,3543646	0,8276418	1,4193041	1,0179969	13,7381275	2,1040943
Assimetria	-0,2127209	-0,1462227	-0,2806621	-0,5552889	-0,2903462	0,1314057
Mínimo	-0,1121524	-0,1140857	-0,1099351	-0,1746043	-0,1380806	-0,0784228
Máximo	0,1276124	0,1618018	0,1030772	0,1628348	0,1113206	0,1018242
Observações	2057	433	2057	433	2088	433

Como os resultados dos coeficientes de assimetria e curtose apontam para valores divergentes aos de uma distribuição normal faz-se necessária a execução de um teste de normalidade. Neste caso utilizou-se o teste Jarque-Bera para identificar a normalidade nas séries estudadas. A Tabela 2 apresenta os valores do teste Jarque-Bera. Analisando os valores demonstrados na Tabela 2, nota-se que, para todas as séries de retornos existe aceitação da hipótese nula de que as mesmas estão de acordo com uma distribuição normal, tendo em vista que os valores de p-valor são todos inferiores a 0,05.

Tabela 2: Teste Jarque-Bera de normalidade para os retornos do IBOVESPA e S&P 500.

Periodicidade	Índice	Moeda	Teste Jarque-Bera	p-valor
Diária	IBOVESPA	R\$	487,096	1,69E-106
		U\$	198,074	9,743E-44
	S&P 500	U\$	16364	0
Semanal	IBOVESPA	R\$	13,2032	0,0013600
		U\$	39,8687	2,2010E-9
	S&P 500	U\$	78,2496	1,019E-17

Na seqüência realizaram-se os teste de estacionariedade de Dickey-Fuller ampliado e KPSS cujos resultados são apresentados na Tabela 3. Como todos os resultados de p-valor são menores que 0,05, para o teste Dickey-Fuller diz-se que a série não tem raiz unitária, ou seja, é estacionária. Quanto ao teste KPSS os valores demonstram que, para as séries temporais do IBOVESPA formadas pelos retornos diários e semanais em moeda original (R\$) confirmou-se a estacionariedade, tendo em vista que o p-valor foi superior a 0,05. O mesmo ocorre para as séries formadas pelos retornos diários e semanais do S&P 500. Já para os retornos diários e semanais do IBOVESPA em moeda forte (U\$) não houve a confirmação de estacionariedade. Por esse motivo, o teste KPSS foi feito novamente, dessa vez utilizando a primeira diferença da variável e demonstrado na Tabela 4.

Tabela 3: Teste Dickey-Fuller ampliado e KPSS para os retornos do IBOVESPA e S&P 500

Periodicidade	Índice	Moeda	Teste Dickey-Fuller	p-valor	Teste KPSS	p-valor
Diária	IBOVESPA	R\$	-31,6466	6,389E-58	0,049772	0,1015
		U\$	-30,9704	6,389E-58	0,061026	0,0174
	S&P 500	U\$	-33,3372	6,389E-58	0,047173	0,2786
Semanal	IBOVESPA	R\$	-14,6396	3,533E-41	0,062315	0,0909
		U\$	-14,6629	2,692E-41	0,065805	0,0241
	S&P 500	U\$	-15,5211	1,095E-45	0,072183	0,2893

Conforme demonstra a tabela 4, a série formada pela primeira diferença da variável é considerada estacionária, já que o p-valor, nesse caso é superior a 0,05.

Tabela 4: Teste KPSS para os retornos do IBOVESPA diários e semanais em U\$

Periodicidade	Moeda	Teste KPSS	p-valor
Diária	U\$	0,001323	0,9250
Semanal	U\$	0,002536	0,9619

#### 4.2 Quociente de Variâncias Simples

O quociente de variância simples foi calculado, conforme o modelo de Lo e MacKinlay (1988) e os resultados das estatísticas  $z(q)$  e  $z^*(q)$  estão demonstrados nas Tabelas 5 e 6 para o intervalo de 2, 4, 8 e 16 dias e 2, 4, 8 e 16 meses. O nível de significância considerado foi de 0,05 e o “\*” indica rejeição da hipótese do caminho aleatório.

Os valores da Tabela 5 apontam que, tanto os retornos do IBOVESPA, quanto os do S&P 500, quando representados em moeda original, seguem um caminho aleatório. Da mesma forma, o IBOVESPA, quando expresso em dólares segue um caminho aleatório quando consideradas as defasagens maiores (8 e 16 dias) e, o contrário, ou seja, não segue um caminho aleatório, para as defasagens menores (2 e 4 dias).

Tabela 5: Quociente de variância simples para os retornos diários do IBOVESPA e S&amp;P 500.

Índices	Moeda		q=2	q=4	q=8	q=16
IBOVESPA	R\$	$z(q)$	0,897024	0,411923	-0,807951	-1,107720
		$z^*(q)$	0,751737	0,345571	-0,687431	-0,952751
	U\$	$z(q)$	4,87567*	3,47184*	1,801337	1,366637
		$z^*(q)$	4,09128*	2,85663*	1,475552	1,149477
S&P 500	U\$	$z(q)$	-0,810506	-1,475131	-1,943498	-2,37972*
		$z^*(q)$	-0,535147	-1,015327	-1,406223	-1,673653

Na Tabela 6 tem-se o cálculo das estatísticas  $z(q)$  e  $z^*(q)$  para os retornos semanais dos índices. Os valores apontam para uma aceitação da hipótese do caminho aleatório já que somente um dos resultados rejeitou a hipótese.

Tabela 6: Quociente de variâncias simples para os retornos semanais do IBOVESPA e S&amp;P 500.

Índices	Moeda		Q=2	q=4	q=8	q=16
IBOVESPA	R\$	$z(q)$	-0,316952	0,702080	0,607816	0,057508
		$z^*(q)$	-0,306489	0,676602	0,586518	0,055508
	U\$	$z(q)$	0,662478	1,605222	1,414194	1,117074
		$z^*(q)$	0,551446	1,393558	1,261562	1,005133
S&P 500	U\$	$z(q)$	-2,69508*	-1,560597	-1,514860	-1,275226
		$z^*(q)$	-1,884960	-1,155008	-1,157351	-1,005382

Assim, a maioria dos resultados leva a crer que, com base no teste de quociente de variância simples, independentemente dos erros serem homo ou heteroscedásticos, aceita-se a hipótese do caminho aleatório.

### 4.3 Quociente de Variâncias Múltiplas

Para aceitar a hipótese do caminho aleatório, segundo o teste de quociente de variâncias múltiplas é necessário comparar o valor encontrado no teste de quociente de variância simples (Tabelas 5 e 6) com o valor crítico de 2,388.

É possível evidenciar que os resultados obtidos pelo quociente de variâncias múltiplas são os mesmos que aqueles calculados pelo quociente de variâncias simples. Dessa forma tem-se uma aceitação da hipótese do caminho aleatório para a maioria dos resultados.

### 4.4 Quociente de Variâncias com Base nos Postos

O teste de quociente de variância com base nos postos, também utilizado para testar a hipótese de que a série de retornos segue um caminho aleatório, foi efetuado e seus resultados estão descritos nas Tabelas 7 e 8.

A Tabela 8 mostra as estatísticas do teste de quociente de variância com base nos postos  $R_1(q)$  e  $R_2(q)$ , para  $q = 2, 4, 8$  e  $16$  dias e com um nível de significância considerado de 5% para ambos os índices estudados. O “\*” indica onde há rejeição da hipótese do caminho aleatório. Para os dados observados, a hipótese do caminho aleatório é aceita para os retornos do Ibovespa em moeda original e em dólares quando  $q$  é 8 e 16 dias. Já para os retornos do Ibovespa expressos em dólares para um  $q$  de 2 e 4 dias, bem como para os retornos do S&P 500, a hipótese do caminho aleatório é rejeitada.

Tabela 7: Quociente de variâncias com base nos postos para os retornos diários do IBOVESPA e S&P 500.

Índices	Moeda		Q=2	q=4	q=8	q=16
IBOVESPA	R\$	$R_1(q)$	0,084902	-0,758535	-2,01477*	-1,660673
		$R_2(q)$	0,398108	-0,333007	-1,557595	-1,563551
	U\$	$R_1(q)$	5,08959*	3,37890*	1,327226	1,059046
		$R_2(q)$	4,91683*	3,28964*	1,409334	1,001594
S&P 500	U\$	$R_1(q)$	-2,94917*	-3,80808*	-3,71629*	-2,97440*
		$R_2(q)$	-2,22353*	-3,02108*	-3,17609*	-2,68752*

A Tabela 8 mostra os valores calculados de  $R_1(q)$  e  $R_2(q)$  para  $q=2, 4, 8$  e  $16$  semanas. Ao contrário dos retornos diários, os retornos semanais apontam para aceitação da hipótese do caminho aleatório, exceto para os retornos do S&P 500, com  $q=2$ .

Tabela 8: Quociente de variâncias com base nos postos para os retornos semanais do IBOVESPA e S&P 500.

Índices	Moeda		Q=2	q=4	q=8	q=16
IBOVESPA	R\$	$R_1(q)$	-0,520011	0,678384	1,033420	1,064207
		$R_2(q)$	-0,582425	0,581111	0,592006	0,238791
	U\$	$R_1(q)$	0,164807	1,133404	1,298135	1,222004
		$R_2(q)$	0,148596	1,108299	1,038917	0,755218
S&P 500	U\$	$R_1(q)$	-2,44786*	-1,289396	-0,881182	-0,293730
		$R_2(q)$	-2,62652*	-1,458181	-1,229577	-0,889479

#### 4.5 Quociente de Variâncias com Base nos Sinais

Os resultados do teste de quociente de variância com base nos sinais estão demonstrados nas Tabelas 9 e 10. Na Tabela 9 estão demonstrados os valores de  $S_1(q)$ , calculados para os retornos diários dos índices. Conforme pode ser observado, existe aceitação da hipótese do caminho aleatório para o IBOVESPA em moeda original e em dólares quando  $q$  é 8 e 16 dias. Já para os retornos do IBOVESPA para um  $q$  de 2 e 4 dias e, também, para o S&P 500, a hipótese do caminho aleatório é rejeitada.

Tabela 9: Quociente de variâncias com base nos sinais para os retornos diários do IBOVESPA e S&P 500.

Índices	Moeda		q=2	q=4	q=8	q=16
IBOVESPA	R\$	$S_1(q)$	-0,683510	-1,249265	-1,844820	-0,860317
	U\$	$S_1(q)$	4,16720*	2,99352*	1,665928	1,264804
S&P 500	U\$	$S_1(q)$	-3,76412*	-3,59120*	-2,59310*	-1,595949

Na Tabela 10 é possível visualizar os resultados de  $S_1(q)$  para os retornos semanais do IBOVESPA e do S&P 500. Os resultados apontam para rejeição da hipótese do caminho aleatório no IBOVESPA (exceto nos retornos em moeda original para um  $q$  de 2 e 4 semanas e em dólares para um  $q$  de 2 semanas) e aceitação para o S&P 500.

Tabela 10: Quociente de variâncias com base nos sinais para os retornos semanais do IBOVESPA e S&P 500.

Índices	Moeda		q=2	q=4	q=8	q=16
IBOVESPA	R\$	$S_1(q)$	0,528626	1,438501	2,21761*	3,28080*
	U\$	$S_1(q)$	1,681993	2,92838*	3,14364*	4,03959*
S&P 500	U\$	$S_1(q)$	-1,970334	-1,412813	-0,909788	-0,070966

#### 4.6 Resumo dos Resultados dos Testes de Quociente de Variâncias

A seguir, na Tabela 11, evidencia-se um resumo dos resultados obtidos através dos testes de quociente de variância, quanto à rejeição ou aceitação da hipótese do caminho aleatório nos índices estudados.

Tabela 11: Resumo dos resultados dos testes de quociente de variâncias para os retornos do IBOVESPA e S&P 500.

	Índices	Moeda	Quociente de variâncias simples	Quociente de variâncias múltiplas	Quociente de variâncias com base nos postos	Quociente de variâncias com base nos sinais
Retornos Diários	IBOVESPA	R\$	A	A	A	A
		U\$	A (q=8 e 16) R (q=2 e 4)	A (q=8 e 16) R (q=2 e 4)	A (q=8 e 16) R (q=2 e 4)	A (q=8 e 16) R (q=2 e 4)
	S&P 500	U\$	A	A	R	R
Retornos Semanais	IBOVESPA	R\$	A	A	A	A (q=2 e 4) R (q=8 e 16)
		U\$	A	A	A	A (q=2) R (q=4, 8 e 16)

					16)
S&P 500	U\$	A	A	A (q=4,8 e 16) R (q=2)	A

Observações: A = aceitação da hipótese do caminho aleatório e R = rejeição da hipótese do caminho aleatório

## 5 CONCLUSÃO

Esta pesquisa teve como objetivo principal testar a hipótese do caminho aleatório nos índices IBOVESPA e S&P 500, através da utilização dos testes de quociente de variâncias com o intuito de contribuir com as discussões que cercam tal assunto.

Muitas foram as pesquisas já feitas sobre o assunto em questão, entretanto seus resultados mostram-se contraditórios, devido a resultados divergentes que podem ser resultantes de fatores diversos, como, por exemplo, o período analisado e o tamanho da amostra. Por isso a necessidade do desenvolvimento de mais pesquisas que possam chegar a resultados capazes de fornecer mais confiança a todos os interessados no mercado acionário.

No IBOVESPA os resultados apontaram para uma aceitação da Hipótese do Caminho Aleatório na maioria dos testes efetuados. Houve rejeição, para todos os testes aplicados, nas defasagens menores para os dados diários do IBOVESPA em U\$ (2 e 4 dias), mostrando uma relação desses retornos com o seu passado em um curto prazo. Com os dados semanais em U\$ houve rejeição praticamente total (defasagem de 4, 8 e 16 semanas), quando aplicado o teste de quociente de variâncias com base nos sinais. O mesmo teste também rejeitou a hipótese do caminho aleatório nos retornos semanais do IBOVESPA em moeda original quando aplicadas defasagens maiores (8 e 16 semanas). É importante observar que, a maioria das rejeições da hipótese do caminho aleatório no IBOVESPA foram percebidas quando as séries estavam em U\$ mostrando uma dependência dos retornos com o seu passado quando considerados em moeda forte.

Os testes aplicados nos retornos do S&P 500 foram mais diretos tendo em vista que somente em um teste feito sobre as duas séries que dizem respeito a esse índice os resultados foram dúbios, aceitando e rejeitando de acordo com a defasagem considerada. A maioria dos resultados, da mesma forma que o IBOVESPA, apontam para uma aceitação da Hipótese do Caminho Aleatório. Houve rejeição da Hipótese quando feitos os testes de quociente de variâncias com base nos postos e nos sinais sobre os retornos diários e quando do teste de quociente de variâncias com base nos postos sobre os retornos semanais a rejeição é somente na defasagem menor (2 semanas).

Cabe observar que, de acordo com os testes de estacionariedade, Dickey-Fuller ampliado e KPSS, as séries estudadas são estacionárias, indo totalmente contra a maioria dos resultados encontrados nos testes de quociente de variâncias que, ao aceitarem a Hipótese do Caminho Aleatório, afirmam que as séries são não-estacionárias.

Conclui-se, então que, os resultados encontrados na presente pesquisa, após a aplicação dos testes escolhidos sobre as séries temporais, aceitaram a Hipótese do Caminho Aleatório para os retornos de ambos os índices, na sua maioria. Nota-se também que as rejeições, em sua maior parte, ocorrem nas séries de dados diários. Isso pode ser explicado pelo fato de que séries diárias podem induzir a uma autocorrelação positiva no índice, mesmo que as ações formadoras deste não apresentem nenhum traço de autocorrelação quando analisadas de maneira individual. Assim tanto o IBOVESPA quanto o S&P 500, no período considerado, apresentam o mesmo comportamento, ou seja, seguem o caminho aleatório.

A aceitação da Hipótese do Caminho Aleatório traz implicações no sentido de que os índices analisados não possuem previsibilidade, apesar de terem algum tipo de tendência, de acordo com o significado dos processos estocásticos não estacionários (onde o caminho aleatório se encaixa). É possível dizer, então, que a maioria dos resultados encontrados aponta que, com base nos retornos passados não é possível obter lucros extraordinários.

Esta pesquisa é importante, pois é um estudo que adiciona mais informações sobre a dinâmica do mercado de ações corroborando resultados semelhantes que já haviam sido encontrados em outras pesquisas.

Como idéia para pesquisas futuras sobre o presente assunto sugere-se uma quebra dos dados em subperíodos para que estes sejam analisados separadamente o que pode alterar os resultados encontrados nesta pesquisa ou ratifica-los, além fornecer novas informações a respeito do mercado acionário para pesquisadores, investidores e todos os interessados neste meio. Uma outra sugestão para pesquisas futuras seria analisar os motivos que levam as séries temporais referentes ao mercado brasileiro a rejeitarem a hipótese do caminho aleatório quando os retornos são calculados em dólar.

## 6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AL-KHAZALI, Osamah M.; DING, David K.; PYUN, Chong Soo. A new variance ratio test of random walk in emerging markets: a revisit. *The Financial Review*, v. 42, n. 2, p. 303-317, 2007.

BLASCO, Natividad; DEL RIO, Cristina; SANTAMARIA, Rafael. The Random Walk Hypothesis in the Spanish Stock Market: 1980-1992. *Journal of Business Finance & Accounting*, v. 24, n. 5, p. 667-684, 1997.

CERETTA, Paulo Sérgio. *Hipótese do Caminho Aleatório nos mercados da América Latina: aplicação do teste de cociente de variância*. 2001. 114f. Tese (Doutorado em Engenharia de Produção) – Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção e Sistemas, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2001.

CHANG, Eui Jung; LIMA, Eduardo José Araújo.; TABAK, Benjamin Miranda. Testing for predictability in emerging equity markets. *Emerging Markets Review*, n. 5, p. 295-316, 2004.

CHEONG, Chin Wen. Random Walk Classifications: An Empirical Study for Malaysian Stock Indices. *American Journal of Applied Sciences*, v.5, n. 4, p.411-417, 2008.

CHOW, K. Victor; DENNING, Karen C. A simple Multiple Variance Ratio Test. *Journal of Econometrics*, v. 58, p. 385-401, 1993.

EHLERS, Ricardo. S. *Análise de séries temporais*. Curitiba: Laboratório de estatística e geoinformação - Universidade Federal do Paraná, 2007.

FISHER, Lawrence. Some new stock-market indexes. *Journal of Business*, v. 39, p. 191-225, 1966

GUJARATI, Damodar. *Econometria Básica*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HOQUE, Hafiz A. A. B.; KIM, Jae H.; PYUN, Chong Soo. A comparison of variance ratio tests of random walk: a case of asian emerging stock markets. *International Review of Economics & Finance*, v. 16, n. 4, p.488-502, 2007.

KAREMERA, David; OJAH, Kalu; COLE, John A. Random walk and market efficiency tests: evidence from emerging equity markets. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, v.13, p.171-188, 1999.

LIU, Christina Y.; HE, Jia. A Variance-Ratio Test of Random Walks in Foreign Exchange Rates. *The Journal of Finance*, v.46, n.2, p. 773-785, 1991.

LO, Andrew; MACKINLAY, Craig. Stock market prices do not follow walks: Evidence from a simple specification test. *Review of Financial Studies*, v.1, p. 41-66, 1988.

MORETTIN, Pedro A. *Econometria Financeira*. São Paulo: Universidade de São Paulo, 2004.

OJAH, Kalu.; KAREMERA, David. Random Walks and Market Efficiency Tests of Latin American Emerging Equity Markets: A Revisit. *The Financial Review*, n.34, p.57-72, 1999.

PETERNELLI, Luiz Alexandre; MELLO, Márcio Pupin de. *Conhecendo o R: Uma Visão Estatística*. Viçosa: UFV, 2007.

SANTOS, José Evaristo. Preços Futuros e brasileiros seguem um passeio aleatório? Um estudo empírico. *EAESP/FGV/NPP – Núcleo de Pesquisas e Publicações*, n.33, 1999.

TSAY, Ruey S. *Analysis of Financial Time Series*. New Jersey: John Wiley & Sons, 2005.

WORKING, H. Note on the correlation of first difference of averages in a random charm. *Econometria*, v.28, p.916-918, 1960.

WRIGHT, Jonathan H. Alternative Variance-Ratio Tests Using Rank and Signs. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 18, p.1-9, 2000.