

Teste de passeio aleatório no mercado financeiro brasileiro entre 2000 - 2010

Resumo: Nesse artigo, foram utilizados o teste da razão da variância convencional (Lo-MacKinlay, 1988) e o teste da razão da variância múltipla (Chow-Denning, 1993), para verificar a hipótese de passeio aleatório nos mercados financeiros brasileiro e americano, no período de 2000 a 2010, para diferentes periodicidades dos dados. Os resultados dos testes da razão da variância indicaram que, para os dados diários do índice Bovespa, do câmbio Real/US \$ e do índice de *commodity*, a hipótese de passeio aleatório não pode ser rejeitada; já para o índice Dow-Jones, essa hipótese é rejeitada. Os resultados são alterados para outras periodicidades dos dados.

Palavras- Chave: Mercado Eficiente; Hipótese do Passeio Aleatório; Teste da Razão da Variância.

Abstract: In this paper two test are used, the conventional variance ratio test (Lo-MacKinlay, 1988) and multiple variance ratio test (Chow-Denning, 1993) in order to test the random walk hypothesis (RWH) in the Brazilian and US financial markets using data from 2000 to 2010. Results show that for daily financial market returns (Ibovespa, exchange rate Real/US \$, and commodity index) the random walk hypothesis (RWH) cannot be rejected; however, for Dow-Jones index the RWH can be rejected. These results are mixed at different data frequencies.

Keywords: Market Efficiency; Variance Ratio Test; Random Walk Hypothesis.

JEL Code: G14; G15; C14

Armando Vaz Sampaio*

* Prof. Adjunto, UFPR, PPGDE,
Departamento de Economia

avsampaio@ufpr.br

Endereço: Av. Prefeito Lothário Meissner,
632, UFPR, Departamento de Economia,
CEP: 80210-170 – Curitiba – PR.

1. Introdução

A hipótese de mercado eficiente mostra que os preços refletem todas as informações disponíveis. Essa idéia tem sido aplicada extensivamente nos modelos teóricos e nos estudos empíricos sobre finanças. Tal hipótese é altamente contestada conforme é discutido por Lo (2007), sendo que sua origem está relacionada aos trabalhos de Fama (1965) e Samuelson (1965), os quais se basearam na contribuição teórica de Bachelier (1900) e nas pesquisas empíricas de Cowles (1933), conforme apresentado por Campbell, Lo e MacKinlay (1997, pp.20) e LeRoy (1989). Esses autores desenvolveram a noção básica de mercados eficientes a partir de agendas de pesquisa independentes, conforme é discutido em Lo (2007).

O teste do modelo de passeio aleatório vem sendo estudado com muita atenção na literatura de finanças empíricas, pois analisar essa propriedade é necessário para verificar a hipótese de mercado eficiente na forma fraca. Nesta, conhecendo os preços e os retornos passados, o preço corrente é a melhor informação sobre o preço futuro, cujo retorno esperado deverá ser igual a zero (essa é a essência da hipótese de mercado eficiente na sua forma fraca, na qual implica passeio aleatório). Esse modelo tem duas implicações que poderão ser testadas: a primeira diz respeito ao retorno das ações, afirmando que não poderá ser previsível a partir da utilização somente de informações de preços passados; a segunda forma diz respeito à variância do retorno, que é linearmente associada com o período de análise², conforme discutido por Kim e Shamsudding (2008).

Sobre eficiência de mercado, há três formas: a) eficiência na sua forma fraca, quando o conjunto de informações inclui somente o histórico de preços ou retornos; b) eficiência na sua forma semiforte, em que o conjunto de informações inclui todas aquelas que estão disponíveis publicamente; e c) eficiência na sua forma forte, na qual o conjunto de informações inclui até as disponíveis apenas para as pessoas de dentro da empresa (LeRoy, 1989, Ruppert, 2004, Bodie, Kane e Marcus, 2000).

A primeira geração de estudos da eficiência de mercado da forma fraca (Fama, 1965) analisou a correlação serial da mudança de preço, e não foi encontrada nenhuma correlação serial indicando evidências da hipótese de passeio aleatório. A segunda geração de estudos teve início na década de 80, e esses estudos utilizaram metodologia econométrica superior, na qual foi evidenciado que a hipótese de passeio aleatório foi rejeitada. Isso indica que o mercado é ineficiente, sendo que tal característica poderá ser explicada pela presença de “overshooting”, “noise trading” e também de risco e retorno que variam com o tempo, conforme destacam Kim e Shamsudding (2008). Um dos testes sobre a hipótese de passeio aleatório preferidos dessa segunda geração é conhecido como o teste da razão da variância. Kim e Shamsudding (2008) apresentaram diversos trabalhos que analisaram a eficiência de mercado na Ásia utilizando diversos métodos e diferentes frequências de dados, com resultados bastante diversos, algumas vezes rejeitando, outras vezes não rejeitando a hipótese de passeio aleatório. Essa hipótese foi rejeitada quando utilizados dados diários, e não foi rejeitada quando utilizados dados semanais, mensais e trimestrais.

Torres, Bonomo e Fernandes (2002) enfatizaram a importância em analisar os fatos estilizados relativos à previsibilidade de retornos, nos quais a hipótese de passeio aleatório foi testada a partir da aplicação dos testes da razão da variância e da autocorrelação, quando foram utilizados dados diários para o período de 1986 a 1998. Por outro lado, Gaio, Alves e Pimenta Júnior (2009) estudaram a hipótese de mercado eficiente na sua forma fraca no mercado acionário brasileiro, de 2000 a 2007, em que foram utilizados o modelo ARIMA e os testes de correlação serial dos retornos para dados diários. Não foram evidenciadas as características de um mercado eficiente na sua forma fraca.

² Os retornos, $r_t \equiv \log P_t - \log P_{t-1}$, são IID, ($P = \log$ dos preços), a variância de $r_t + r_{t-1}$ deve ser o dobro da variância de r_t (Campbell, Lo e MacKinlay, pp.48, 1997).

Santos, Costa Jr. e Silveira (2003) investigaram a ocorrência de ganhos de eficiência nos mercados futuro e de ações no Brasil durante a década de 90, a partir do comportamento do processo de passeio aleatório da variação de preço. Foram utilizados testes paramétricos de autocorrelação serial e testes não paramétricos de corrida de sinais. A hipótese de aleatoriedade nas variações de preços no mercado de ações foi rejeitada; já para os mercados futuros, os resultados foram o inverso, quando utilizado o teste não paramétrico. Bruni (2004) analisou a hipótese de passeio aleatório a partir dos testes de autocorrelação, raiz unitária e cointegração para o mercado de ADRs (*"American Depositary Receipts"*), e os resultados confirmaram a hipótese de passeio aleatório.

Farias (2009) analisou a hipótese de caminho aleatório para o mercado brasileiro e para o americano no período de 2000 a 2008, para dados diários e semanais, utilizando o teste de quociente da variância simples e o teste de quociente da variância múltipla, além de testes não paramétricos. Ely (2010) analisou a hipótese de passeio aleatório para um conjunto de dados diários e mensais do Ibovespa e de carteiras agregadas por tamanho e setor, sendo no período de 1986 a 2008 para o Ibovespa, e de 1999 a 2008 para as carteiras agregadas.

Neste artigo, será utilizado o teste da razão da variância para analisar a hipótese de passeio aleatório, ainda pouco utilizada na literatura nacional, no entanto bastante comum na literatura internacional, e verificar a sensibilidade desse teste a diferentes frequências dos dados. O objetivo desse artigo é testar a hipótese de passeio aleatório no mercado financeiro brasileiro nos períodos entre 2000 e 2010, para diferentes frequências de dados (diários, semanais, quinzenais e mensais) das seguintes séries: índice Ibovespa, índice Dow-Jones, câmbio R\$/US\$ e índice de *commodity*³. O artigo será formado pelas seguintes partes além dessa introdução: uma parte teórica, seguida pelos aspectos metodológicos, pelos resultados e, finalmente, pelas considerações finais.

2. Referência teórica

O objetivo desta seção é apresentar os conceitos de retorno, hipótese de mercado eficiente, modelo de passeio aleatório, modelo *martingale*.

Um dos objetivos do investimento é levar ao lucro. A receita do investimento ou da perda, no caso de receita negativa, depende tanto da mudança dos preços quanto da quantidade de ações mantida em mãos. Os investidores estão interessados na receita que é relativamente alta em relação ao tamanho do investimento inicial. O retorno mede isso, porque o retorno de um ativo são as mudanças nos preços esperados como uma fração do preço inicial.

O retorno, nesse artigo, é calculado da seguinte maneira:

$$r_t = \ln P_t - \ln P_{t-1} \quad (2.1)$$

$$r_t = p_t - p_{t-1}$$

em que P_t : variável aleatório no período t. Exemplo: índice Bovespa.

Ao analisar o comportamento dos preços das ações, não é possível verificar nenhum padrão previsível desses preços. Esse movimento aleatório dos preços indica um mercado eficiente que funciona muito bem, e não um mercado irracional. As concorrências entre os agentes econômicos levam a um mercado eficiente, e tal hipótese tem implicações sobre a política de investimento.

Os proponentes da hipótese do mercado eficiente acreditam que uma gestão ativa é, em grande parte, um desperdício de esforço, e que não é provável que justifique as despesas contraídas. Portanto, são a favor de uma estratégia passiva de investimento que não faz nenhuma tentativa de ser mais esperta que o mercado. Uma estratégia passiva busca apenas estabelecer uma carteira bem diversificada de títulos, sem tentar achar ações sobrevalorizadas ou subvalorizadas.

³ Fonte de dados: Goldman Sachs. Índice (GSCI), site: <http://wikiposit.org/w?filter=Finance/Commodities/Indices/>

Os investidores terão um incentivo para gastar tempo e recursos na análise e no descobrimento de novas informações somente se esta atividade tiver uma probabilidade de gerar retornos mais altos nos investimentos. A concorrência entre os agentes econômicos é uma garantia de que os preços das ações deveriam refletir as informações disponíveis com relação aos seus níveis corretos.

A teoria do mercado eficiente indica que os preços de ações estão em nível justo, dadas todas as informações disponíveis. Dessa forma, não faz sentido comprar ou vender títulos com frequência, porque as transações geram altos custos de negociação sem aumentar o desempenho esperado (Bodie, et all, 2000).

Os retornos não podem ser perfeitamente previsíveis, porque eles são aleatórios. Essa aleatoriedade implica que um retorno pode ser menor que o seu valor esperado, e mesmo negativo: isso significa envolvimento de risco. O risco pode ser descrito por uma teoria da probabilidade. O economista Frank Knight, da Universidade de Chicago, fez uma distinção entre incerteza e risco. Incerteza não é possível de ser medida porque são desconhecidas as probabilidades; já é possível medir o risco, porque as probabilidades são conhecidas. Sem fazer nenhuma suposição, a teoria de finanças estaria diante da incerteza, que não é possível de ser medida. No tempo, $t-1$, P_t e r_t não apenas seriam desconhecidos, como também sua distribuição de probabilidade. A teoria financeira não poderia ser desenvolvida nessa situação. Entretanto, é possível estimar essas distribuições de probabilidade se forem feitas suposições cujos retornos futuros sejam similares aos retornos passados. Essa condição é conhecida como estacionariedade.

Com esta suposição, a inferência estatística poderá ser aplicada, e a distribuição de probabilidade de P_t poderá ser estimada a partir dos dados passados. Então finanças seria uma área cinza entre a incerteza que poderá ser medida e a incerteza que não poderá ser medida, conforme afirma Ruppert (2004).

A incerteza não é possível de ser medida quando não for feita nenhuma suposição, mas se for assumido que os retornos são estacionários, então podemos encarar a incerteza como um fenômeno que poderá ser medido.

Em geral, quando os economistas falam que o mercado de capitais é eficiente, é considerado que os preços e os retornos dos ativos são determinados como os resultados das forças de oferta e demanda de um mercado competitivo, no qual se observa que os agentes econômicos são racionais. Esses agentes racionais rapidamente assimilam qualquer informação que seja relevante para a determinação dos preços e retornos dos ativos. Dessa forma, os agentes não possuem diferentes vantagens comparativas para a aquisição de informação. Assim, não haveria oportunidade de obter retorno em excesso sobre o ativo, isto é, o lucro anormal da compra e da venda de ativos é zero. Então, os agentes processam as informações eficientemente e, de imediato, estas são incorporadas ao preço dos ativos (Cuthbertson e Nitzsche, 2004).

Se informações correntes e passadas são imediatamente incorporadas no preço corrente, somente novas informações ou “notícias” deveriam causar mudanças nos preços. Desde que “notícias” por definição não são previsíveis, alteração nos preços (ou retorno) não deveriam ser previsíveis: nenhuma informação no tempo t , ou anterior, ajudaria a melhorar a previsão do retorno. Esta independência do erro de previsão com relação às informações anteriores é conhecida como propriedade de ortogonalidade, que é um conceito frequentemente utilizado para testar a hipótese de mercado eficiente.

Segundo Cuthbertson e Nitzsche (2004), na hipótese de EMH⁴, o preço das ações P_t já incorporou todas as informações relevantes, e a única razão para ocorrer alteração nos preços entre o tempo t e o tempo $t+1$ é a presença de “notícias” ou eventos não antecipados. O erro de previsão é definido como:

⁴ Efficient Markets Hypothesis.

$$\varepsilon_{t+1} = P_{t+1} - E_t P_{t+1}, \quad (2.2)$$

e $E_t P_{t+1}$ = expectativa de preço para o período $t+1$, baseada nas informações do período anterior. $P_{t+1}^E = E_t P_{t+1}$, ou

$$e_{t+1} = P_{t+1} - P_{t+1}^E, \quad (2.3)$$

e deverá ter uma média igual a zero, e não correlacionada com qualquer informação, Ω_t , que estava disponível no momento em que a previsão foi realizada:

$$E(\varepsilon_{t+1}) = 0, \text{ cov}(\varepsilon_{t+1}, \Omega_t) = 0 \text{ ou } \text{cov}(\varepsilon_{t+1}, \varepsilon_t) = 0, E(\varepsilon_{t+1} \varepsilon_t) = 0 \quad (2.4)$$

Generalizando: $\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-i}) = 0$, $i=1, 2, 3, \dots$,

Ultimamente, essa definição é referida como expectativa racional (“*rational expectations RE*”), seria um elemento do EMH, e poderia ser representado por:

$$P_{t+1} = E_t P_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (2.5)$$

$$E_t (P_{t+1} - E_t P_{t+1}) = E_t \varepsilon_{t+1} = 0 \quad (2.6)$$

Uma implicação da presença de $E_t \varepsilon_{t+1} = 0$ é que a previsão de P_{t+1} é não viesada (na média, o preço atual é igual ao preço esperado). Notar que ε_{t+1} pode ser descrito como o lucro não esperado (ou perda) em ter em mãos as ações entre o período t e $t+1$. Sob a EMH, o lucro não esperado deve ser igual a zero na média, e isso é representado pela equação (2.6).

A suposição de que o erro de previsão deve ser independente de qualquer informação, Ω_t , disponível no tempo t (ou no tempo anterior), é conhecido como propriedade de ortogonalidade. Se o erro ε_t apresentar uma correlação serial, a propriedade de ortogonalidade é violada. Para apresentar essa propriedade, é preciso supor que o erro de previsão apresenta um processo autorregressivo de primeira ordem (AR(1)):

$$\varepsilon_{t+1} = \rho \varepsilon_t + v_{t+1}, \quad (2.7)$$

Supor $v_{t+1} : iid - N(0, \sigma^2)$ é um ruído branco, em que a $\text{cov}(v_{t+1}, \Omega_t) = 0$

O erro de previsão é conhecido no período t , $\varepsilon_t = P_t - P_{t-1}$, e será um elemento do conjunto de informações Ω_t . A equação (2.7) informa que o erro de previsão no período t , ε_t irá contribuir para prever o erro no próximo período, ε_{t+1} . Isso viola a EMH (é preciso que ε_t não tenha uma correlação serial; quando admite que o erro seja AR(1), isso implica certo tipo de correlação serial, que viola a hipótese de EMH).

É importante notar que a suposição de ausência de correlação serial no erro, ε_t , é respeitada diante da EMH, isto é, as informações disponíveis hoje não deveriam ser úteis para a previsão do preço da ação (propriedade de ortogonalidade).

A suposição de EMH/RE não faz restrição a respeito da forma do momento de segunda ordem ou do momento de ordem superior da distribuição do ε_t . Por exemplo, a variância do ε_{t+1} , representado por σ_{t+1}^2 , poderá estar relacionada com seu valor passado, σ_t^2 , sem violar a hipótese de RE (isso é um processo ARCH). Nesta, RE faz restrição a respeito apenas do comportamento do primeiro momento (valor esperado) do ε_t (Curthbertson e Nitzsche, 2004).

Uma maneira útil de analisar as várias versões de modelos de passeio aleatório e modelos *martingale* é considerar os vários tipos de dependência que podem existir entre o retorno no período t , r_t , e o retorno no período $t+k$, r_{t+k} . Para fazer isso, definimos as variáveis aleatórias $f(r_t)$ e $g(r_{t+k})$, em que $f(\cdot)$, $g(\cdot)$ são duas funções arbitrárias, e considerando a seguinte situação, na qual

$$\text{Cov}[f(r_t), g(r_{t+k})] = 0 \quad (2.8)$$

para todo t e para $k \neq 0$.

Para escolhas apropriadas de $f(\cdot)$ e $g(\cdot)$, todas as versões das hipóteses de passeio aleatório e *martingale* são capturado conforme apresentado em Campbell, Andrew e MacKinlay (1997).

2.1. O Modelo *martingale*

Talvez o modelo mais simples de ativos financeiros seja o modelo conhecido como *martingale*, cuja origem vem da história de jogos e do nascimento da teoria da probabilidade. O principal fundamento de todos os jogos é simplesmente igualdade de condições (exemplo, um dado não viciado).

Isso claramente contém a noção de jogo justo, em que nenhuma das partes é favorecida. Essa é a essência de *martingale*, um processo estocástico que satisfaz a seguinte condição:

$$E[P_{t+1} | P_t, P_{t-1} \dots] = P_t \quad (2.1.1)$$

ou equivalentemente:

$$E[P_{t+1} - P_t | P_t, P_{t-1} \dots] = 0 \quad (2.1.2)$$

Se P_t representa a riqueza na data t de participar de algum jogo, então este é considerado justo, se a riqueza esperada no próximo período é simplesmente igual a riqueza no período corrente (2.1.1), condicionada à história do jogo. Alternativamente, um jogo é justo se o incremento na riqueza esperada é zero, condicionada à história do jogo (2.1.2).

Se P_t representar o preço do ativo no período t , então a hipótese de *martingale* informa que o preço esperado do ativo amanhã será igual ao preço deste hoje, dada a história dos preços analisados. Alternativamente, a mudança esperada do preço é zero, quando condicionada à história dos preços dos ativos. Então, o preço é justo, já que tanto o preço possa aumentar como também possa diminuir.

De fato, *martingale* é considerado a condição necessária para um mercado ser eficiente, em que as informações contidas nos preços passados são instantânea e perpetuamente refletidas no preço corrente dos ativos.

Em um mercado mais eficiente, maior será a aleatoriedade da mudança de preço gerado por ele; e o mercado mais eficiente de todos é aquele no qual as mudanças de preços são completamente aleatórias, não sendo possível fazer previsões.

Martingale tornou-se um instrumento poderoso na teoria de probabilidade e na estatística, e também tem aplicações importantes na teoria moderna de ativos. Esse modelo desenvolveu uma relação próxima com modelos que se tornaram parte integrante de toda disciplina científica relacionada à dinâmica: a hipótese de passeio aleatório. É possível considerar três tipos de passeio aleatório, segundo Campbell, Andrew e MacKinlay (1997).

A) Passeio aleatório I (RW1):

É a versão mais simples do passeio aleatório, que possui a seguinte hipótese: os erros apresentam uma distribuição independente e idêntica (IID).

$$P_t = \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (2.1.3)$$

A independência do erro, ε_t , implica que o passeio aleatório é também um jogo justo, mas tem sentido mais forte que o *martingale*: no passeio, a independência não implica somente que os erros sejam não correlacionados, mas que qualquer função não linear do erro seja também não correlacionada.

B) Passeio aleatório 2 (RW2):

Apesar da elegância e da simplicidade do RW1, a suposição de que os erros tenham distribuição idêntica não é plausível para os preços dos ativos financeiros em um período longo de tempo. Agora é relaxada a hipótese do modelo RW1, em que o processo possui uma distribuição independente, mas não idêntica. (INID) é conhecido como “Random Walk 2 model or RW2”. RW2 considera o RW1 como um caso especial. RW2 considera processo de preços mais gerais do que RW1, por exemplo, RW2 permite que os erros (ε_t 's) tenham heterocedasticidade não condicional para ε_t 's, característica particularmente útil, dado que a volatilidade varia com o tempo em muitas séries de retornos financeiros.

C) Passeio aleatório 3 (RW3):

É a versão mais geral da hipótese do passeio aleatório, e é a mais frequentemente testada na literatura empírica. É obtida relaxando a hipótese de independência do RW2, ao incluir no processo erros dependentes e não correlacionados. Esta é a forma mais fraca da hipótese do passeio aleatório, que é referido como “Random Walk 3 model ou RW3”, a qual contém como casos especiais os RW1 e RW2.

Para testar a hipótese de passeio aleatório, é comum dividir o teste em duas categorias: testes paramétricos e testes não paramétricos. Neste artigo, são analisados os testes paramétricos, conhecidos como autocorrelação serial, teste de raiz unitária, teste do quociente da variância simples (Lo e MacKinlay (1988)) e teste de quociente de variância múltipla de Chow e Denning (1993). Abaixo serão apresentados os dois últimos testes.

3. Metodologia

Para testar a hipótese de mercado eficiente, é comum utilizar testes não paramétricos e testes paramétricos. Neste artigo, serão utilizados o teste paramétricos de autocorrelação, de raiz unitária (o teste de Dikey-Fuller Aumentado (ADF) e da razão da variância). A vantagem em utilizar o teste da razão da variância é que esse tipo não depende da suposição da normalidade dos retornos.

Teste de autocorrelação

A hipótese de passeio aleatório implica independência do resíduo. A hipótese de independência pode ser investigada examinando a função de autocorrelação (ACF). A função de autocorrelação, por sua vez, mostra o padrão das autocorrelações das séries temporais no momento presente, e sua relação com as defasagens dos dados passados. O teste de autocorrelação indica se os coeficientes de correlação serial são significativamente diferentes de zero. No caso de mercado eficiente, a hipótese nula de autocorrelações iguais a zero deverá prevalecer.

Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

A presença de raiz unitária em uma série temporal sugere a presença de um processo de passeio aleatório. O teste de raiz unitária ADF estima a seguinte equação:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p} + v_t \quad (3.1)$$

em que y_t representa a série que segue um processo, $AR(p)$, x_t representa regressores exógenos (constante e/ou tendência), α , δ são os parâmetros a serem estimados, e v_t assume que segue um processo de ruído branco. A hipótese nula, por sua vez, é a presença de raiz unitária. Dessa forma, a não rejeição da hipótese nula significa que a série segue um processo de passeio aleatório.

As hipóteses nula e alternativa podem ser escritas como: $H_0 : \alpha = 0$; $H_1 : \alpha < 0$

e são avaliadas utilizando o teste t convencional, isto é: $t_{\alpha} = \frac{\hat{\alpha}}{se(\hat{\alpha})}$, em que $\hat{\alpha}$ representa a estimativa de α , e $se(\hat{\alpha})$ é o coeficiente do erro padrão.

Uma raiz unitária é uma condição necessária, mas não suficiente para um processo de passeio aleatório. Um processo de raiz unitária pode ter elementos de previsibilidade, mas um processo de passeio aleatório para os preços das ações significa que os retornos devem ser não correlacionados, de acordo com Gilmore e McManus (2003).

Abaixo são apresentados a versão mais simples e a mais geral da hipótese do passeio aleatório, bem como o teste da razão da variância convencional (Lo-MacKinlay, 1988), e o teste da razão da variância múltipla (Chow-Denning, 1993), para testar a hipótese de passeio aleatório.

3.1. Teste da hipótese RW1

Uma forma intuitiva, segundo Campbell et al (1997), de testar a hipótese de passeio aleatório, é fazer a estimativa do coeficiente de autocorrelação (ACF)⁵ de primeira ordem, como definido abaixo:

$$\rho(k) = \frac{\text{cov}(r_t, r_{t+k})}{\sqrt{\text{var}(r_t) \text{var}(r_{t+k})}} = \frac{\text{cov}(r_t, r_{t+k})}{\text{var}(r_t)} = \frac{\gamma(k)}{\gamma(0)} \quad (3.2)$$

em que: r = variável aleatória do retorno das ações;

k = número de defasagem.

Outro teste estatístico sugerido por Campbell et al (1997) é o teste de Ljung-Box (teste estatístico Q_m). Ao invés de testar individualmente os m coeficientes de autocorrelação, agora estes são testados conjuntamente, considerando a hipótese nula onde os coeficientes são iguais a zero. Quando o coeficiente de correlação for igual a zero, haverá passeio aleatório.

Um teste da eficiência fraca dos mercados consiste em analisar a seguinte hipótese nula: $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0$, através da estatística (Estatística Q de Ljung-Box):

$$Q_m = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{1}{n-k} \hat{\rho}_k^2 \rightarrow \chi_m^2 \quad (3.3)$$

⁵ O coeficiente de autocorrelação mede a relação linear entre uma variável e ela própria defasada no tempo.

A estatística Portmanteau é calculada da seguinte maneira:

$$Q_h = n \sum_{k=1}^m \hat{r}_k^2 \rightarrow \chi^2(m-p-q) \quad (3.4)$$

A rejeição de H_0 pode sugerir que o mercado seja eficiente, mas não necessariamente, pois poderá ocorrer que a rejeição de H_0 se faça com a presença de coeficiente de autocorrelação bastante baixo, o que provoca a impossibilidade de oferecer quaisquer ganhos anormais, depois de deduzidos os custos da transação. De outra forma, a não rejeição de H_0 não implica a aceitação da eficiência da sua forma fraca, pois, neste caso, poderá ocorrer que $E(r_t | F_{t-1})$ (r_t : retorno, F_{t-1} : informações disponíveis em t-1) seja uma função não linear de F_{t-1} , com fraca dependência linear.

Há situações em que os coeficientes de autocorrelação são próximos de zero e a estatística Q rejeita H_0 . Isso pode ocorrer porque o teste estatístico considera que o retorno possui a distribuição i.i.d, e, em séries financeiras, geralmente esse tipo de distribuição não ocorre. Essa suposição não é válida devido, principalmente, à presença de heterocedasticidade condicional.

Uma maneira de diminuir o problema heterocedasticidade condicional é considerar o retorno padronizado.

$$r_t^* = \frac{r_t - \bar{r}}{\hat{\sigma}_t} \quad (3.5)$$

em que $\hat{\sigma}_t$ é a estimativa da volatilidade no período t; e r_t^* representa os retornos expurgados da heterocedasticidade. A estimativa da volatilidade foi especificada da seguinte forma, segundo Nicolau (2011, pp.57)

$$\hat{\sigma}_t^2 = (1 - \lambda) \hat{r}_{t-1}^2 + \lambda \hat{\sigma}_{t-1}^2, \quad \lambda = 0.96 \quad (3.6)$$

2.2. Teste da hipótese RW3

Uma forma de testar a hipótese de passeio aleatório na sua versão mais geral é através da razão da variância. O teste da razão da variância é especificado abaixo:

A definição da razão da variância para dois períodos, VR(2), pode ser escrita como:

$$VR(2) = \frac{Var[r_t(2)]}{2Var[r_t]} = \frac{Var[r_t + r_{t-1}]}{2Var[r_t]} = \quad (3.7)$$

$$VR(2) = \frac{2Var[r_t] + 2Cov[r_t, r_{t-1}]}{2Var[r_t]} =$$

$$VR(2) = 1 + \rho(1)$$

em que $\rho(1)$ representa o coeficiente de correlação de primeira ordem dos retornos $\{r_t\}$.

Para qualquer série temporal estacionária, o valor da população da estatística da razão da variância, $VR(2)$, é simplesmente um mais o coeficiente de autocorrelação de primeira ordem. Em particular, sob RW1, todas as autocorrelações são iguais a zero, então $VR(2) = 1$, neste caso, como esperado.

Na presença de uma autocorrelação de primeira ordem positiva, $VR(2)$ será maior do que um. Se os retornos forem autocorrelacionados positivamente, a variância da soma dos dois retornos ($\text{var}(r_t + r_{t-1})$) será maior que a soma da variância de dois retornos ($\text{var}(r_t) + \text{var}(r_{t-1})$), então estas crescerão mais rapidamente do que linearmente.

$$\text{se } \rho(1) > 0 \Rightarrow \text{Var}[r_t + r_{t-1}] > \text{Var}(r_t) + \text{Var}(r_{t-1}) \quad (3.8)$$

De modo alternativo, na presença de uma autocorrelação de primeira ordem negativa, a variância da soma de dois retornos ($\text{var}(r_t + r_{t-1})$) será menor do que a soma da variância de dois retornos ($\text{var}(r_t) + \text{var}(r_{t-1})$).

$$\text{se } \rho(1) < 0 \Rightarrow \text{Var}[r_t + r_{t-1}] < \text{Var}(r_t) + \text{Var}(r_{t-1}) \quad (3.9)$$

Então, as variâncias irão crescer mais lentamente do que linearmente.

Um cálculo semelhante mostra uma estatística da razão da variância com q-períodos (número de defasagem, representa o horizonte de investimento, q dias para os dados diários), $VR(q)$ terá a seguinte definição:

$$VR(q) = \frac{\text{Var}[r_t(q)]}{q \text{Var}[r_t]} = 1 + 2 \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right) \rho(k) \quad (3.10)$$

em que $r_t(k) \equiv r_t + r_{t-1} + r_{t-2} + \dots + r_{t-k+1}$

$\rho(k)$ = coeficiente de correlação de ordem k-ésima do $\{r_t\}$

Mostra que $VR(q)$ é uma combinação linear particular dos primeiros k-1 coeficientes de autocorrelação do $\{r_t\}$, cujo peso diminui linearmente (os coeficientes de autocorrelação são decrescentes, à medida que k aumenta).

Sob RW1, mostra-se que, para todo q, $VR(q) = 1$, desde que $\rho(k)$ seja igual a zero, para todo $k \geq 1$. Entretanto, mesmo sob as hipóteses RW(2) e RW(3), $VR(q)$ deve ser ainda igual a 1, pois as variâncias de r_t são finitas e a “variância média” $\sum_{t=1}^T \frac{\text{Var}[r_t]}{T}$, converge para um número positivo e também finito, segundo Campbell et al (1997).

Dois testes estatísticos alternativos, $Z_1(q)$, $Z_2(q)$, segundo Pan, Chan e Fok, 1997, são utilizados para testar a hipótese nula de um passeio aleatório, conforme definido abaixo:

$$Z_1(q) = (T-1)^{1/2} [VR(q) - 1] \left[\frac{2(2q-1)(q-1)}{3q} \right]^{-1/2} \quad (3.11)$$

$$Z_2(q) = (T-1)^{1/2} [VR(q) - 1] V(q)^{-1/2} \quad (3.12)$$

em que T é o número de observações, q representa o período de análise e $V(q)$, a estimativa consistente da variância de $VR(q)$, conforme especificado por Lo e MacKinlay (1989, 1988).

No primeiro teste estatístico, $Z_1(q)$, assume-se que o termo do erro tem uma distribuição normal, independente e idêntica (RW1).

Já o segundo teste estatístico, $Z_2(q)$, permite que o termo do erro tenha um comportamento heterocedástico geral, e relaxa a suposição de normalidade. Ambos os testes possuem uma distribuição normal padrão assintótica (RW3).

Segundo Smith e Ryoo (2003), o teste estatístico $Z_2(q)$, não é apenas sensíveis à mudança dos preços das ações, como também é robusto a muitas formas gerais de heterocedasticidade e de não normalidade. Além disso, são particularmente úteis para analisar a distribuição do retorno das ações que possuem, frequentemente, ausência de distribuição normal.

Esses testes analisam a razão da variância individual para um específico intervalo de agregação, q . A hipótese de passeio aleatório, entretanto, requer que $VR(q)=1, \forall q$. Chow e Denning (1993) mostraram como o teste da razão da variância múltipla (MVR) facilita no controle do tamanho do teste, reduzindo o erro tipo um (CHEN, 2008). Para o teste da razão da variância individual, sob a hipótese nula:

$$M_r(q) = VR(q) - 1 = 0 \quad (3.13)$$

Agora é considerado um conjunto de m testes $\{M_r(q_i) | i = 1, 2, 3, \dots, m\}$, associados com um conjunto de intervalos agregados $\{q_i | i = 1, 2, 3, \dots, m\}$. Sob a hipótese nula de passeio aleatório, há múltiplas sub-hipóteses:

$$H_{oi} : M_r(q_i) = 0 \quad \text{para } i = 1, 2, 3, \dots, m \quad (3.14)$$

$$H_{li} : M_r(q_i) \neq 0 \quad \text{para qualquer } i = 1, 2, 3, \dots, m$$

em que a hipótese de passeio aleatório é rejeitada; se qualquer um das $\hat{VR}(q_i)$ forem significativamente diferentes de um, é preciso somente considerar o valor absoluto máximo no conjunto do teste estatístico.

O teste MVR:

$$PR[Max(|Z(q_1)|, \dots, |Z(q_m)|)] < SMM(\alpha, m, N) > 1 - \alpha \quad (3.15)$$

em que $SMM(\alpha, m, N)$ representa a distribuição do módulo máximo de "student" no maior ponto α , com parâmetros, m , N (tamanho da amostra) de graus de liberdade. O valor crítico é representado por:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} SMM(\alpha; m; N) = z_{\frac{\alpha^+}{2}} \quad (3.16)$$

em que $z_{\frac{\alpha^+}{2}}$ representa a distribuição normal padrão com $\alpha^+ = 1 - (1 - \alpha)^{1/m}$.

Se o valor máximo encontrado for $Z^*(q_i)$, e se esse valor for maior do que o valor crítico pré-determinado pelo nível de significância, a hipótese de passeio aleatório é rejeitada.

Segundo Chen (2008), um conjunto das estimativas da razão da variância $\{VR(q_i) | i = 1, 2, 3, \dots, L\}$, corresponde a um conjunto pré-definido de defasagens $\{q_i = 1, 2, 3, \dots, L\}$. Sob a hipótese nula de passeio aleatório, é testado um conjunto de sub-hipóteses:

$$H_{0i} : VR(q_i) = 1 \quad \text{para } i = 1, 2, 3, \dots, L \quad (3.17)$$

Desde que qualquer rejeição de H_{0i} levará à rejeição da hipótese de passeio aleatório, o maior valor absoluto do teste estatístico será:

$$Z_1^A(q) = \max_{1 \leq i \leq L} |z_1(q_i)| \quad (3.18)$$

$$Z_2^A(q) = \max_{1 \leq i \leq L} |z_2(q_i)|$$

em que $z_1(q_i)$, $z_2(q_i)$ são definidos pelas equações acima.

A decisão a respeito de rejeitar ou não a hipótese nula tem como base o teste estatístico do valor absoluto máximo da razão da variância individual. Esse teste segue uma distribuição SMM, com L e T (tamanho da amostra) graus de liberdade, (L = número de defasagens), cujos valores críticos são disponíveis em Stoline e Ury (1979). Quando o tamanho da amostra T é grande, a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância α se $Z_1(q)$ [ou $Z_2(q)$] for maior do que o $\left[1 - \left(\frac{\alpha^*}{2}\right)\right]$ é-nesimo

percentil, da distribuição normal padrão, na qual $\alpha^* = 1 - (1 - \alpha)^{1/L}$. $Z_1(q)$ e $Z_2(q)$ têm os mesmos valores críticos. Quando T é grande, o valor crítico de SMM, quando $L=4$, e α sendo igual a 10%, 5% e 1%, os níveis de significâncias são respectivamente, 2,23, 2,49 e 3,03. Chen (2008) utilizou $q = 2, 4, 8, 16$, para calcular a estimativa da razão da variância e o teste estatístico, então $\{q_i \mid i = 1, 2, 3, 4\}$, tal que, $q_1=2$, $q_2=4$, $q_3=8$, $q_4=16$. Esse mesmo procedimento será feito neste artigo, conforme o padrão da literatura, em que q representa o horizonte de investimento. Para os dados diários, seriam 2 dias, 4 dias, etc. Quanto maior for o número q (horizonte de investimento), menor será o poder do teste da razão da variância (Lo e MacKinlay, 1989, e Guidi e Gupta, 2011).

Para testar a hipótese RW1 e RW3 utilizando a razão da variância, basta comparar os valores calculados com os valores críticos, considerando uma distribuição homocedástica ($z_1(q)$) e uma heterocedástica ($z_2(q)$), respectivamente, conforme é apresentado em Lo e MacKinlay (1988), e Taylor (2005).

Há diversos testes para analisar o processo de passeio aleatório, um dos testes mais utilizado é o teste da razão da variância, sendo implementado inicialmente por Lo and MacKinlay (1988), onde é focado o teste da razão da variância individual para um intervalo específico para testar a hipótese de passeio aleatório, e concluíram que em amostras finitas os incrementos na variância são lineares no intervalo observado, na presença do passeio aleatório. Chow and Denning (1993) argumentaram que o teste de Lo and MacKinlay (1988), falha em controlar o tamanho do teste para a estimativa da razão da variância, resultando em um maior erro tipo I. Chow and Denning (1993) estenderam o teste de Lo and MacKinlay (1988), e elaboraram um teste da razão da variância múltipla, usando o teste estatístico de Lo and MacKinlay (1988) com a estatística padronizada de módulo máximo (SMM) para controlar o tamanho do teste e reduzir o erro tipo I. Embora esses dois testes sejam poderosos na presença de homocedasticidade e heterocedasticidade, sua distribuição amostral da estatística da razão da variância ($(Z_1(q), Z_2(q))$), não possui uma distribuição normal em amostras finitas, conforme é discutido em Liu (2011), apresentando um severo viés e uma assimetria para a direita. Para superar esses problemas, Wright (2000), introduziu testes não paramétricos da razão da variância.

Tse e Zhang (2002) e Colletaz (2003) apontam as seguintes inconveniências do teste da razão da variância: a) para a distribuição do seu teste estatístico ($Z(q)$) é dado apenas o limite superior para o seu valor crítico, o que favorece a hipótese nula, fazendo com que o teste seja bastante conservador, isso contribui para a seguinte afirmação de Gouriexou e Jasiak (2001, pp. 28): “O teste da razão da variância é fácil de calcular e interpretar, sendo muito aplicado pelos praticantes de retorno de ativos, no entanto é menos eficiente do que os testes baseados nas autocorrelações empíricas”, b) o teste da razão da variância é baseado na lei assintótica, cujos resultados se apoiam na suposição gaussiana, no entanto é conhecido na literatura financeira que muitos retornos de ativos possuem distribuição com “caudas largas”, o que é inconsistente, com a suposição gaussiana que tem como característica a presença de “caudas estreitas”. Wright (2000), utilizou uma abordagem não paramétrica baseado em “rank” e sinais, para examinar se a razão da variância individual é unitária, utilizando experimento de Monte Carlo foi encontrado que esses testes não paramétricos apresentaram um maior poder que os testes paramétricos.

⁶ Studentized Maximum Modulus (SMM).

⁷ A probabilidade de que efetivamente o teste rejeite de maneira incorreta a hipótese nula quando esta é verdadeira é o tamanho do teste, e a probabilidade de que o teste rejeite corretamente a hipótese nula quando a hipótese alternativa é verdadeira é o poder do teste.

No teste da razão da variância, a escolha de “q” é um tanto “ad-hoc”, o cuidado com a escolha de “q”, conforme é analisado por Campbell, Lo e MacKinlay (1989) é que quando “q” é relativamente grande com relação a T, isso irá levar um baixo poder do teste. Com relação a estatística da razão da variância (VR), Taylor (2005, pp. 104) afirma que os pesquisadores devem primeiro escolher o valor de “q”, onde de fato a escolha pode aparecer que seja um tanto arbitrária, a estatística Z_q possui aproximadamente uma distribuição normal padrão, quando a hipótese de passeio aleatório é verdadeira. Este é um resultado assintótico, então a aproximação se torna perfeita quando $T \rightarrow \infty$, a utilização da estatística Z_q com $N(0,1)$ levará a resultados satisfatórios quando T/q é “grande”, mas o teste levará a resultados não satisfatórios quando T/q for “pequeno”. Os problemas provavelmente aparecem quando os dados são mensais ou em frequência menores. Os resultados assintóticos são aplicáveis quando $T/q \geq 100$.

Conforme discutido por Ely (2011), os testes da razão da variância são baseados em uma aproximação assintótica e podem apresentar considerável distorção de tamanho do teste e de baixo poder do teste, para amostra finita, essa mesma limitação do teste da razão da variância também é discutida em Deo e Richardson (2003). A respeito do teste da razão da variância, Luger (2003) afirma que a metodologia da razão da variância é uma das mais populares, especialmente em finanças empíricas, como muito teste paramétrico, a validade da razão da variância depende de muitas suposições que frequentemente não são respeitadas em series temporais típicas, exemplo: é bem conhecido que as distribuições encontradas em séries financeiras tipicamente exibem “caudas largas” e em alguns casos o segundo momento não é regular. Nesses casos a razão da variância sofre severa distorção de tamanho do teste, fazendo com que a rejeição da hipótese nula seja freqüente.

Para superar a baixa precisão dos testes da razão da variância baseado na aproximação assintótica quando utilizado amostras pequenas, muitos pesquisadores têm usado métodos de reamostragem para distribuição empírica dessas estatísticas. Os resultados apresentados por Cecchetti e Lam (1994), mostraram que a estatística da razão da variância (VR) são viesadas para amostras pequenas. Para superar essa dificuldade Tabak e Staub (2006) empregaram o método de bootstrap para encontrar a distribuição da estatística razão da variância.

Os testes de Lo and Mackinlay (1988) e de Chow and Denning (1993) para analisar a hipótese de passeio aleatório, são utilizados nesse trabalho, para os seguintes dados: índice Ibovespa, índice Dow-Jones, taxa de câmbio R\$/US\$, e índice de *commodity*, para o período de 2000 a 2010, para as seguintes frequências de dados: diários, semanais, quinzenais e mensais. A seguir, são apresentados os resultados do artigo.

4. Resultados

Os resultados apresentados (tabela 1) resumem as estatísticas básicas dos retornos do mercado acionista brasileiro e do americano, da taxa de câmbio real/dólar e do índice de *commodity* para os dados diários, semanais, quinzenais e mensais. Se as séries apresentassem uma distribuição normal, os valores da assimetria seriam iguais a zero, e o coeficiente de curtose seria igual a 0,263. Os valores da assimetria da Tabela 1 mostram, na maioria das vezes, uma assimetria negativa, e o teste de Jarque-Bera indica que as séries não possuem distribuição normal. O índice Ibovespa, por sua vez, apresentou uma maior variabilidade em comparação com os outros índices, e a diferença da frequência dos dados não influenciou nos resultados da estatística descritiva. O excesso de curtose para todas as séries indica uma distribuição leptocúrtica, isto é, a distribuição apresenta uma curva mais fechada que a normal.

Tabela 1. Estatística Descritiva do Retorno, 2000-2010.

	Média	D-P	Assimetria ("skewness")	Curtose	Jarque- Bera	No. Obs.
Dados Diários:						
Ibovespa	0.0005	0.0198	-0.1098	6.6465	1512.99	2721
Dow-Jones	0.0000	0.0127	-0.0109	10.881	7273.05	2853
Câmbio R\$/US	-0.0000	0.0105	0.1356	18.7666	26724.53	2756
Ind. <i>Commodity</i>	0.0004	0.0163	-0.2561	5.1505	528.25	2766
Dados Semanais:						
Ibovespa	0.0027	0.0343	-0.4761	4.59277	75.61	527
Dow-Jones	0.0000	0.0240	-1.7427	20.2581	6806.92	527
Câmbio R\$/US	-0.0001	0.0203	0.3977	11.8535	1735.10	527
Ind. <i>Commodity</i>	0.0022	0.0301	-0.6763	4.64254	92.45	527
Dados Quinzenais:						
Ibovespa	0.0053	0.0572	-3.1692	32.6326	7011.10	263
Dow-Jones	0.0000	0.0421	0.4466	16.1855	1913.95	263
Câmbio R\$/US	-0.0002	0.0392	0.3423	38.6111	18381.85	263
Ind. <i>Commodity</i>	0.0044	0.0430	-0.8809	5.0910	81.93	263
Dados Mensais:						
Ibovespa	0.0106	0.0698	-0.8078	4.6737	29.53	131
Dow-Jones	0.0000	0.0407	-1.1598	6.1627	83.96	131
Câmbio R\$/US	-0.0004	0.0566	0.7332	17.9137	1225.76	131
Ind. <i>Commodity</i>	0.0085	0.0627	-1.1509	5.5398	64.12	131

Fonte: Elaboração própria; D-P = Desvio-Padrão.

As tabelas 2 e 2.1 apresentam os coeficientes da função de autocorrelação do retorno e do retorno padronizado, conforme discutido na metodologia, que variam no intervalo entre menos um e mais um, $-1 < \rho_k < 1$, em que k representa o número de defasagem. A partir da estatística LB e Portmanteau (Port), é analisado o teste da hipótese nula (H_0), no qual os coeficientes de autocorrelação são conjuntamente iguais a zero até certa defasagem ($\hat{\rho}_K = 0$). Os coeficientes das séries são próximos de zero, e o teste estatístico mostra que não existe evidência contra a hipótese $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_{10} = 0$ (tabela 2.1). Isso ocorreu para todas as séries e todas as frequências, com exceção para a série *commodity* com dados mensais. Dessa forma, sugeri a aceitação da hipótese da forma fraca de eficiência para tais circunstâncias. Esses resultados deverão ser analisados com cuidado, porque poderá haver uma relação não linear do retorno com as informações passadas, de forma que haja uma baixa dependência linear, conforme discutido na metodologia. Resultados semelhantes foram obtidos por Okpara (2010) para a economia da Nigéria.

Por outro lado, Torres, Bonomo e Fernandes (2002) elaboraram uma carteira de investimento e testaram a hipótese fraca de eficiência (RW1) utilizando os coeficientes de autocorrelação. No teste, encontraram evidências contra essa hipótese, contudo, uma vez que as séries dos retornos das carteiras não apresentam normalidade, a hipótese de RW1 torna-se muito restritiva.

DePenya e Gil-Alana (2007) investigaram o mercado acionário espanhol e estimaram o coeficiente de autocorrelação do retorno diário para o período de 1966 a 1997. Calcularam a estatística Ljung Box, em que a hipótese nula foi rejeitada, e foi assumido que o retorno (log da diferença) possui distribuição i.i.d.. Esses resultados foram diferentes dos obtidos neste artigo, no qual foi utilizada a série de retorno padronizada, conforme discutido na metodologia (tabela 2.1).

Tabela 2. Coeficientes de correlação serial para retorno com uma a dez defasagens e estatística Q e LB, 2000-2010

	Num.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	LB-est	Port
Diários:													
Ibovespa	2721	0.0088	-0.0342	-0.0457*	-0.0066	-0.0190	-0.0184	-0.0370	0.0154	-0.0098	0.0343	18.9817*	18.9309*
Dow-Jones	2853	-0.0734*	-0.0679*	0.0553*	-0.0238	-0.0282	0.0143	-0.0291	0.0360	-0.0120	0.0121	45.7483**	45.6638**
Câmbio	2756	0.0416*	-0.0552*	-0.0295	0.0459	-0.0194	-0.0394	-0.0350	0.0189	-0.0273	0.0306	34.7869**	34.7032**
Commodity	2766	-0.0358	-0.0032	0.0277	0.0099	-0.0380	-0.0126	0.0103	-0.0153	-0.0040	0.0336	14.1008	14.0640
Semanais:													
Ibovespa	527	0.1506*	0.0857	0.1224*	-0.0199	0.0827	-0.0580	-0.0550	0.0478	-0.1030	0.0353	38.7916**	38.3558**
Dow-Jones	527	0.0957*	0.0018	-0.0226	-0.1061*	0.0846	-0.0684	0.0061	-0.0309	-0.0239	-0.0426	19.2706*	19.0454*
Câmbio	527	0.1817*	0.0467	0.1413*	-0.0213	-0.0132	0.0278	0.1104*	0.1528*	-0.0148	0.0185	49.4210**	48.8473**
Commodity	527	0.2051*	0.0742	0.0875	-0.0179	0.0582	0.0223	0.0189	0.0756	0.0342	0.0891	39.6975**	39.3092**
Quinzenais:													
Ibovespa	263	0.2141*	-0.1534*	-0.0575	-0.0060	0.0138	0.0224	0.0130	0.0799	-0.0101	0.0361	21.7335*	21.3934*
Dow-Jones	263	0.1004	-0.3345*	-0.0800	0.0007	0.0525	0.0254	0.1098	0.0944	0.0235	-0.0811	42.8696**	42.0393**
Câmbio	263	0.1521*	-0.2339*	0.0662	0.0601	0.0487	0.0352	0.0273	0.0776	-0.0147	-0.0133	25.8734*	25.4378*
Commodity	263	0.3045*	0.0499	0.0610	0.1148	0.0913	0.0730	0.0039	0.0516	0.0135	-0.0389	34.7738**	34.2337**
Mensais:													
Ibovespa	131	0.3049*	0.0595	0.1896	0.0058	-0.1127	-0.1415	-0.0878	-0.0867	-0.1465	-0.1130	20.4484*	19.1065*
Dow-Jones	131	0.1701	-0.0522	0.1290	0.1123	0.1230	-0.1508	-0.0378	0.0657	-0.0355	-0.0842	15.5116	14.7827
Câmbio	131	-0.0583	0.0888	0.1065	0.0498	-0.0177	-0.1005	-0.1331	-0.1105	-0.0308	-0.0437	9.4875	8.9502
Commodity	131	0.3242*	0.1955*	0.1033	0.0250	-0.0277	-0.2030	-0.1562	-0.2031	-0.1419	0.0173	38.8265**	37.0310**

Fonte: Elaboração própria; *: significativo a 5% ; **: significativo a 1%.

Tabela 2.1. Coeficientes de correlação serial para retorno padronizado com uma a dez defasagens e estatística Q e LB, 2000-2010

	Num.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	LB-est	Port
Diários:													
Ibovespa	2721	-0.0006	-0.0016	-0.0060	-0.0283	-0.0195	-0.0089	-0.0201	-0.0014	0.0134	0.0027	5.1715	5.1574
Dow-Jones	2853	-0.0114	-0.0114	0.0311	-0.0142	-0.0627	-0.0140	-0.0052	-0.0171	0.0038	0.0126	12.6215	12.5801
Câmbio	2756	-0.0097	-0.0103	-0.0058	-0.0072	-0.0082	0.0074	0.0109	-0.0066	-0.0027	-0.0039	1.6330	1.6291
Commodity	2766	-0.0041	-0.0070	0.0083	0.0004	-0.0118	-0.0143	0.0348	-0.0216	-0.0202	-0.0162	7.5808	7.5544
Semanais:													
Ibovespa	527	0.0304	0.0064	0.0480	0.0361	0.0166	0.0621	-0.0051	0.0107	-0.0091	0.0226	5.0197	4.9555
Dow-Jones	527	0.0225	0.0166	0.0044	-0.0388	0.1085	-0.0323	0.0158	-0.0171	-0.0630	0.0031	10.4619	10.3087
Câmbio	527	0.0359	0.0014	0.0099	-0.0096	-0.0151	-0.0171	-0.0055	0.0072	-0.0119	-0.0101	1.2319	1.2194
Commodity	527	0.0277	0.0100	0.0289	0.0507	-0.0293	-0.0027	-0.0223	0.1048	-0.0201	-0.0339	9.7040	9.5407
Quinzenais:													
Ibovespa	263	0.0915	-0.0054	-0.0128	0.0068	-0.0641	0.0332	-0.0141	0.0060	-0.0686	0.1205	8.9956	8.6936
Dow-Jones	263	-0.0032	-0.0081	-0.0035	-0.0054	-0.0058	0.0017	0.0027	-0.0037	0.0031	-0.0026	0.0515	0.0503
Câmbio	263	0.0164	-0.0178	0.0113	0.0025	0.0410	0.0404	0.0427	0.0389	-0.0107	-0.0373	2.3953	2.3161
Commodity	263	0.0360	-0.0242	-0.0573	-0.0323	-0.0798	-0.0140	0.0618	0.0643	0.0252	0.0448	6.2817	6.0953
Mensais:													
Ibovespa	131	0.0138	-0.0060	0.0035	-0.0227	-0.0319	-0.0413	-0.0578	-0.0997	-0.0506	-0.0020	2.6851	2.4914
Dow-Jones	131	-0.0797	-0.0608	-0.0349	-0.0264	0.0215	-0.0327	-0.1337	0.1339	0.0229	-0.0473	7.1678	6.7143
Câmbio	131	0.0262	0.0078	0.0491	0.0173	0.0060	0.0357	-0.0615	-0.0096	0.0097	0.0112	1.2106	1.1434
Commodity	131	0.1284	0.0315	0.1031	0.1479	0.0477	-0.0784	0.0296	-0.1668	-0.2105	0.0685	18.7663*	17.5641

Fonte: Elaboração própria; *: significativo a 5% ; **: significativo a 1%.

Gaio, Alves e Pimenta Jr (2009) analisaram o mercado acionário brasileiro por empresa para o ano de 2007, e verificaram que 64% deste não pode ser considerado eficiente na sua forma fraca, a partir da estimativa do coeficiente de autocorrelação. Neste artigo, esse mesmo resultado ocorreu quando utilizada a série retorno (tabela 2); no entanto, o resultado é invertido quando utilizada a série retorno padronizado (tabela 2.1).

A tabela 3 apresenta o teste de raiz unitária⁸ das séries dos preços em nível e em diferença (retorno), que verifica se a série é ou não estacionária, isto é, para a H_0 , a série apresenta raiz unitária; dessa forma, a série é não estacionária. Os resultados indicam que a série em nível é não estacionária (não rejeita H_0) e a série em diferença é estacionária (rejeita H_0). Esse comportamento é esperado para as séries econômicas e financeiras.

Tabela 3. Teste de raiz unitária Dickey Fuller Aumentado (ADF) com constante e sem tendência: dados diários (2000–2010)

Def.	Ibovespa		Dow Jones		Câmbio		Commodity	
	Nível	1 dif	Nível	1 dif	Nível	1 dif	Nível	1 dif
1	-0.4410	-37.9600**	-2.3516	-40.7899**	-1.2160	-37.9391**	-1.2629	-37.3757**
2	-0.3795	-32.1032**	-2.1774	-30.6708**	-1.1176	-31.3376**	-1.2768	-29.4522**
3	-0.3334	-27.5016**	-2.2421	-26.9136**	-1.0918	-25.5836**	-1.3007	-25.2858**
4	-0.3172	-24.8356**	-2.2044	-24.4462**	-1.1683	-23.5263**	-1.3274	-23.5572**
5	-0.2575	-22.8820**	-2.1630	-21.9649**	-1.1463	-22.1322**	-1.2870	-21.7647**
6	-0.2555	-21.7690**	-2.2030	-20.8094**	-1.0979	-20.9987**	-1.2441	-19.8772**
7	-0.2064	-19.8197**	-2.1441	-18.6165**	-1.0473	-19.1539**	-1.2315	-18.7824**
8	-0.1914	-18.8011**	-2.2206	-17.7338**	-1.0762	-18.5415**	-1.2103	-17.7170**
9	-0.1579	-17.1420**	-2.1987	-16.4648**	-1.0558	-16.8185**	-1.1705	-16.2450**
10	-0.1788	-16.3803**	-2.2324	-16.3170**	-1.1046	-15.8712**	1.1670	-15.8626**

Fonte: Elaboração própria; Valor crítico ADF 1% = -3.43; Valor crítico ADF 5% = -2.86.

*: significativo a 5% ; **: significativo a 1%, def: número de defasagem, 1 dif: primeira diferença.

Dessa forma, para a série do retorno (série em diferença), a hipótese nula é rejeitada, não há raiz unitária. Com isso, a série não segue um processo de passeio aleatório, rejeitando a hipótese de mercado eficiente.

Assim, todas as séries dos retornos diários são estacionárias, e esses resultados não são alterados quando são modificadas as frequências dos dados (Anexo A).

Gilmore e McManus (2003) analisaram a hipótese de mercado eficiente na sua forma fraca no mercado acionário de três países europeus (Polônia, Hungria e República Czech), no período de 1995 a 2000, utilizando dados semanais que foram empregados nos seguintes testes: univariado (Estatística LB, Teste ADF), multivariado (de cointegração) e razão de variância. De acordo com o teste ADF, as séries estudadas eram I(1), e tal resultado também foi obtido neste artigo. As estatísticas LB da série de retorno calculada foram significativas, indicando uma potencial autocorrelação. Esse mesmo resultado também foi obtido neste artigo quando utilizada a série de retorno (tabela 2), mas quando utilizada a série de retorno padronizado, os resultados são invertidos (tabela 2.1). Por fim, quando foi feito o teste da razão da variância, não foi rejeitada a hipótese de passeio aleatório.

A estimativa da razão da variância é apresentada na tabela 4, na qual a H_0 tem razão da variância igual a um, o que indica que o processo é passeio aleatório. Quando o $Z_1(q)$ calculado for maior que o $Z_1(q)$ crítico (+/- 1.96 ao nível de significância de 5%), a hipótese nula é rejeitada. O teste $Z_1(q)$ é apropriado para testar RW1 e o teste $Z_2(q)$ é apropriado para testar RW3. Para o Ibovespa, o câmbio Real/US\$ e o índice de commodity, a H_0 não é rejeitada⁹, principalmente para $Z_2(q)$ para dados diários, isto é, existe passeio aleatório para essas séries, indicando que o mercado é eficiente. Contudo, essa hipótese

⁸ ADF ("Augmented Dickey-Fuller") Tests.

⁹ Os asteriscos na tabela 4 indicam que a H_0 foi rejeitada.

é rejeitada para o Dow-Jones. Esses mesmos resultados foram obtidos por Pan, Chan e Fok, (1997), que examinaram o processo de passeio aleatório no mercado de câmbio futuro no período de 1977 a 1987, para quatro mercados (libra esterlina, marco alemão, yen japonês e franco suíço), a partir do teste da razão da variância, e verificaram que a hipótese de passeio aleatório não pode ser rejeitada ao nível de 5% de significância.

Quando considerados os dados semanais, quinzenais e mensais, os resultados se invertem (tabela 4). Dessa forma, observa-se que o teste da razão da variância é sensível à periodicidade dos dados, sendo que esses mesmos resultados foram obtidos por Kim e Shamsuddin (2008).

Os resultados obtidos neste artigo são diferentes dos resultados obtidos por Torres, Bonomo e Fernandes (2002), que analisaram a hipótese de passeio aleatório no mercado acionário brasileiro para um horizonte diário e semanal em uma determinada carteira de ações, no período de 1986 a 1998, e rejeitaram a hipótese de passeio aleatório (RW1 e RW3). Os autores evidenciaram que a previsibilidade tende a ser menor em períodos mais recentes, conforme resultados encontrados neste artigo. Os autores utilizaram as seguintes estatísticas: autocorrelações de ordem k e razão da variância dos retornos em multiperíodos, e foram também encontradas sazonalidade na série e evidências de não-linearidade em diversos horizontes de tempo.

Quando a razão da variância (tabela 4) é superior a unidade, indica correlação positiva, e, quando inferior a unidade, indica correlação negativa entre os retornos, conforme discutido na metodologia.

Torres, Bonomo e Fernandes (2002) encontraram, para retornos diários, uma relação positiva entre a magnitude da VR (razão da variância) e o número de defasagens, para uma determinada carteira de ações, indicando uma autocorrelação serial positiva entre os retornos. Esse resultado não foi encontrado para o índice Ibovespa neste artigo.

A série Dow-Jones com dados diários (Tabela 4) não exibe um passeio aleatório, indicando que o mercado não é eficiente. Esses resultados também foram obtidos por Lo e MacKinlay (1988), que analisaram a hipótese de passeio aleatório para o retorno das ações semanais no mercado americano no período de 1962 a 1985; ao aplicar o teste da razão da variância, o modelo de passeio aleatório foi rejeitado. No entanto, quando utilizados os dados semanais para a série Dow-Jones, para o período 2000 a 2010, os modelos de passeio aleatório não foram rejeitados, principalmente para a estatística $Z_2(q)$ (Tabela 4).

Tabela 4. Estimativa da Razão da Variância e teste estatístico da razão da variância $Z_1(q)$ e $Z_2(q)$, para o período 2000-2010

Ibovespa					Dow-Jones				
Retorno	2	4	8	16	Retorno	2	4	8	16
Diários					Diários				
VR(q)	1.0075	0.956	0.8706	0.8466	VR(q)	0.927	0.8519	0.7961	0.7706
$Z_1(q)$	0.3894	-1.2262	-2.2821*	-1.8174	$Z_1(q)$	-3.8988*	-4.2288*	-3.6823*	-2.7842*
$Z_2(q)$	0.2893	-0.833	-1.5156	-1.1982	$Z_2(q)$	-2.4379*	-2.3874*	-2.0064*	-1.4908
Semanais					Semanais				
VR(q)	1.1535	1.3855	1.5781	1.678	VR(q)	1.099	1.1451	1.081	1.0069
$Z_1(q)$	3.5240*	4.7304*	4.4867*	3.5360*	$Z_1(q)$	2.2738*	1.7801	0.6285	0.036
$Z_2(q)$	2.8758*	3.9658*	3.7416*	3.0069*	$Z_2(q)$	1.4994	1.2914	0.4245	0.0246
Quinzenais					Quinzenais				
VR(q)	1.2228	1.162	1.1452	1.31	VR(q)	1.1079	0.7831	0.6577	0.784
$Z_1(q)$	3.6130*	1.4043	0.7963	1.1421	$Z_1(q)$	1.7499	-1.8806	-1.8766	-0.7958
$Z_2(q)$	3.6892*	0.918	0.5368	0.8609	$Z_2(q)$	1.7392	-1.1169	-1.1673	-0.5689
Mensais					Mensais				
VR(q)	1.3252	1.5191	1.7796	1.8026	VR(q)	1.1733	1.3022	1.6228	1.7536
$Z_1(q)$	3.7222*	3.1760*	3.0166*	2.0869*	$Z_1(q)$	1.9831*	1.8489	2.4096*	1.9596
$Z_2(q)$	3.5119*	2.9716*	2.9008*	2.0348*	$Z_2(q)$	1.8125	1.7501	2.1826*	1.7518

Câmbio R/US \$						Índice de Commodity					
Retorno	2	4	8	16		Retorno	2	4	8	16	
Diários						Diários					
VR(q)	1.0424	0.994	0.9608	0.959		VR(q)	0.9627	0.9589	0.9519	0.9707	
Z ₁ (q)	2.2248*	-0.1676	-0.696	-0.4891		Z ₁ (q)	-1.9636*	-1.1554	-0.8547	-0.35	
Z ₂ (q)	0.7283	-0.0583	-0.2659	-0.2069		Z ₂ (q)	-1.5595	-0.9136	-0.6629	-0.27	
Semanais						Semanais					
VR(q)	1.1857	1.4037	1.6133	2.0245		VR(q)	1.2089	1.435	1.6483	2.0592	
Z ₁ (q)	4.2620*	4.9540*	4.7593*	5.3430*		Z ₁ (q)	4.7950*	5.3376*	5.0315*	5.5239*	
Z ₂ (q)	2.8736*	3.4479*	3.3565*	3.9159*		Z ₂ (q)	3.5791*	4.1520*	4.0069*	4.4366*	
Quinzenais						Quinzenais					
VR(q)	1.1604	1.05	1.1783	1.2814		VR(q)	1.3101	1.5604	1.9857	2.2128	
Z ₁ (q)	2.6016*	0.433	0.9775	1.0369		Z ₁ (q)	5.0284*	4.8582*	5.4039*	4.4683*	
Z ₂ (q)	3.1227*	0.1786	0.4245	0.5604		Z ₂ (q)	3.4505*	3.4542*	3.9897*	3.5145*	
Mensais						Mensais					
VR(q)	0.9559	1.1032	1.2058	1.0225		VR(q)	1.3404	1.8011	2.0309	1.4975	
Z ₁ (q)	-0.5048	0.6314	0.7964	0.0586		Z ₁ (q)	3.8956*	4.9009*	3.9888*	1.2937	
Z ₂ (q)	-0.1703	0.2616	0.4327	0.0413		Z ₂ (q)	2.1199*	2.7948*	2.5754*	0.9554	

Fonte: Elaboração própria. O teste estático com asterisco indica que a razão da variância é estatisticamente diferente de um, * 5% de significância.

Smith e Ryoo (2003) examinaram a hipótese de passeio aleatório no mercado dos países emergentes europeus (Grécia, Hungria, Polônia, Portugal e Turquia) para o período de 1991 a 1997, utilizando o teste da razão da variância múltipla. Para quatro mercados, a hipótese do passeio aleatório é rejeitada devido à presença de autocorrelação dos retornos. Para o mercado de ações da Turquia, a hipótese de passeio aleatório não foi rejeitada.

Chen (2008) verificou a hipótese de mercado eficiente no mercado cambial europeu no período de 1999 a 2008 ao utilizar o teste de razão da variância, e encontrou que a razão da variância não é estatisticamente diferente de um, o que indica que não se pode rejeitar a hipótese de passeio aleatório. Tal resultado igualmente foi obtido neste artigo, principalmente para dados diários e mensais (Tabela 4). O mercado de câmbio no Brasil também foi estudado por Tabak e Lima (2009), para quem a hipótese de passeio aleatório não pode ser rejeitada no curto prazo, confirmando os resultados obtidos neste artigo para os dados diários e mensais.

Ely (2010) analisou o mercado acionário brasileiro no período de 1995 a 2008 utilizando a série Ibovespa para dados diários e mensais, a partir do teste da razão da variância, em que a hipótese nula não foi rejeitada. Isso sugere que a série Ibovespa segue um passeio aleatório, o que indica que o mercado é eficiente na sua forma fraca. Neste artigo, esse mesmo resultado foi obtido apenas pelos dados diários.

Kim e Shamsuddin (2008) utilizaram os índices de ações dos seguintes países: Hong Kong, Japão, Coreia, Indonésia, Malásia, Filipinas, Twain e Singapura, de 1990 a 2005, considerando dados diários e semanais. Os estudos indicaram que a hipótese de *martingale* não foi rejeitada, antes e depois da crise asiática, para os dados do Japão, Hong Kong e Twain considerando dados semanais. Os autores concluem que os mercados de Hong Kong, Japão, Coreia e Twain são eficientes na sua forma fraca, antes e depois da crise. Os autores encontraram que a eficiência do mercado pode variar com o nível de desenvolvimento do mercado de capitais. Em geral, países emergentes mais avançados (Hong Kong, Japão, Coreia, Singapura, Twain) mostraram eficiência na forma fraca, enquanto que mercados emergentes secundários (Indonésia, Malásia, Filipinas) foram verificados que são ineficientes. Alguns resultados também variaram com a periodicidade dos dados.

Os resultados encontrados por Kim e Shamsuddin (2008) devem ser analisados com atenção quando comparados com os resultados deste artigo, pois é difícil afirmar que existe uma relação entre desenvolvimento do mercado de capitais e hipótese de mercado eficiente. Isso porque, a partir dos dados do Ibovespa diário, a hipótese de passeio aleatório não foi rejeitada para o Brasil, o que indica um mercado eficiente; já para os dados diários do Dow-Jones, a hipótese de passeio aleatório foi rejeitada, o que indica um mercado ineficiente, para o período de 2000 a 2010, principalmente quando se considera a versão mais restrita, a hipótese de passeio aleatório (RW1). Quando são considerados a versão mais geral do passeio aleatório (RW3) e os maiores períodos de defasagens, H_0 é não rejeitada, tanto para o Ibovespa como para o Dow-Jones, o que indica que o mercado é eficiente principalmente para dados quinzenais.

Tabela 5. Teste da razão da variância múltipla para 2000-2010

Dados	Ibovespa	Dow-Jones	R\$/US \$	Ind. <i>Commod.</i>
Diários				
$Z_1(q)$	2.2821***	4.2288*	2.2248	1.9636
$Z_2(q)$	1.5156	2.3874**	0.7283	1.5595
Semanais				
$Z_1(q)$	4.7304*	2.2738***	5.3430*	5.5239*
$Z_2(q)$	3.9658*	1.4994	3.9159*	4.4366*
Quinzenais				
$Z_1(q)$	3.6130*	-1.8806	2.6016**	5.4039*
$Z_2(q)$	3.6892*	1.7392	3.1227*	3.9897*
Mensais				
$Z_1(q)$	3.7222*	2.4096***	0.7964	4.9009*
$Z_2(q)$	3.5119*	2.1826	0.4562	2.7948**

Valores críticos para SMM para nível de significância 10%, 5% e 1% são 2.23, 2.49 e 3.03, respectivamente, * 1% de significância, ** 5% de significância, *** 10% de significância.

Os testes estatísticos baseados na metodologia da razão da variância múltipla de Chow e Denning (1993) são apresentados na tabela 5, na qual se confirmam os resultados obtidos pela razão da variância. Para a série diária Dow-Jones, o mercado não é eficiente, para as outras séries de dados diários, os mercados são eficientes na sua versão mais geral (RW3). Quando é alterada a periodicidade dos dados, os resultados são invertidos.

5. Considerações finais

Neste artigo, foram utilizadas as séries Ibovespa, Dow-Jones, Câmbio Real /US\$ e índice de *commodity* para o período de 2000 a 2010, com diferentes periodicidades (diária, semanal, quinzenal e mensal), em que foram empregados o teste de autocorrelação, o teste de ADF para raiz unitária e dois testes da razão da variância: o da razão da variância convencional (Lo-McKinlay, 1988) e o da razão da variância múltipla (Chow-Denning, 1993), para examinar o processo de passeio aleatório.

Devido à presença de heterocedasticidade das séries financeiras, e como a sua distribuição frequentemente não respeita a hipótese i.i.d., foi utilizada a série de retorno padronizado para estimar o coeficiente de autorrelação. Nela, as estatísticas LB e Port. não rejeitam a hipótese nula, o que sugere que o mercado é eficiente na sua forma fraca, com exceção da série índice de *commodity* mensal. Esses resultados deverão ser analisados com cuidado, porque poderá haver uma relação não linear do retorno com as informações passadas, de forma que haja uma baixa dependência linear.

Com relação ao teste de raiz unitária, os resultados encontrados indicam que a série retorno é estacionária. Dessa forma, não há raiz unitária, o que demonstra que a série não segue um passeio aleatório. Com isso, rejeita-se a hipótese de mercado eficiente. Esses resultados não foram modificados com a alteração da frequência dos dados, e devem ser analisados com atenção, pois o teste de Dickey-Fuller aumentado depende da suposição da normalidade da série do retorno. A presença de uma raiz unitária é uma condição necessária, mas não suficiente para um processo de passeio aleatório.

Os resultados indicaram que o teste da razão da variância para os dados diários, rejeita o processo de passeio aleatório para a série Dow-Jones e não é rejeitado para as outras séries, principalmente quando analisada a hipótese RW3. Contudo, quando a periodicidade é alterada, os resultados são invertidos.

Com relação ao teste da razão da variância para o mercado de câmbio, a hipótese nula, de razão de variância igual a um (mercado eficiente), não é rejeitada para dados diários, mensais e quinzenais, com estatística $Z_2(q)$, principalmente, dadas as maiores defasagem, o que indica que o mercado é eficiente. Quando utilizados dados semanais, a hipótese nula é rejeitada, o que sugere que o mercado não é eficiente. Dessa forma, os testes da razão da variância são bastante sensíveis à periodicidade dos dados. Quando foi considerado o teste da razão da variância múltipla, os resultados não foram muito alterados.

6. Bibliografia

- BODIE, Z.; KANE, A.; MARCUS, A. J. **Fundamentos de Investimentos**. 3. ed. Porto Alegre: Bookman, 2000.
- BRUNI, A. L. “A eficiência informacional do mercado ADRs Brasileiros: Uma análise com teste de autocorrelação, raiz unitária e cointegração.” In **Revista de Gestão e Planejamento**. Salvador, BA, 2004. Jan/Jun. n. 9, p. 53-65.
- CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. **The Econometrics of Financial Markets**. Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1997.
- CECCHETTI, S.; LAM, P. S. “Variance-Ratio Tests: Small-Sample Properties with an Application to International Output Data”. In **Journal of Business & Economic Statistics**, 1994, Apr., Vol. 12, n. 2, p. 177-186.
- CHEN, J. H. “Variance Ratio Tests of Random Walk Hypothesis of the Euro Exchange Rate.” In **International Business & Economics Research Journal**. December, 2008. Vol. 7, N. 12. p. 97-106.
- CHOW, K. V.; DENNING, K. “A simple multiple variance ratio test” In **Journal of Econometrics**. 1993, vol. 58. p. 385-401.
- COLLETAZ, G. “A Simple Multiple Variance-Ratio Test Based on Ranks” <http://www.univ-orleans.fr/deg/masters/ESA/GC/sources/multvarratio.pdf>, acessado em 01/04/2012. Expand version of a talk presented at the XXXV èmes Journées de Statistique, Lyon, June 2003, 17pp.
- CUTHBERTSON, K.; NITZSHE, B. **Quantitative Financial Economics**. 2. ed. John Wiley & Sons Press, 2004.
- DePENYA, F. J.; GIL-ALANA, L. A. “Serial correlation in the Spanish Stock Market.” In **Global Finance Journal**. Elsevier Inc. v. 18, 2007. p. 84-103.
- DEO, R. S.; RICHARDSON, M. “On the Asymptotic Power of the Variance Ratio Test”. In **Econometric Theory**, 2003, vol. 19, pp. 231-239.
- ELY, R. A. “Eficiência no mercado acionário brasileiro: Evidências de um teste automático de razão de variância.” **Dissertação UNB**. 2010. 52pp.

- ELY, R. A. "Returns Predictability and Stock Market Efficiency in Brazil". In **Rev. Bras. Finanças**, Rio de Janeiro, RJ, 2011, dezembro, vol. 9, No. 4, pp. 571-584.
- FAMA, E. "The behaviour of stock market prices." In **The Journal of Business**. The University of Chicago Press, Chicago 1965. vol. 38, p.34-105.
- FARIAS, A. E. "**Teste da Hipótese de Caminho Aleatório no Brasil e nos Estados Unidos.**" **Dissertação, UFSM**. Rio Grande do Sul, 2009. 90p.
- GAIO, L. E.; ALVES, K. L.; F., PIMENTA JÚNIOR, T. "O mercado acionário brasileiro do novo milênio: um teste de eficiência." **Brazilian Business Review (BBR)** Vitória ES. 2009. vol. 6, n.3, setembro-dezembro. p. 231-246.
- GILMORE, C. G.; McMANUS, G. "Random-Walk and Efficiency Tests of Central European Equity Markets." In **Managerial Finance**. Vol.29. n. 4, 2003. pp.42-61.
- GOURIEROUX, C.; JASIAK, J. **Financial Econometrics: Problems, Models and Methods**. Princeton University Press, 2001, 513pp.
- GUIDI, F.; GUPTA, R. "Are ASEAN stock market efficient ? Evidence from univariate and multivariate ratio tests." In **GRIFFITH Business School, Discussion Paper**, n.13, 2011. 18 p.
- KIM, J. H.; SHAMSUDDIN, A. "Are Asian Stock Markets efficient ? Evidence from new multiple variance ratio tests." In **Journal of Empirical Finance**. Elsevier Inc. 2008. vol. 15, p. 518-532.
- LEROY, S. F. "Efficient Capital Markets and Martingales." In **Journal of Economic Literature**. 1989. Dec, vol. 27, n. 4. pp. 1583-1621.
- LIU, T. "Stock Market Development and Market Efficiency on China Stock Market". In **Journal of Chinese Economics and Finance**, 2011, Issue 3. pp. 5-14.
- LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. "Stock markets prices do not follow random walks: Evidence from specification test." In **The Review of Financial Studies**. Oxford University Press. 1988 vol. 1. p. 41-66.
- LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. "The size and power of the variance ratio test in finite samples – a Monte Carlo investigation." In **Journal of Econometrics**. North Holland Press. 1989. vol. 40, p. 203-238.
- LO, A. W. "Efficient Markets Hypothesis". In: BLUME, L. E.; DURLAF, S. N. **The New Palgrave: A Dictionary of Economics**. 2. ed. New York: Palgrave McMillan, 2007.
- LUGER, R. "Exact non-parametric test for a random walk with unknown drift under conditional heteroscedasticity". In **Journal of Econometrics**, 2003, vol. 115, pp. 259-276.
- NICOLAU, J. **Econometria Financeira**. ISEG/UTL e CEMAPRE. Fevereiro. 2011. 447 pp. http://pascal.iseg.utl.pt/~nicolau/myHP/manual_EF.pdf (acesso 08/2011).
- OKPARA, G. C. "Stock market prices and the random walk hypothesis: Further evidence from Nigeria." In **Journal of Economics and International Finance**. Academic Journal Press vol. 2, n. 3, March. 2010. p.49-57.
- PAN, M. S.; KAM, C. C.; FOK, R. C. W. "Do currency futures prices follow random walks?" In **Journal of Empirical Finance**. Elsevier Inc. 1997. vol. 4, p. 1-15.
- RUPPERT, D. **Statistics and Finance – An Introduction**. New York. Springer Press, 2004.
- SAMUELSON, P. A. "Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly" In **Industrial Management Review**. Spring, 1965. 6:2, pp. 41-49.
- SANTOS, A. A. P.; COSTA JÚNIOR, N. C. A.; SILVEIRA, J. S. T. "Ganhos de eficiência e a hipótese do caminho aleatório nos mercados futuro e de ações do Brasil na década de 90." In **Alcance**. Itajaí, SC. Univali. 2003. vol. 9, n. 1, janeiro-abril. p. 37-62.

SMITH, G.; RYOO, H. J. "Variance ratio tests of the random walk hypothesis for European emerging stock markets." In **The European Journal of Finance**. Taylor and Francis Press. 2003. vol. 9, pp. 290-300.

STOLINE, M. R.; URY, H. K. "Tables of the Studentized Maximum Modulus Distribution and an Application to Multiple Comparisons Among Mean." In **Technometrics**. vol. 21, n.1, February, 1979. p.87-93.

TABAK, B. M.; LIMA, E. J. A. "Market efficiency of Brazilian Exchange rate: Evidence from variance ratio statistics and technical trading rules." In **European Journal of Operational Research**. Elsevier Press. 2009. vol. 194. pp. 814-820.

TABAK, B. M.; STAUB, R. B. "Persistence and mean reversion: analyzing sector indices for Brazil". In **Economia Aplicada**, São Paulo, 2006, Abril-Junho, vol. 10, n. 2, p. 193-201.

TAYLOR, S. J. **Asset Price Dynamics, Volatility, and Prediction**. Princeton, New Jersey. Princeton University Press, 2005, 523pp.

TORRES, R.; BONOMO, M.; FERNANDES, C. "A aleatoriedade do Passeio na Bovespa: Testando a Eficiência no Mercado Acionário Brasileiro." In **Revista Brasileira de Economia**. 2002. vol. 56, n.2. p. 199-1247.

TSE, Y. K.; ZHANG, X. B. "The variance ratio test test with stable paretian erros". In **Journal of Time Series Analysis**. 2002, vol. 23, Issue 1. pp. 117-126.

WRIGHT, J. "Alternative variance-ratio tests using ranks and signs". In **Journal of Business and Economics Statistics**, 2000, vol. 18, n. 1. pp. 1-9.

ANEXOS

A) Testes de Raiz Unitária

Anexo A1: Teste de raiz unitária Dickey Fuller Aumentado (ADF) com constante e sem tendência: dados semanais (2000-2010)

Def.	Ibovespa		Dow_Jones		Câmbio		Commodity	
	Nível	1 dif	Nível	1 dif	Nível	1 dif	Nível	1 dif
1	-0.2372	-13.9943**	-2.3127	-15.4759**	-1.1668	-14.4187**	-1.0037	-13.9980**
2	-0.2919	-10.6963**	-2.2984	-13.0918**	-1.2200	-10.6296**	-0.9345	-11.0847**
3	-0.4719	-10.2689**	-2.1977	-12.5572**	-1.4302	-10.3503**	-1.0366	-10.4951**
4	-0.3696	-8.6596**	-1.9873	-9.9004**	-1.3107	-9.4223**	-0.9637	-8.8608**
5	-0.4220	-8.8150**	-2.1952	-9.9685**	-1.3254	-8.5597**	-1.0530	-8.2953**
6	-0.3385	-8.4853**	-1.9870	-9.0261**	-1.3380	-7.0603**	-1.0305	-7.6433**
7	-0.3090	-7.5551**	-2.0162	-8.6846**	-1.5429	-5.9795**	-1.0399	-6.8676**
8	-0.3310	-7.8190**	-1.9361	-8.1499**	-1.8061	-6.2404**	-1.0203	-6.4026**
9	-0.2642	-6.9525**	-1.9358	-8.0590**	-1.6657	-6.0023**	-1.1299	-5.6758**
10	-0.3166	-6.6581**	-1.8411	-7.5190**	-1.6714	-6.2585**	-1.2795	-5.7077**

Fonte: Elaboração própria.

Valor crítico ADF 1% = -3.43; Valor crítico ADF 5% = -2.86;*: significativo a 5%;**: significativo a 1%, def: número de defasagem, 1 dif: primeira diferença.

Anexo A2: Teste de raiz unitária Dickey Fuller Aumentado (ADF) com constante e sem tendência: dados quinzenais (2000-2010)

Def.	Ibovespa		Dow_Jones		Câmbio		Commodity	
	Nível	1 dif	Nível	1 dif	Nível	1 dif	Nível	1 dif
1	-0.5362	-12.4590**	-2.9078	-15.5358**	-1.6508	-13.6994**	-1.0158	-9.9142**
2	-0.2511	-9.5070**	-1.9982	-11.2582**	-1.2124	-8.7759**	-0.9871	-7.8803**
3	-0.2998	-8.4216**	-1.9640	-10.4189**	-1.4816	-8.1242**	-1.0315	-6.4665**
4	-0.2456	-7.2850**	-1.7223	-8.2046**	-1.4220	-6.3941**	-1.0859	-5.7090**
5	-0.2675	-6.5214**	-1.8358	-7.4567**	-1.6352	-5.9686**	-1.2736	-5.1142**
6	-0.3676	-5.9850**	-1.7796	-5.6251**	-1.6148	-5.1932**	-1.3992	-5.0455**
7	-0.4381	-5.1152**	-2.1005	-4.8432**	-1.7016	-4.6209**	-1.3099	-4.5136**
8	-0.5725	-5.1570**	-2.2846	-4.0292**	-1.8051	-4.5833**	-1.2961	-4.5255**
9	-0.5509	-4.3540**	-2.6169	-4.0135**	-1.7089	-4.2413**	-1.1814	-4.5310**
10	-0.5663	-4.3322**	-2.5578	-4.1051**	-1.8208	-4.2728**	-1.1277	-4.5768**

Fonte: Elaboração própria.

Valor crítico ADF 1% = -3.43; Valor crítico ADF 5% = -2.86;*: significativo a 5%;**: significativo a 1%, def: número de defasagem, 1 dif: primeira diferença.

Anexo A3: Teste de raiz unitária Dickey Fuller Aumentado (ADF) com constante e sem tendência: dados mensais (2000-2010)

Def.	Ibovespa		Dow_Jones		Câmbio		Commodity	
	Nível	1 dif	Nível	1 dif	Nível	1 dif	Nível	1 dif
1	-0.4511	-7.5812**	-0.5888	-6.9491**	-1.6150	-6.9860**	-0.2768	-7.5737**
2	-0.2795	-5.5835**	-0.4330	-4.9258**	-1.7208	-4.7147**	-0.0603	-5.5157**
3	-0.5701	-5.1043**	-0.6826	-5.3325**	-1.8619	-3.6090**	-0.2468	-4.5444
4	-0.5971	-4.3057**	-0.1540	-3.8930**	-1.9242	-3.2629*	-0.0769	-3.4310*
5	-0.5313	-4.2122**	-0.4503	-3.6831**	-1.9743	-3.3875*	-0.2372	-3.1790*
6	-0.4697	-3.9380**	-0.3684	-3.1330*	-1.9010	-4.5225**	-0.2892	-3.0088*
7	-0.4480	-4.3778**	-0.5714	-2.9517*	-0.7132	-4.0319**	-0.1986	-3.3417**
8	-0.2495	-4.0818**	-0.4826	-2.4793	-1.8584	-3.2391	0.1022	-3.2250*
9	-0.3667	-3.5478**	-0.5381	-2.0674	-1.6120	-2.6901	0.1035	-2.4145
10	-0.4976	-2.9804*	-0.7496	-2.3449	-1.6232	-2.3487	-0.2051	-2.0022

Fonte: Elaboração própria.

Valor crítico ADF 1% = -3.43; Valor crítico ADF 5% = -2.86;*: significativo a 5%;**: significativo a 1%, def: número de defasagem, 1 dif: primeira diferença.