

TESTES DE QUOCIENTE DE VARIÂNCIA DO CAMINHO ALEATÓRIO NOS ÍNDICES SETORIAIS BRASILEIROS

VARIANCE RATIO TESTS OF THE RANDOM WALK IN THE BRAZILIAN SECTORIAL INDEXES

MARCELO BRUTTI RIGHI
marcelobrutti@hotmail.com

PAULO SERGIO CERETTA
ceretta10@gmail.com

RESUMO

O presente trabalho possui como objetivo testar a hipótese de caminho aleatório nos índices setoriais da BM&F/Bovespa através da utilização de testes de quociente de variância. Para tanto, são utilizadas cotações diárias dos índices setoriais correspondentes ao período de 03/01/2008 a 30/08/2011, totalizando 880 observações. Os resultados obtidos permitem concluir que existe um padrão entre os setores, que é a rejeição da hipótese de caminho aleatório nos testes que consideram defasagens isoladas e não rejeição dos testes que consideram as defasagens conjuntamente. Entretanto, o setor imobiliário rejeita a hipótese de caminho aleatório em todos os tipos de teste, revelando que houve oportunidade de arbitragem.

Palavras-chave: eficiência, quociente de variância, caminho aleatório, índices setoriais, mercado brasileiro.

ABSTRACT

This study aims to evaluate the hypothesis of random walk in the sector indexes of the BM&F/Bovespa through the use of variance ratio tests. For this purpose, we used daily prices of the sector indexes for the period from 03/01/2008 to 30/08/2011 totaling 880 observations. The results allow concluding that there is a pattern among the sectors, which is to reject the hypothesis of random walk for tests that consider lags singly and not to reject the tests that jointly consider the lags. However, the real estate industry rejects the hypothesis of random walk in all types of tests, revealing that there was arbitrage opportunity.

Keywords: efficiency, variance ratio, random walk, sector indices, Brazilian market.

INTRODUÇÃO

A previsibilidade do mercado de ações tem sido alvo constante de estudos desenvolvidos pelos pesquisadores da área financeira. Esse fato é alavancado pela possibilidade de arbitragem que traria como consequência ganhos anormais. Não obstante, através de diversas metodologias que foram de-

envolvidas com o decorrer do tempo, foram identificados ativos com comportamento previsível, em algum grau, em diferentes segmentos da economia. Entretanto, existe uma gama de estudos na área de finanças destacando que os mercados não possuem previsibilidade o suficiente para fornecer ganhos acima da média.

Nesse sentido, de acordo com Fama (1970), 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 das informações passadas. 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.

Com base nessa perspectiva, foram realizados diversos estudos acerca da hipótese de caminho aleatório (Lo e MacKinlay, 1988; Liu e He, 1991; Blasco *et al.*, 1997; Ojah e Karemera, 1999; Karemera *et al.*, 1999; Chang *et al.*, 2004; Cheong, 2008). Não obstante, de acordo com Al-Khazali *et al.* (2007), como ferramentas para testar a hipótese do caminho aleatório salientam-se os testes de quociente de variâncias de Lo e MacKinlay (1988) e de Chow e Denning (1993).

Dessa forma, o presente estudo possui como objetivo fundamental testar a hipótese de caminho aleatório nos índices setoriais da Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&F/Bovespa), através da utilização de testes de quociente de variância. Para tanto, serão coletados dados referentes às cotações diárias dos índices setoriais de Consumo (ICON), Energia Elétrica (IEE), Indústria (INDX), Imobiliário (IMOB), Financeiro (IFNC) e Telecomunicações (ITEL), correspondentes ao período de 03/01/2008 a 30/08/2011, totalizando 880 observações. Estes índices representam setores econômicos de ações que são frequentemente utilizadas para estratégias de proteção, bem como alavancagem de ganhos. Desta forma, caso haja a possibilidade de arbitragem nestes setores, a eficácia de tais estratégias estaria comprometida.

Apesar de alguns estudos já terem verificado a hipótese de caminho aleatório no mercado brasileiro de forma geral, como Torres *et al.*, (2002) e Tabak (2003), nenhuma verificação individual dos setores foi realizada. Portanto, a principal contribuição do artigo é a de apresentar informação específica de cada setor no que tange a sua previsibilidade e eficiência em incorporar informações.

Brevemente, cabe comentar que os resultados obtidos permitem concluir que existe um padrão entre os setores, que é a rejeição da hipótese de caminho aleatório nos testes que consideram defasagens isoladas e não rejeição dos testes que consideram as defasagens conjuntamente. Entretanto, o setor imobiliário rejeita a hipótese de caminho aleatório em todos os tipos de teste, revelando que houve oportunidade de arbitragem.

O restante deste trabalho está estruturado da seguinte maneira: a próxima seção apresenta o aporte teórico acerca da Hipótese de Eficiência de Mercado, referenciando obras relevantes desse tema, assim como testes de quociente de variância. A seção seguinte contém os aspectos metodológicos da presente pesquisa, apresentando o delineamento dos dados, de forma a expor os índices setoriais presentes nesta pesquisa. Os resultados e sua análise são discutidos na sequência. fim, são apresentadas as considerações finais do estudo.

REFERENCIAL TEÓRICO

A hipótese de eficiência do mercado é, certamente, uma das proposições mais debatidas em economia e finanças, pois trata de um assunto importante na área, o comportamento dos preços dos ativos. Proposta inicialmente, de forma informal, por Samuelson (1965) e desenvolvida por Fama (1965), tal hipótese estabelece que o preço de um ativo reflete completamente as informações e as expectativas de todos participantes no mercado e que seu comportamento futuro é imprevisível. Toda informação no mercado é processada racionalmente, no sentido de que informações relevantes não são descartadas e erros sistemáticos não são cometidos.

Nesse sentido, Brealey *et al.* (2002) destacam que mercados de capitais eficientes, como aqueles nos quais os preços de títulos rapidamente, refletem todas as informações relevantes sobre os valores dos ativos. A definição vai ainda mais além: se os mercados de capitais forem eficientes, todos os títulos serão justamente precificados à luz das informações disponíveis aos investidores. Não obstante, Ceretta (2001) enfatiza que uma vantagem comparativa para um investidor só é possível pela posse de diferentes informações que não estejam completamente refletidas nos preços das ações. Desta forma, conforme Jensen (1978), um mercado é eficiente relativo a um conjunto de informações se for impossível obter lucro econômico através de negociações com base em tais informações.

Os estudos mais difundidos quanto à teoria de mercado eficiente são de Roberts (1967) e Fama (1970). Neste último, a eficiência de mercado foi classificada em três tipos: forte, semiforte e fraca. Assim sendo, conforme Bodie *et al.* (2010), os critérios adotados pelos autores levaram em consideração o poder da informação para previsões de mercado, a intensidade de variação de acordo com o nível de informação e os reflexos nos preços dos ativos.

Um mercado caracterizado como eficiente na forma forte deve ter os preços dos ativos refletindo todos os tipos de informação, sejam esses disponíveis ou indisponíveis a todos os investidores. Já a eficiência do tipo semiforte leva em consideração que, nos preços dos ativos, esteja incorporado as informações disponíveis para avaliação e toda a informação pública. As informações disponíveis para avaliação podem ser, por exemplo, demonstrações contábeis, planos financeiros, entre outras. Além disso, é necessário que a eficiência semiforte englobe as características do nível fraco de eficiência (Bodie *et al.*, 2010; Ross *et al.*, 2008).

A forma fraca de eficiência de mercado é baseada em informações passadas, como as séries históricas dos preços dos ativos. Segundo Ceretta (2001), sob essa hipótese, o estudo do comportamento histórico das taxas de retorno das ações em nada poderá contribuir para a definição de estratégias de mercado pelo investidor que quer garantir retornos anormais.

Com base nessa ótica, é possível representar economicamente a hipótese de eficiência de mercado como um

passeio aleatório (Ross *et al.*, 2008). O passeio aleatório pode ser apresentado como na formulação (1)

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

Na formulação (1), P_t é o preço de determinado ativo no período t ; α é uma constante; ε_t é o termo de resíduo, independente e identicamente distribuído com médio zero e variância finita, isto é, um ruído branco. Nesse sentido, as pesquisas que investigam a presença ou a ausência de indícios que apontem se determinada série temporal segue um caminho aleatório têm utilizado, em grande parte, os testes de quociente de variâncias.

ASPECTOS METODOLÓGICOS

DELINEAMENTO

Inicialmente, serão calculados os retornos dos índices setoriais através da diferença do logaritmo dos índices.

Primeiramente, serão analisadas as estatísticas descritivas de tais retornos. Em seguida, visando verificar a hipótese de eficiência de mercado nos índices setoriais pertencentes à BM&F/Bovespa, serão empregues os testes estatísticos de quociente de variância apresentados anteriormente no referencial teórico. Para essa finalidade, foram coletados dados representantes do nível dos índices em pontos para estimação dos retornos compreendidos entre as datas de 03/01/2008 a 30/08/2011, totalizando 880 observações. A escolha desse intervalo de tempo se deu pela necessidade de obter o mesmo número de dias de negociação para cada índice, na intenção de evitar qualquer tipo de viés temporal, coletando dados que se iniciam com o índice mais recentemente implementado pela BM&F/Bovespa.

TESTES DE QUOCIENTE DE VARIÂNCIA

O trabalho pioneiro, de acordo com Hoque *et al.* (2007), sobre testes de quociente de variâncias foi 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 desse 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. O teste proposto por Lo e Mackinlay (1988) é exposto na formulação (2).

$$VR(y; k) = \left\{ \frac{1}{Tk} \sum_{i=k+1}^T (y_i + \dots + y_{i-k} - k\hat{\mu})^2 \right\} \div \left\{ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{\mu})^2 \right\} \quad (2)$$

Na formulação (3), y_t corresponde à observação de uma série temporal no instante t ; $\hat{\mu} = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_t$; k é o número de defasagens utilizadas; T é o número de observações da série temporal. Lo e Mackinlay (1988) mostram que se y_t é *i.i.d.*, então, o teste estatístico $M_1(y, k)$, representado pela formulação (3), segue assintoticamente a distribuição normal padrão. Entretanto, tal suposição não se mantém quando y_t apresenta heteroscedasticidade condicional (Azad, 2009). Visando contornar essa dificuldade, Lo e Mackinlay (1988) propõem um teste estatístico robusto. O teste $M_2(y, k)$ está representado matematicamente pela formulação (4).

$$M_1(y, k) = [VR(y; k) - 1] \times \left[\frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT} \right]^{-\frac{1}{2}} \quad (3)$$

$$M_2(y, k) = [VR(y; k) - 1] \times \left\{ \sum_{j=1}^{k-1} \left[\frac{2(k-j)}{k} \right]^2 \delta_j \right\}^{-\frac{1}{2}} \quad (4)$$

Na formulação (5), $\delta_j = \left\{ \sum_{t=j+1}^T (y_t - \hat{\mu})^2 (y_{t-j} - \hat{\mu})^2 \right\} \div \left\{ \left[\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{\mu}) \right]^2 \right\}$.

A dificuldade de interpretação dos testes M_1 e M_2 é que os resultados podem ser conflitantes para diversos valores de k . Visando contornar essa questão, Chow e Denning (1993) propuseram o quociente de variâncias múltiplas (*multiple variance ratio test*). Tal teste implica, segundo seus autores, uma modificação do teste de Lo e MacKinlay (1988), onde é possível verificar, ao mesmo tempo, se todos os quocientes de variância são iguais a 1. Esse teste, segundo Hoque *et al.* (2007), baseia-se na ideia de que a decisão com relação à hipótese nula pode ser baseada no valor máximo absoluto das estatísticas de quociente de variâncias individuais. O teste de Chow e Denning (1993) é apresentado na formulação (5).

$$MV(y; k) = \sqrt{T} \max_{1 \leq i \leq m} |M(y; k_i)| \quad (5)$$

Na formulação (6), $MV(y; k)$ representa o teste estatístico de quociente de variância individual para o período k_i ; T é o número total de observações da série temporal analisada.

Posteriormente, 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 essas 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). Dessa forma, Wright (2000) propôs os testes de postos R_1 e R_2 , representados pelas formulações (6) e (7), e o testes de sinal S_1 , exposto na formulação (8), como alternativa aos testes M_1 e M_2 , propostos por Lo e Mackinlay (1988).

$$R_1(k) = \left[\frac{(1/Tk) \sum_{t=k+1}^T (r_{1,t} + \dots + r_{1,t-k})^2}{(1/T) \sum_{t=1}^T r_{1,t}^2} - 1 \right] \times \left[\frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT} \right]^{-\frac{1}{2}} \quad (6)$$

$$R_2(k) = \left[\frac{(1/Tk) \sum_{t=k+1}^T (r_{2,t} + \dots + r_{2,t,k})^2}{(1/T) \sum_{t=1}^T r_{2,t}^2} - 1 \right] \times \left[\frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT} \right]^{-\frac{1}{2}} \quad (7)$$

A diferença crucial entre os testes de $r_{1,t} = r(y_t) - \left[\frac{T+1}{2} \sqrt{\frac{(T+1)(T-1)}{12}} \right]$ quociente de variância baseado em postos R_1 e R_2 se dá pelo cálculo das variáveis integrantes do modelo. Assim, em (6) e (7), e $r_{2,t} = \varnothing^{-1} [r(y_t) / (T+1)]$, onde $r(y_t)$ é o posto de y_t ; \varnothing é a função cumulativa da distribuição normal padrão. O teste de quociente de variância, baseado nos sinais dos retornos, é exibido na formulação (8).

$$S_1(k) = \left[\frac{(1/Tk) \sum_{t=k+1}^T (s_t + \dots + s_{t,k})^2}{(1/T) \sum_{t=1}^T s_t^2} - 1 \right] \times \left[\frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT} \right]^{-\frac{1}{2}} \quad (8)$$

Na formulação (8), $s_t = u(y_t, 0)$, onde $u(x_t, 0) = 1$ se $y_t > 0$, e 0 se $y_t \leq 0$. Sob a suposição de que y_t é gerado por uma sequência diferenciada *martingale*, s_t é uma sequência *i.i.d.* com média zero de variância unitária, que assume valores 1 e -1 com igual probabilidade de 0,5.

Corroborando com esse raciocínio, Belaire-Franch e Contreras (2004) enfatizam que é possível estender a ideia por trás do teste de Chow e Denning (1993) para os testes de postos e sinais de Wright (2000) que testam a hipótese nula conjunta de que $VR(y_i; k) = 1$, $i=1, 2, \dots, m$, contra a alternativa de $VR(y_i; k) \neq 1$, para algum i . Sendo assim, as formulações (9), (10), (11) apresentam os testes conjuntos de quociente de variância de Wright.

$$JR_1 = \max_{1 \leq i \leq m} |R_1(k_i)| \quad (9)$$

$$JR_2 = \max_{1 \leq i \leq m} |R_2(k_i)| \quad (10)$$

$$JS_1 = \max_{1 \leq i \leq m} |S_1(k_i)| \quad (11)$$

Visando lidar com problemas como correlação serial e heteroscedasticidade condicional, Chen e Deo (2006) propõem um teste de quociente de variância para grandes horizontes de tempo, com o objetivo de testar a hipótese nula conjunta de que $VR(y_i; k) = 1$, $i=1, 2, \dots, m$, contra a alternativa de $VR(y_i; k) \neq 1$, para algum i . Assim sendo, conforme o procedimento de Chen e Deo (2006), deve-se rejeitar a hipótese nula de caminho aleatório se, de maneira simultânea:

$$\sum_{i=1}^n [VRP(y_i; k) - 1] < 0 \text{ e } QP_n > \chi_{n, 2\alpha}^2 \quad (12)$$

Na formulação (12), $VRP(y_i; k) = Var(\sum_{i=1}^k \varepsilon_i) / k(Var(\varepsilon_1))$, ε_i é definido como em (1); QP_n é a forma quadrática das estatísticas $VRP(y_i; k)$, seguindo a distribuição de qui-quadrado (χ^2).

ÍNDICES SETORIAIS

Compondo a amostra do presente artigo, os índices da BM&F/Bovespa são indicadores de desempenho de um

conjunto de ações, ou seja, mostram a valorização de um determinado grupo de papéis ao longo do tempo. Os preços das ações podem variar influenciados por fatores relacionados à empresa ou por fatores externos, como o crescimento do país, do nível de emprego e da taxa de juros, etc. Assim, as ações de um índice podem apresentar um comportamento diferente no mesmo período, podendo ocorrer valorização ou, ao contrário, desvalorização.

Com base nessa ótica, serão apresentados os índices da BM&F/Bovespa que integram o presente estudo, enfatizando suas características principais bem como seu nível é calculado. Tais informações estão baseadas nos documentos oficiais, disponíveis no *site* oficial da BM&F/Bovespa (BM&F/Bovespa, 2010). Cumpre ressaltar que companhias que estejam sob regime de recuperação judicial, processo falimentar, situação especial, ou ainda que tenham sofrido ou estejam sob prolongado período de suspensão de negociação não integrarão os índices expostos. Para computação dos índices setoriais, é empregado um indicador de negociabilidade (IN), que visa mensurar a participação de cada ação nas carteiras teóricas, e a fórmula de cálculo dos índices, que objetiva quantificar seu nível (BM&F/Bovespa, 2010). As formulações (13) e (14) representam, respectivamente, o indicador de negociabilidade e a fórmula de cálculo dos índices setoriais.

$$IN = \sqrt{\frac{n_i \times v_i}{N \times V}} \quad (13)$$

Em (13), n_i é o número de negócios com a ação i no mercado à vista (lote-padrão); N é o número total de negócios à vista na BM&F/Bovespa; v_i volume financeiro gerado pelos negócios com a ação i no mercado à vista; V é o volume financeiro total do mercado à vista da BM&F/Bovespa; e IN é o indicador de negociabilidade.

$$\text{Índice}_t = \frac{\sum_{i=1}^n Q_{i,t-1} P_{i,t}}{\sum_{i=1}^n Q_{i,t-1} P_{i,t-1}} \quad (14)$$

Em (14), n é o número de ações integrantes da carteira teórica do índice; $Q_{i,t}$ é a quantidade teórica da ação i disponível à negociação no dia t ; $P_{i,t}$ é o preço da ação i no fechamento do dia t .

ÍNDICE SETORIAL DE TELECOMUNICAÇÕES

A BM&F/Bovespa considera que, decorridos alguns anos da cisão e da privatização da Telebrás (efetuada em julho de 1998), o setor de Telecomunicações já concluiu a maior parte das reestruturações acionárias que eram esperadas como etapa seguinte à privatização, já permitindo, dessa forma, a mensuração consistente da negociação das empresas desse importante setor.

Dessa forma, foi criado o Índice Setorial de Telecomunicações (ITEL), que tem por objetivo oferecer uma visão segmentada do mercado acionário, medindo o comportamento

do setor de Telecomunicações. O índice inclui tanto ações de empresas de telefonia fixa quanto de empresas de telefonia celular listadas na BM&F/Bovespa. Tendo essa consistência em vista, a BM&F/Bovespa fixou a base de 1.000 pontos do ITEL para a data de 30 de dezembro de 1999, quando então as empresas resultantes da cisão da Telebrás já estavam sendo negociadas há aproximadamente um ano.

Não obstante, para compor o ITEL, é necessário ter participação em termos de volume financeiro superior a 0,01% do volume do mercado à vista da BM&F/Bovespa nos últimos doze meses, obter participação em termos de presença em pregão superior a 80% nos últimos doze meses, e apresentar valor mínimo de valor de mercado das ações em circulação de R\$ 20 milhões. A mesma empresa pode ter mais de uma ação participando do índice, desde que cada ação atenda isoladamente aos critérios de inclusão (BM&F/Bovespa, 2010).

ÍNDICE DE ENERGIA ELÉTRICA

O Índice de Energia Elétrica (IEE) tem por objetivo oferecer uma visão fragmentada do mercado acionário, medindo o comportamento do setor de energia elétrica. O IEE é composto pelas ações das empresas mais representativas do setor de energia elétrica listadas na BM&F/Bovespa, que têm igual peso na carteira teórica do índice. Essas ações devem atender alguns critérios de inclusão.

Assim sendo, pertencem à carteira do índice as ações que possuem participação em termos de volume financeiro igual a, no mínimo, 0,01% do volume do mercado à vista da BM&F/Bovespa nos últimos doze meses, tiverem sido negociadas em, no mínimo, 80% do total de pregões do período, e que tenham apresentado, no mínimo, 2 negócios/dia em pelo menos 80% dos pregões em que foram negociadas. Uma empresa participa da carteira somente com seu tipo mais líquido de ação, aquele que apresentar o maior indicador de negociabilidade no período (BM&F/Bovespa, 2010).

ÍNDICE DO SETOR INDUSTRIAL

Fruto de um convênio entre a FIESP e a BM&F/Bovespa, o Índice do Setor Industrial (INDX) foi desenvolvido com o objetivo de medir o desempenho das ações mais representativas do setor industrial, importante segmento da economia brasileira. Sua carteira teórica é composta pelas ações mais representativas da indústria, que são selecionadas entre as mais negociadas na BM&F/Bovespa em termos de liquidez e são ponderadas na carteira pelo valor de mercado das ações disponíveis à negociação.

Integrarão a carteira do INDX as ações que tiverem sido emitidas por empresas classificadas em um dos subsegmentos do setor industrial com registro de negociação na BM&F/Bovespa, forem uma das 150 ações com maior indicador de negociabilidade apurados nos doze meses anteriores à forma-

ção da carteira, e tiverem sido negociadas em, pelo menos, 70% dos pregões ocorridos nos doze meses anteriores à formação da carteira (BM&F/Bovespa, 2010).

ÍNDICE DE CONSUMO

O Índice BM&F/Bovespa de Consumo (ICON) almeja proporcionar uma visão setorial do mercado acionário, medindo o comportamento das ações das empresas representativas dos setores de consumo cíclico e não-cíclico. As ações componentes são selecionadas por sua liquidez, e são ponderadas, nas carteiras, pelo valor de mercado das ações disponíveis à negociação.

Não obstante, o ICON é composto pelas empresas listadas na BM&F/Bovespa mais representativas dos setores de consumo cíclico e não-cíclico que atendem aos critérios de inclusão descritos a seguir.

Dessa forma, são incluídas, na carteira do índice, as ações que obtêm inclusão em uma relação de ações cujos índices de negociabilidade somados representem 98% do valor acumulado de todos os índices individuais nos últimos doze meses antes da formação da carteira e que possuem participação em termos de presença em pregão igual ou superior a 95% no período (BM&F/Bovespa, 2010).

A mesma empresa pode ter mais de uma ação participando da carteira, desde que cada ação atenda isoladamente aos critérios de inclusão. Empresas com menos de doze meses de listagem somente são elegíveis se tiverem mais de seis meses de negociação, e se apresentarem, no mínimo, 95% de presença em pregão nos últimos seis meses do período de análise.

ÍNDICE IMOBILIÁRIO

O Índice BM&F/Bovespa Imobiliário (IMOB) visa oferecer uma visão direcionada do mercado acionário, medindo o comportamento das ações das empresas representativas dos setores da atividade imobiliária compreendidos por construção civil, intermediação imobiliária e exploração de imóveis. As ações componentes são selecionadas por sua liquidez, e são ponderadas, nas carteiras, pelo valor de mercado das ações disponíveis à negociação.

O IMOB é composto pelas empresas listadas na BM&F/Bovespa mais representativas dos seguintes setores do ramo imobiliário: construção civil, intermediação imobiliária e exploração de imóveis, que estejam incluídas em uma relação de ações cujos índices de negociabilidade somados representem 98% do valor acumulado de todos os índices individuais, e que obtenham participação em termos de presença em pregão igual ou superior a 95% no período (BM&F/Bovespa, 2010).

A mesma empresa pode ter mais de uma ação participando da carteira, desde que cada ação atenda isoladamente aos critérios de inclusão. Empresas com menos de doze meses de listagem somente são elegíveis se tiverem mais de seis meses

de negociação, e se apresentarem, no mínimo, 95% de presença em pregão nos últimos seis meses do período de análise.

ÍNDICE FINANCEIRO

O Índice BM&F/Bovespa Financeiro (IFNC) tem como meta proporcionar uma visão focalizada do mercado acionário, medindo o comportamento das ações das empresas representativas dos setores de intermediários financeiros, serviços financeiros diversos e previdência e seguros. As ações componentes são selecionadas por sua liquidez e são ponderadas, nas carteiras, pelo valor de mercado das ações disponíveis à negociação.

São incluídas, na carteira do índice, as ações que atenderem aos seguintes critérios, com base nos doze meses anteriores: (i) inclusão em uma relação de ações cujos índices de negociabilidade somados representem 98% do valor acumulado de todos os índices individuais; (ii) participação em termos de presença em pregão igual ou superior a 95% no período (BM&F/Bovespa, 2010).

A mesma empresa pode ter mais de uma ação participando da carteira, desde que cada ação atenda isoladamente aos critérios de inclusão. Empresas com menos de doze meses de listagem somente são elegíveis se tiverem mais de seis meses de negociação, e se apresentarem, no mínimo, 95% de presença em pregão nos últimos seis meses do período de análise.

ANÁLISE DOS RESULTADOS

Com base no nível diário em pontos dos índices setoriais da BM&F/Bovespa, foram calculados os log-retornos. Em seguida, foram calculadas as estatísticas descritivas desses

retornos. Os resultados obtidos para essa primeira análise são expostos na Tabela 1.

É possível verificar, com base nos resultados da Tabela 1, que o índice setorial com o maior retorno médio no período estudado é o de Energia Elétrica. Entretanto, tomando como base a mediana, o índice com maior rentabilidade média é o Industrial. Não obstante, o setor Imobiliário obteve os maiores valores para variância e, por consequência, desvio-padrão. Ainda com base nas estatísticas descritivas da Tabela 1, verifica-se que os log-retornos dos índices setoriais possuem assimetria positiva para todos os índices, exceto para o setor industrial, e curtose plactocúrtica. Esse padrão dos retornos dos índices setoriais é exposto visualmente por meio dos gráficos *box-plot*, exibidos na Figura 1. Os gráficos *box-plot* presentes na Figura 1 evidenciam assimetria e curtose dos retornos. Também é pertinente verificar a presença de observações atípicas (*outliers*).

Complementando a análise inicial das características estatísticas básicas das séries temporais compostas pelos log-retornos dos índices setoriais da BM&F/Bovespa, são expostos, na Figura 2, os gráficos de seu comportamento diário.

Através da Figura 2, é possível visualizar que houve relativa estabilidade na evolução temporal dos log-retornos dos índices setoriais, exceto para o período equivalente ao segundo semestre de 2008, quando há certa turbulência. Tal acontecimento pode ser explicado pela crise financeira de 2008, que assolou os mercados mundiais, não fazendo do Brasil uma exceção.

Após a análise preliminar, foram calculados os testes de quociente de variância propostos por Lo e Mackinlay (1988). Os resultados obtidos estão presentes na Tabela 2.

Com base nos resultados expostos na Tabela 2, é possível averiguar que, através do teste proposto por Lo e Mackinlay (1988), rejeita-se a hipótese de eficiência para os seguintes

Tabela 1 - Estatísticas descritivas log-retornos diários no período de 03/01/2008 até 30/08/2011.

Table 1 - Descriptive statistics of the daily log-returns in the period from January 03, 2008 to August 30, 2011.

Estatísticas	Setores					
	Financeiro	Imobiliário	Energia	Consumo	Industrial	Telecomunicação
Mínimo	-12,8484	-16,2905	-7,2157	-9,6716	-11,8147	-13,7290
1º Quartil	-1,3220	-1,5571	-0,6713	-0,8643	-1,0864	-1,0127
Mediana	0,0642	0,0000	0,0884	0,1462	0,1894	0,0000
3º Quartil	1,2294	1,6878	0,8021	0,9667	1,1477	1,0485
Máximo	18,9978	17,7755	11,6013	11,8287	11,8175	13,2257
Média Aritmética	0,0539	0,0084	0,0596	0,0549	0,0122	0,0153
Variância	7,6609	10,2663	2,3558	3,5684	5,2015	4,3566
Desvio Padrão	2,7678	3,2041	1,5349	1,8890	2,2807	2,0872
Assimetria	0,5324	-0,1035	0,4699	0,1117	-0,1441	0,2995
Curtose	5,7876	4,3648	9,3967	5,7968	4,6317	6,9757

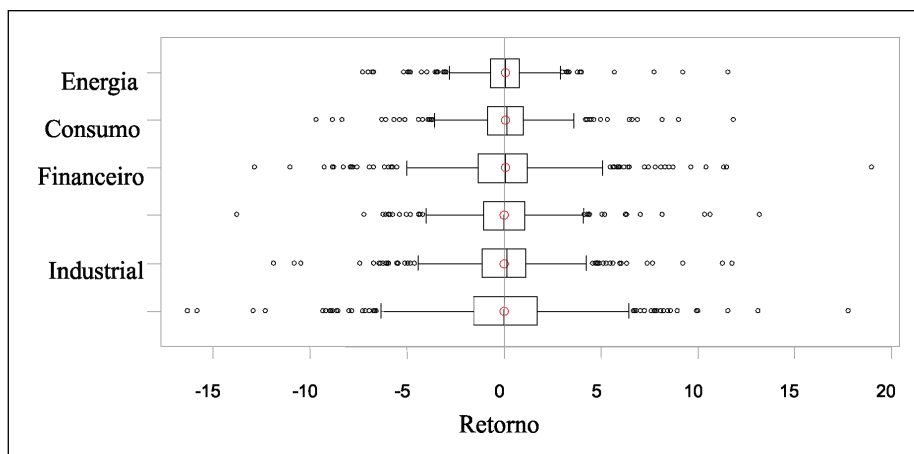


Figura 1 - Gráfico box-plot para os log-retornos dos índices setoriais.
Figure 1 - Box-plot of the sectorial indexes log-returns.

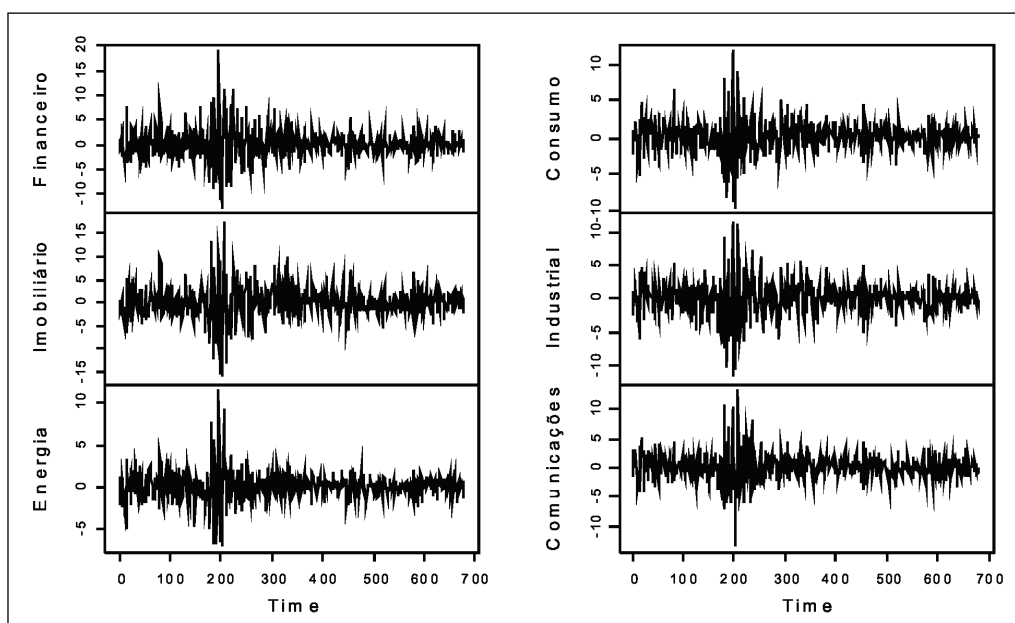


Figura 2 - Comportamento diário dos log-retornos dos índices setoriais.
Figure 2 - Daily behavior of the sector indexes log-returns.

setores: Financeiro para 8 dias de defasagem, Imobiliário para defasagens menores (2 e 4 dias), Energia Elétrica para defasagens maiores (6 e 8 dias), Consumo para 6 e 8 dias de defasagem e Telecomunicações com 8 dias de defasagem.

A seguir, foram estimados os resultados para o teste de quociente de variância proposto por Chow e Denning (1993). Os valores obtidos são exibidos na Tabela 3.

Baseando-se nos resultados calculados para o teste de quociente de variância conjunta de Chow e Denning (1993), presentes na Tabela 3, observa-se que tanto o setor Imobiliário como o setor de Telecomunicações rejeitam a hipótese de caminho aleatório, não exibindo, assim, eficiência na forma fraca.

Complementando a análise acerca do teste de quociente de variância conjunta de Chow e Denning (1993), a Tabela 4 expõe os valores calculados para o teste de Chen e Deo (2006) para 2, 4, 6 e 8 defasagens.

Fundamentando-se nos resultados apresentados na Tabela 4, cabe constatar que, com base no teste conjunto de quociente de variância de Chen e Deo (2006), nenhuma estatística calculada para os índices setoriais obteve significância ao nível de 5%. Dessa forma, nenhum dos setores presentes no estudo rejeitou a hipótese nula de caminho aleatório e, por consequência, a hipótese de eficiência de mercado, ao menos na forma fraca.

Tabela 2 – Resultados calculados para o teste de quociente de variância de Lo e Mackinlay (1988).
Table 2 - Calculated results of the variance ratio test of Lo and Mackinlay (1988).

Setores		Defasagens			
		k=2	k=4	k=6	k=8
Financeiro	M_1	1,3677	-0,5785	-1,2790	-2,0025
	M_2	0,8266	-0,3348	-0,7427	-1,1624
Imobiliário	M_1	3,5522	2,0156	1,4128	1,1527
	M_2	2,2527	1,2292	0,8519	0,6893
Energia	M_1	-1,6669	-1,9075	-2,1588	-2,3371
	M_2	-1,0004	-1,0393	-1,1576	-1,2479
Consumo	M_1	-1,3881	-2,4898	-2,4309	-2,3871
	M_2	-0,9740	-1,5191	-1,4504	-1,4041
Industrial	M_1	0,8070	-0,1162	-0,4034	-0,4719
	M_2	0,5956	-0,0749	-0,2525	-0,2898
Telecomunicações	M_1	-1,4906	-1,3055	-1,9767	-2,6093
	M_2	-1,1238	-0,9258	-1,3244	-1,7012

Nota: (*) Valores significativos ao nível de 5% em negrito.

Tabela 3 – Resultados calculados para o teste de quociente de variância conjunta de Chow e Denning (1993) para 2, 4, 6 e 8 defasagens.

Table 3 - Calculated results of the joint variance ratio test of Chow and Denning (1993) for 2, 4, 6 and 8 lags.

Estatística	Financeiro	Imobiliário	Energia	Consumo	Industrial	Telecomunicações
MV	2,0025	3,5522	2,3371	2,4898	0,8070	2,6093

Nota: (*) Valores significativos ao nível de 5% em negrito.

Tabela 4 – Resultados calculados para o teste conjunto de quociente de variância de Chen e Deo (2006) para 2, 4, 6 e 8 defasagens.

Table 4 - Calculated results of the joint variance ratio test of Chen and Deo (2006) for 2, 4, 6 and 8 lags.

Estatística	Financeiro	Imobiliário	Energia	Consumo	Industrial	Telecomunicações
VR-1	-0,0595	0,1125	-0,1367	-0,1508	-0,0058	-0,1274
QPn	6,1643	5,2779	2,0260	2,5935	0,8053	7,6476

Nota: (*) Nenhuma estatística obteve significância ao nível de 5%.

Posteriormente, foram calculados os valores para os testes de quociente de variância de postos e sinais, propostos por Wright (2000), para 2, 4, 6 e 8 defasagens. Os resultados obtidos estão contidos na Tabela 5.

Tendo por base os resultados calculados para os testes de quociente de variância de postos e sinais de Wright (2000) para 2, 4, 6 e 8 defasagens, expostos na Tabela 5, verificou-se que os setores Financeiro, Consumo e Telecomunicações não

rejeitaram a hipótese de caminho aleatório para nenhuma defasagem. Tal resultado indica que esses índices setoriais apresentam eficiência na forma fraca. Não obstante, o setor de Energia Elétrica rejeitou, através dos dois testes de postos, a hipótese de caminho aleatório para duas defasagens. O mesmo ocorreu com o setor industrial no tocante ao teste de sinais. Porém, o resultado mais relevante obtido por meio dos testes de Wright (2000) foi para o setor Imobiliário.

Tabela 5 – Resultados calculados para os testes de quociente de variância de postos e sinais de Wright (2000) para 2, 4, 6 e 8 defasagens.

Table 5 – Calculated results of the variance ratio test of ranks and signs of Wright (2000) for 2, 4, 6 and 8 lags.

Setores	Estatísticas	Defasagens			
		k=2	k=4	k=6	k=8
Financeiro	R_1	0,8787	-0,2884	-0,6913	-0,9539
	R_2	1,1190	-0,3659	-0,7644	-1,1246
	S_1	0,7670	0,8404	0,4654	0,0713
Imobiliário	R_1	3,7686	2,8389	2,1678	1,9758
	R_2	4,0271	2,8798	2,1663	1,8615
	S_1	2,8378	2,5008	2,0787	2,0159
Energia	R_1	-1,9997	-1,5570	-1,3826	-1,4161
	R_2	-2,0670	-1,3605	-1,2546	-1,3639
	S_1	-0,5369	-0,8609	-0,4137	-0,0778
Consumo	R_1	-0,8098	-1,2192	-1,2236	-1,3352
	R_2	-1,1131	-1,5383	-1,4615	-1,5224
	S_1	0,6903	0,3895	0,4861	0,4343
Industrial	R_1	1,4333	1,0082	0,6164	0,4131
	R_2	1,1597	0,6428	0,2762	0,0905
	S_1	1,9941	1,5578	1,3651	1,4390
Telecomunicações	R_1	-0,7971	-0,3879	-0,5594	-0,8167
	R_2	-1,1742	-0,7281	-0,9610	-1,3169
	S_1	-0,3835	0,0615	0,1965	0,2139

Nota: (*) Estatísticas significativas ao nível de 5% em negrito.

Tabela 6 – Resultados calculados para os testes conjuntos de quociente de variância de postos e sinais de Wright (2000) para 2, 4, 6 e 8 defasagens.

Table 6 – Calculated results of the joint variance ratio test of ranks and signs of Wright (2000) for 2, 4, 6 and 8 lags.

Estatísticas	Financeiro	Imobiliário	Energia	Consumo	Industrial	Telecomunicações
JR_1	0,953879	3,7686	1,9997	1,3352	1,4333	0,8167
JR_2	1,124554	4,0271	2,0670	1,5383	1,1597	1,3169
JS_1	0,840418	2,8378	0,8609	0,6903	1,9941	0,3835

Nota: (*) Estatísticas significativas ao nível de 5% em negrito.

Esse setor rejeitou a hipótese de caminho aleatório nas três estatísticas para todas as defasagens. Tal resultado evidencia que, no período estudado, o índice setorial Imobiliário não se comportou conforme a hipótese de eficiência na forma fraca, de modo a seu nível em pontos não refletir todas as informações passadas de maneira imediata. Dessa forma, o setor Imobiliário apresenta possibilidade de arbitragem por parte dos investidores, ou seja, permite que estes obtenham lucro sem incorrer em riscos.

Corroborando os resultados exibidos pela Tabela 5, foram calculados os testes conjuntos de quociente de variância para as estatísticas propostas por Wright (2000). Tais cálculos estão expostos na Tabela 6.

Conforme os resultados obtidos para os testes conjuntos de quociente de variância de postos e sinais de Wright (2000) para 2, 4, 6 e 8 defasagens, é possível averiguar que, com exceção do índice setorial Imobiliário, todos os setores da BM&F/Bovespa presentes no estudo não rejeitaram a hipótese

de caminho aleatório e, conseqüentemente, não rejeitaram a hipótese de eficiência de mercado na forma fraca. Esse resultado indica que tais setores têm seu nível em pontos refletindo todas as informações passadas de forma imediata.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente artigo possuiu como objetivo fundamental testar a hipótese de caminho aleatório nos índices setoriais da BM&F/Bovespa através da utilização de testes de quociente de variância. Para tanto, foram coletados dados referentes às cotações diárias dos índices setoriais de Consumo (ICON), Energia Elétrica (IEE), Indústria (INDX), Imobiliário (IMOB), Financeiro (IFNC) e Telecomunicações (ITEL), correspondentes ao período de 03/01/2008 a 30/08/2011, totalizando 880 observações.

Foram empregues os testes de coeficiente de variância propostos por Lo e Mackinlay (1988), Chow e Denning (1993), Wright (2000) – com a extensão proposta por Belaire-Franch e Contreras (2004) – e Chen e Deo (2006). Dessa forma, rejeitaram a hipótese de caminho aleatório e, por consequência a hipótese de eficiência de mercado na forma fraca para os setores Financeiro (para o teste de Lo e Mackinlay (1988) com 8 dias de defasagem), Imobiliário (para os testes de Lo e Mackinlay (1988) com 2 e 4 dias de defasagem, Chow e Denning (1993), Wright (2000) com 2, 4, 6 e 8 dias de defasagem, e conjunto de Wright), Energia Elétrica (para os testes de Lo e Mackinlay (1988) com 6 e 8 dias de defasagem, Wright para postos com 2 dias de defasagem), Consumo (para o teste de Lo e Mackinlay (1988) com 6 e 8 dias de defasagem), Industrial (para o teste de Wright (2000) com sinais para 2 defasagens) e Telecomunicações (para o teste de Lo e Mackinlay (1988) com 8 dias de defasagem).

Verificou-se que, com exceção do setor Imobiliário, os demais índices setoriais rejeitaram a hipótese de caminho aleatório para alguns testes de quociente de variância e não o fizeram para outros. Analisando os resultados obtidos com maior profundidade, auferiu-se que tais setores rejeitaram a hipótese de caminho aleatório para as estatísticas que utilizam as defasagens uma por vez e não rejeitaram a hipótese nula para os testes que consideram as defasagens conjuntamente. Essa evidência indica que, durante o período analisado, para algumas defasagens, o nível em pontos desses índices não refletiu imediatamente as informações passadas, mas não conjuntamente. Tal resultado não chega a espantar, uma vez que os índices setoriais são representações aproximadas dos setores da economia a que pertencem, indicando uma expectativa média de seu comportamento. Dessa forma, é possível que o comportamento de algumas empresas tenha influenciado o índice setorial a que pertencem, não implicando rejeitar a hipótese de eficiência do setor como um todo.

Entretanto, tal comportamento não se repetiu no que tange ao índice setorial imobiliário, pois rejeitou a hipótese

de caminho aleatório tanto nos testes que consideram defasagens individualmente quanto nas estatísticas conjuntas. Esse resultado implica, com exceção do teste de Chen e Deo (2006), que o setor Imobiliário, no período estudado, rejeitou a hipótese de eficiência na forma fraca. Tal constatação evidencia o fato de que esse setor não reflete, em sua cotação, todas as informações passadas de forma imediata, abrindo passagem para a oportunidade de arbitragem financeira.

Destacam-se como limitações do estudo: (i) o período amostral escolhido no que tange às cotações dos diferentes índices setoriais pesquisados, pois os resultados encontrados podem variar em outro espaço temporal; (ii) o fato de ter de utilizar índices setoriais para aproximar o comportamento dos setores da economia a que representam.

Por fim, sugere-se, para futuros estudos, que se aplique os testes de quociente de variância para testar a eficiência de mercado na forma fraca em distintas divisões do mercado de capitais brasileiro bem como averiguar as possíveis razões que acarretaram a consistente rejeição da hipótese de caminho aleatório por parte do índice setorial Imobiliário.

REFERÊNCIAS

- AL-KHAZALI, O.M.; DING, D.K.; PYUN, C. S. 2007. A new variance ratio test of random walk in emerging markets: a revisit. *The Financial Review*, 42(2):303-317.
<http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6288.2007.00173.x>
- AZAD, A.S.M.S. 2009. Random walk and efficiency tests in the Asia-Pacific foreign exchange markets: evidence from the post-Asian currency crisis data. *Research in International Business and Finance*, 23(3):322-338.
<http://dx.doi.org/10.1016/j.ribaf.2008.11.001>
- BELAIRE-FRANCH, G.; CONTRERAS, D. 2004. *Ranks and sign-based multiple variance ratio tests*. Working paper. Valencia, University of Valencia.
- BLASCO, N.; DEL RIO, C.; SANTAMARIA, R. 1997. The Random Walk Hypothesis in the Spanish Stock Market: 1980-1992. *Journal of Business Finance and Accounting*, 24(5):667-684.
<http://dx.doi.org/10.1111/1468-5957.00128>
- BODIE, Z.; KANE, A.; MARCUS, A. 2010. *Investimentos*. 8ª ed., Porto Alegre, Bookman, 1025 p.
- BOLSA DE VALORES, MERCADORIAS E FUTUROS DE SÃO PAULO (BM&F/BOVESPA). 2010 Índices de BM&F/Bovespa. Disponível em: <http://www.bmfbovespa.com.br/indices/BuscarIndices.aspx?idioma=pt-br>. Acesso em: 20/10/2010.
- BREALEY, R.A.; MYERS, S.C.; MARCUS, A.J. 2002. *Fundamentos da administração financeira*. 3ª ed., Rio de Janeiro, McGraw-Hill, 674 p.
- CERETTA, P. S. 2001. *Hipótese do Caminho Aleatório nos mercados da América Latina: aplicação do teste de cociente de variância*. Florianópolis, SC. Tese de Doutorado. Universidade Federal de Santa Catarina, 114 p.
- CHANG, E.J.; LIMA, E.J.A.; TABAK, B.M. 2004. Testing for predictability in emerging equity markets. *Emerging Markets Review*, 5(3):295-316.
<http://dx.doi.org/10.1016/j.ememar.2004.03.005>

- CHEN, W.W.; DEO, R.S. 2006. The Variance Ratio Statistic at Large Horizons. *Econometric Theory*, 22:206-234.
<http://dx.doi.org/10.1017/S0266466606060099>
- CHEONG, C.W. 2008. Random Walk Classifications: An Empirical Study for Malaysian Stock Indices. *American Journal of Applied Sciences*, 5(4):411-417.
<http://dx.doi.org/10.3844/ajassp.2008.411.417>
- CHOW, K.V.; DENNING, K.C. 1993. A simple Multiple Variance Ratio Test. *Journal of Econometrics*, 58(3):385-401.
[http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(93\)90051-6](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(93)90051-6)
- FAMA, E.F. 1965. Random Walks in Stock Market Prices. *Financial Analysts Journal*, 21(5):55-59
- FAMA, E. F. 1970. Efficient capital markets: a review of a theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25(2):383-417
<http://dx.doi.org/10.2307/2325486>
- HOQUE, H.A.A.B.; KIM, J.H.; PYUN, C.S. 2007. A comparison of variance ratio tests of random walk: a case of Asian emerging stock markets. *International Review of Economics and Finance*, 16(4):488-502. <http://dx.doi.org/10.1016/j.iref.2006.01.001>
- JENSEN, M.C. 1978. Some anomalies evidence regarding market efficiency. *Journal of Financial Economics*, 6(2-3):95-101.
[http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(78\)90025-9](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(78)90025-9)
- KAREMERA, D.; OJAH, K.; COLE, J.A. 1999. Random walk and market efficiency tests: evidence from emerging equity markets. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 13(2):171-188.
<http://dx.doi.org/10.1023/A:1008399910942>
- LIU, C.Y.; HE, J.A. 1991. Variance-Ratio Test of Random Walks in Foreign Exchange Rates. *The Journal of Finance*, 46(2):773-785.
<http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb02686.x>
- LO, A.W.; MACKINLAY, A.C. 1988. Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test. *Review of Financial Studies*, 1(1):41-66.
<http://dx.doi.org/10.1093/rfs/1.1.41>
- OJAH, K.; KAREMERA, D. 1999. Random Walks and Market Efficiency Tests of Latin American Emerging Equity Markets: A Revisit. *The Financial Review*, 34(2):57-72.
<http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6288.1999.tb00454.x>
- ROBERTS, H. 1967. *Statistical versus clinical prediction of the stock market*. Paper in Center for Research in Security Prices. Chicago, University of Chicago.
- ROSS, S.A.; WESTERFIELD, R.W.; JAFFE, J. 2008. *Corporate Finance*. 8ª ed., Nova Iorque, McGraw-Hill, 778 p.
- SAMUELSON, P.A. 1965. Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly. *Industrial Management Review*, 6(2):41-49.
- TABAK, B. 2003. The Random Walk Hypothesis and the Behavior of Foreign Capital Portfolio Flows: the Brazilian Stock Market Case. *Applied Financial Economics*, 13(5):369-378.
<http://dx.doi.org/10.1080/09603100210134550>
- TORRES, R.; BONOMO, M.; FERNANDES, C. 2002. A Aleatoriedade do Passeio na Bovespa: testando a Eficiência do Mercado Acionário Brasileiro. *Revista Brasileira de Economia*, 56(2):199-247.
<http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402002000200002>
- WRIGHT, J.H. 2000. Alternative Variance-Ratio Tests Using Rank and Signs. *Journal of Business and Economic Statistics*, 18(1):1-9.

Submitted on December 13, 2011

Accepted on January 13, 2014

MARCELO BRUTTI RIGHI

Universidade Federal de Santa Maria
Avenida Roraima, 1000
97105-900, Santa Maria, RS, Brasil

PAULO SERGIO CERETTA

Universidade Federal de Santa Maria
Avenida Roraima, 1000
97105-900, Santa Maria, RS, Brasil