

O Caminho Aleatório do Índice BOVESPA - evidências do período de 1986 a 2004

The random path of the Ibovespa index: evidences from the 1986-2004 period

Resumo

Vários estudos dos retornos históricos das ações no mercado brasileiro no período até 1999 obtiveram evidências da não-aleatoriedade da sua evolução, inclusive com a determinação de coeficientes positivos e significativos de autocorrelação. No entanto, também revelaram que no período de análise após 1994 os testes não eram conclusivos, sugerindo uma mudança na característica do mercado acionário brasileiro. Além disto, os resultados também eram menos expressivos para carteiras do tipo VW (*value-weight*), ponderadas por valor, em relação às carteiras EW (*equal-weight*), igualmente ponderadas. Este artigo avalia um período mais abrangente e recente (de 1986 a 2004) e aponta para a evolução aleatória do índice da bolsa de valores de São Paulo (Ibovespa), como representativo de uma carteira teórica das ações mais líquidas e negociadas no mercado acionário brasileiro. A conclusão sobre a aderência à hipótese de caminho aleatório do Ibovespa no período de 1995 a 2004 é consistente para retornos diários, semanais e mensais, em termos nominais e deflacionados pelo IPCA e pelo dólar americano. Inclusive obtiveram-se indicações de que o Ibovespa seguiu o caminho aleatório em todo o período de amostragem de 1986 a 2004. A metodologia de avaliação da hipótese de caminho aleatório está baseada no teste das variâncias proposto por Lo & MacKinlay (1988), sendo robusto para regimes heteroscedásticos.

Palavras-chave: hipótese do caminho aleatório; eficiência dos mercados; Ibovespa.

Abstract

Various studies about the historical returns of stocks from the Brazilian Stock Exchange during the period ending in 1999 show evidences of the non-random nature of its evolution, including evidence of significant positive correlation coefficients. However, they revealed also that after the 1994 period the tests were not conclusive, suggesting a change in the Brazilian stock market characteristics. Besides that, the results were less significant for VW (*value-weight*) portfolios, calculated by value, in comparison EW (*equal weight*) portfolios, equally weighted. This article investigates a more encompassing and recent period (1986-2004) and points to the random evolution of the São Paulo Stock Exchange (Ibovespa), as representative of a theoretical portfolio of the most liquid and negotiated stocks in the Brazilian Stock Market. The conclusion about the hypothesis of a random path of the Ibovespa in the 1995-2004 period is consistent for daily, weekly, and monthly returns, in nominal terms, and adjusted for inflation using the IPCA (Price Index for the General Consumer) and the US dollar. There were also indications that the Ibovespa followed a random path during the entire period selected of 1986-2004. The method of investigation to test the hypothesis of a random path is based on a test of variance proposed by Lo and MacKinlay (1988), considered robust for heteroscedastic regimes.

Key words: random path hypothesis; market efficiency, Ibovespa.

Gerson Ishikawa*
Vanessa I. Rasoto**
Armando Rasoto***
Luiz Hamilton Berton****

*Doutorando em Engenharia de Produção da Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC). E-mail: Gerson.ishikawa@ita90.com.br

**Professora da graduação e da pós-graduação da UNIFAE - Centro Universitário Franciscano e Universidade Tecnológica Federal do Paraná (UTFPR). E-mail: vrasoto@hotmail.com

*** Professor da graduação e da pós-graduação da Universidade Positivo, UNIFAE, UTFPR e IBMEC. E-mail: rasoto@mps.com.br

****Pró-reitor de Pós-graduação da Universidade Positivo. E-mail: lberton@up.com.br

Introdução

Lo e MacKinlay (1988) propuseram um teste com base na medição da variância de subamostras para avaliar se os preços das ações do mercado americano seguem o chamado caminho aleatório (*random walk hypothesis*). Por meio da análise do histórico de 1962 a 1985, Lo e MacKinlay concluíram que as ações do mercado americano não percorreram um caminho aleatório, onde o principal resultado foi uma autocorrelação de primeiro nível de 30% para uma carteira do tipo EW (*equal weight* – portfolio composto por ações igualmente ponderadas). No entanto, os resultados foram menos expressivos para carteiras do tipo VW (*value weight* – portfolio onde as ações são ponderadas pelo valor de mercado) com autocorrelação de 8% e com relevante redução da significância estatística do teste no período integral (em relação à carteira EW). Além disso, a rejeição da hipótese de caminho aleatório foi mais forte para carteiras de ações de pequenas empresas, porém menos significativa para carteiras de grandes empresas. Outro importante resultado foi a tendência detectada de redução do coeficiente de autocorrelação e da perda de significância estatística, no segundo período da amostra (1962 a 1974 *versus* 1974 a 1985), inclusive os resultados para carteiras VW e para carteiras de grandes empresas são aderentes à hipótese de caminho aleatório no último período. Posteriormente, Campbell, Lo e MacKinlay (1997) constataram que dados posteriores a 1986 confirmaram a tendência de aproximação do caminho aleatório para carteiras EW (o coeficiente de autocorrelação passa de 30% para 19% no período de 1978 a 1994) e de forma conclusiva para carteiras VW (no período de 1962 a 1994).

Nos moldes da abordagem de Lo e MacKinlay, Torres et al. (2000) avaliaram o comportamento de carteiras de ações de empresas pertencentes à bolsa de valores de São Paulo (Bovespa) no período 1986 - 1998 com relação ao seu comportamento aleatório.

A base de dados dos preços das ações foi deflacionada pelo IGP-DI. Para uma carteira EW (igualmente ponderada), encontraram uma autocorrelação de primeiro nível de 32% para retornos diários e 22% para retornos semanais. De forma semelhante a Lo e MacKinlay, Torres et al. também observaram a redução do coeficiente de autocorrelação e da redução da significância estatística em períodos mais recentes (março/1990 a julho/1994 *versus* agosto/1994 a abril/1998), o mesmo ocorrendo para carteiras de empresas de grande porte e para carteiras do tipo VW (ponderadas pelo valor).

Avaliações específicas do índice Bovespa foram realizadas por Grieb e Reyes (1999), que apontaram uma rejeição branda do caminho aleatório do índice brasileiro ao utilizar retornos semanais (de 1988 a 1995). Karamera, Ojah e Cole (1999), a partir de retornos mensais no período de 1987 a 1997 (deflacionados pelo dólar americano, banco de dados proveniente do Morgan Stanley World Index), concluíram que a hipótese de caminho aleatório não é rejeitada para a maioria dos mercados emergentes, inclusive o Brasil.

Em contraste com esses resultados anteriores, Tabak (2003), avaliando a hipótese de aumento da eficiência do mercado de capitais brasileiro devido ao aumento de liquidez e da maior abertura ao capital estrangeiro após 1994, conclui, para o índice Bovespa no período de 1986 a 1998, após a deflação pelo dólar americano, que “sob as premissas de homoscedasticidades e heteroscedasticidades, a hipótese de caminho aleatório foi rejeitada para retornos diários no nível de significância de 5% para toda a amostra, mesmo quando utilizado um teste mais geral como o da estatística de múltiplas razões de variância de Chow e Denning (1993)”. No entanto, observa que, de 1994 a 1998, a hipótese de caminho aleatório não pode ser consistentemente rejeitada para retornos diários.

Por fim, ao investigar a hipótese do caminho aleatório para os mercados da América Latina, Ceretta (2001) avaliou os índices de ações dos principais mercados latino-americanos gerados pelo IFC (*International Finance Corporation*) no período de 1990 a 1999 e obteve para o índice brasileiro dados que confirmam a hipótese de caminho aleatório para retornos semanais (com valores de fechamento de quarta-feira) deflacionados pelo dólar americano tanto para o período total (de 1990 a 1999) como para os sub-períodos (de 1990 a 1994 e de 1995 a 1999). O IFC fornece índices com valores ponderados da participação de títulos em cada país que representa aproximadamente 60% da capitalização do mercado local.

Nesse contexto, apesar das indicações de caminho aleatório do mercado acionário brasileiro, a comparabilidade dos resultados obtidos (e o entendimento de eventuais contradições) é prejudicada pelas questões de frequência de amostragem, seleção de índices, formação e ponderação de carteiras e critérios de ajustes dos retornos. Além disso, dada a significativa ampliação da base de dados histórica e a importância do índice Bovespa no cenário brasileiro como principal indicador de desempenho médio das cotações do mercado de ações, oportuniza-se a validação da aderência do IBovespa ao caminho aleatório. Dessa maneira, o objetivo deste artigo é revisar a hipótese do caminho aleatório, utilizando o teste de variâncias proposto por Lo e MacKinlay (1988) para a evolução do índice Bovespa no período de janeiro/1986 a maio/2004 para retornos diários, semanais e mensais, segundo valores nominais e valores deflacionados pelo IPCA e pelo dólar americano.

1 IBOVESPA

O índice Bovespa (IBovespa) retrata o comportamento dos principais papéis negociados na bolsa de valores de São Paulo e reflete não apenas as

variações dos preços das ações (negociações à vista por lotes padrão durante os pregões), mas também o impacto da distribuição dos proventos, sendo considerado um indicador que avalia o retorno total de suas ações componentes.

Por definição, o IBovespa representa o valor atual, em moeda corrente, de uma carteira teórica de ações constituída em 2 de janeiro de 1968. A evolução do valor desta carteira não considera investimentos adicionais desde então, mas efetua todos os ajustes em decorrência da distribuição de proventos pelas empresas emissoras. A composição teórica dessa carteira é revisada periodicamente (a cada quatro meses) e é composta pelas ações que atenderam cumulativamente aos seguintes critérios nos doze meses anteriores:

- estar incluída em uma relação de ações cujos índices de negociabilidade somados representem 80% do valor acumulado de todos os índices individuais;
- apresentar participação, em termos de volume, superior a 0,1% do total; e
- ter sido negociada em mais de 80% do total de pregões do período.

O índice de negociabilidade (IN) é determinado no mercado à vista (lote padrão) calculando-se a raiz quadrada do percentual do número de ações da ação " i " (n_i) em relação ao volume total de negócios (N) vezes o percentual do volume financeiro gerado pelos negócios com a ação " i " (v_i) em relação ao volume financeiro total (V), da seguinte maneira:

$$IN = \sqrt{\frac{n_i}{N} * \frac{v_i}{V}} \quad (1)$$

A apuração do índice Bovespa em um dado instante t é dada pelo somatório dos pesos (quantidade teórica da ação $P_{i,t}$ multiplicada pelo último preço da mesma $Q_{i,t}$) das ações integrantes de sua carteira teórica, dada pela seguinte fórmula:

$$IBovespa_t = \sum_{i=1}^n P_{i,t} * Q_{i,t} \quad (2)$$

Por conseqüência, em termos de liquidez, as ações integrantes do índice IBovespa respondem por mais de 80% do número de negócios e do volume financeiro e, em termos de capitalização, representam em torno de 70% da capitalização bursátil de todas as empresas com ações negociadas na Bovespa. Desse modo, a composição da carteira teórica do IBovespa aproxima-se a uma carteira do tipo *value-weight* (VW), porém com a vantagem de desconsiderar o efeito das ações de empresas com pequeno volume de negócios, com baixa liquidez ou com pouca representatividade bursátil.

Adicionalmente, de forma a medir o retorno total de sua carteira teórica, o IBovespa é ajustado para todos os proventos distribuídos pelas companhias emissoras de ações integrantes de sua carteira. O ajuste é efetuado considerando-se que o investidor vendeu as ações ao último preço de fechamento anterior ao início da negociação "ex-provento" e utilizou os recursos na compra das mesmas ações sem o provento distribuído ("ex-provento").

A base de dados de índices do Bovespa utilizada foi proveniente da Economática e refere-se ao período de janeiro/1986 a julho/2004. As análises foram feitas para valores de fechamento, tanto nominais como deflacionados pelo IPCA (índice de preços ao consumidor amplo, do IBGE) e pela cotação de venda de dólares americanos Ptax (média de fechamento do dólar comercial do dia anterior). Para retornos semanais e mensais, a Economática forneceu o valor do último dia útil do período.

Ceretta (2001) efetuou a estatística das séries de taxas de retornos semanais do índice brasileiro da base de dados IFC no período de 1995 a 1999 e obteve uma assimetria de -0,6021 e excesso de curtose de 2,1884, caracterizando uma distribuição leptocúrtica (ou seja, de corpo mais fino e de caudas mais longas que uma distribuição normal). Também aplicou o teste de Jarque-Bera (1987) de normalidade e verificou que as taxas de

retorno rejeitam a hipótese de normalidade. Similarmente, Tabak (2003) informou que os retornos diários do índice Bovespa não passaram no teste de normalidade (e.g., desvios nas estatísticas de Kolmogorov-Smirnov e Jarque-Bera). Desta maneira, a análise de caminho aleatório do IBovespa deve ser feita por meio de testes não-paramétricos e que não dependam da premissa da normalidade dos retornos, como é o caso do teste da razão das variâncias descrito a seguir.

2 Teste da Razão das Variâncias

A lógica do teste de variância está baseada na propriedade de que a variância de um caminho aleatório X_t aumenta de forma linear com o intervalo de observação. Assim, a plausibilidade do modelo de caminho aleatório pode ser verificada ao se comparar a variância em diferentes intervalos de amostragem. A metodologia adotada para este teste de variância foi descrita por Lo e MacKinlay (1988).

Seja P_t o valor no período t e $X_t \equiv \ln(P_t)$, tal que:

$$X_t = \mu + X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde μ é um parâmetro constante ("drift") e ε_t é um termo aleatório. Para todo t tem-se que a aplicação do operador de expectativa $E[.]$ é tal que $E[\varepsilon_t] = 0$.

Para regimes homoscedásticos, a hipótese nula especifica que ε_t segue uma distribuição normal independente e identicamente distribuída (IID) com variância σ_0 , ou seja,

$$H_0: \varepsilon_t \text{ segue uma distribuição normal } \tilde{N}(0, \sigma_0^2) \text{ do tipo IID} \quad (4)$$

Para uma seqüência $X_0, X_1, X_2, X_3, \dots, X_{nq}$, com $nq+1$ observações de X_t em intervalos igualmente espaçados, onde q é um número inteiro maior que 1, têm-se os seguintes estimadores:

$$\hat{\mu} = \frac{1}{nq} \sum_{k=1}^{nq} (X_k - X_{k-1}) = \frac{1}{nq} (X_{nq} - X_0) \quad (5)$$

$$\bar{\sigma}_a^2 = \frac{1}{nq-1} \sum_{k=1}^{nq} (X_k - X_{k-1} - \hat{\mu})^2 \quad (6)$$

$$\bar{\sigma}_c^2 = \frac{1}{m} \sum_{k=q}^{nq} (X_k - X_{k-q} - q\hat{\mu})^2 \quad (7)$$

onde $m = q(nq - q + 1)(1 - \frac{q}{nq})$

Para essas observações, define-se o seguinte teste de variância:

$$\bar{M}_r(q) = \frac{\bar{\sigma}_c^2(q)}{\bar{\sigma}_a^2} - 1 \quad (8)$$

sendo que $\bar{M}_r(q)$ na hipótese nula, se aproxima de uma distribuição normal, da seguinte maneira:

$$\sqrt{nq} \bar{M}_r(q) \overset{a}{\cong} \mathcal{N}(0, \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q}) \quad (9)$$

Ou seja, para regimes homoscedásticos, na hipótese nula tem-se que a estatística padrão $z(q)$ tende a uma curva normal:

$$z(q) \cong \sqrt{nq} \bar{M}_r(q) \sqrt{\frac{2(2q-1)(q-1)}{3q}} \overset{a}{\cong} \mathcal{N}(0,1) \quad (10)$$

A generalização dos resultados anteriores para regimes heteroscedásticos parte da premissa de que X_t possui incrementos não-correlacionados, mas permite várias formas de heteroscedasticidades, incluindo mudanças determinísticas na variância (como fatores sazonais) e os processos ARCH de Engel (onde a variância condicional depende de informações passadas). Além disso, exclui distribuições com variância infinita. Nestas condições de heteroscedasticidade, $\bar{M}_r(q)$ ainda se aproxima de zero na hipótese nula. Ademais, tem-se que os coeficientes de autocorrelação $\hat{\rho}(j)$ são assintoticamente não-correlacionados:

$$\bar{M}_r(q) \overset{a}{\cong} \sum_{j=1}^{q-1} \frac{2(q-j)}{q} \hat{\rho}(j) \quad (11)$$

para o caso particular de $q=2$, tem-se que $\bar{M}_r(2) \cong \hat{\rho}(1)$, que é o primeiro coeficiente de autocorrelação.

Por fim, o cálculo das variâncias assintóticas para as inferências estatísticas padrão é feito através dos seguintes estimadores:

$$\hat{\theta}(q) = \sum_{j=1}^{q-1} \left[\frac{2(q-j)}{q} \right]^2 \hat{\delta}(j) \quad (12)$$

$$\hat{\delta}(j) = \frac{nq \sum_{k=j+1}^{nq} (X_k - X_{k-1} - \hat{\mu})^2 (X_{k-j} - X_{k-j-1} - \hat{\mu})^2}{\left[\sum_{k=1}^{nq} (X_k - X_{k-1} - \hat{\mu})^2 \right]^2} \quad (13)$$

$$z^*(q) \equiv \frac{\sqrt{nq} \bar{M}_r}{\sqrt{\hat{\theta}(q)}} \quad (14)$$

em que, mesmo na presença de heteroscedasticidade, o teste estatístico $z^*(q)$ tende assintoticamente a uma distribuição normal padrão na hipótese nula (H^*_0).

Considerando que o teste de Lo e MacKinlay (1988) exige que as razões de variância de todos os intervalos de observação (q) sejam, simultaneamente, iguais à unidade, Chow e Denning (1993) desenvolveram o teste da razão de variâncias múltiplas para comparações múltiplas, permitindo examinar um vetor de testes estatísticos individuais, enquanto controla a amplitude do teste. De acordo com Fong, Koh e Ouliaris (1997), pode-se controlar o poder da amplitude do teste pela comparação do maior valor absoluto das estatísticas com o valor crítico da distribuição *studentized maximum modulus* (SMM). Para o teste de Lo e MacKinlay e na presença de heteroscedasticidade, tem-se que

$$z^*(q) = \max \left| z^*(q_i) \right| \quad (15)$$

Na seção de resultados, a estatística $z^*(q)$ é utilizada para os testes empíricos de caminho aleatório.

3 Resultados

Lo e MacKinlay (1988) testaram a hipótese de caminho aleatório para retornos semanais, pois apesar de os retornos diários fornecerem uma base mais significativa de observações, justificaram que estes

estão mais expostos a desvios devido a *nontrading*, *bid-ask spread*, preços assíncronos, entre outros. Ceretta (2001) também optou por retornos semanais para amenizar possível enviesamento nos preços associado à não-sincronicidade de negociações inerentes a dados diários, sendo que a não-sincronicidade nas negociações das ações induz à autocorrelação positiva no índice, mesmo que as ações que o compõem não apresentem autocorrelação individualmente.

Por outro lado, vale observar que o teste das variâncias está baseado em aproximações assintóticas e, portanto, um grande número de observações é apropriado. Ou seja, a análise de retornos mensais pode ser comprometida pela quantidade limitada de amostras, principalmente no que se refere à análise de subperíodos. Desta maneira, dadas as limitações de amostragem dos retornos mensais e os potenciais desvios dos retornos diários, a análise de retornos semanais tende a ser a melhor solução de compromisso (LO e MACKINLAY, 1988). Neste contexto, consideram-

se os resultados para retornos semanais como sendo a referência para a análise de caminho aleatório. Os demais retornos (mensais e diários) devem, portanto, ser considerados à luz das suas limitações e podem complementar a análise dos resultados.

A tabela 1, a seguir, apresenta os resultados dos testes de variância para retornos mensais do IBovespa, sendo que o período analisado contempla 208 amostras e 104 amostras no subperíodo de outubro/1994 a maio/2003. O deslocamento das 104 amostras para períodos mais recentes apresentou resultados com mesma interpretação. Considerando a limitação da amostra, os resultados obtidos sugerem que os retornos mensais do IBovespa não rejeitam a hipótese nula de caminho aleatório tanto no período total como nos subperíodos. As razões de variância para valores deflacionados pelo dólar americano não indicam mudança substancial no período de janeiro/1986 a setembro/1994 e no período de outubro/1994 a maio/2003. Quando deflacionado pelo IPCA, há uma tendência de retorno (reversão) à

TABELA 1 - RESULTADOS DO TESTE DA RAZÃO DAS VARIÂNCIAS PARA RETORNOS MENSIS DO IBOVESPA NO PERÍODO DE AMOSTRAGEM DE JANEIRO 1986 A MAIO 2003

RETORNOS MENSIS DO IBOVESPA	PERÍODO	BASE (n.q)	RAZÃO DAS VARIÂNCIAS $\bar{M}_r(q)+1$				REJEIÇÃO DE H_0^* (@ 5%)
			q=2	q=4	q=8	q=16	
Nominal	Jan./1986 a Maio/2003	208	1,16 (1,69)	1,61 (3,58)*	2,59 (6,10)*	4,34 (8,79)*	Sim
	Jan./1986 a Set./1994	104	1,00 (-0,03)	1,19 (0,90)	1,69 (2,12) ^e	2,07 (2,25) ^e	Não
	Out./1994 a Maio/2003	104	0,96 (-0,42)	0,93 (-0,41)	0,85 (-0,52)	0,98 (-0,04)	Não
Deflacionado pelo US\$	Jan./1986 a Maio/2003	208	0,95 (-0,54)	0,82 (-1,10)	0,73 (-1,07)	0,72 (-0,74)	Não
	Jan./1986 a Set./1994	104	0,94 (-0,54)	0,82 (-0,92)	0,76 (-0,78)	0,82 (-0,39)	Não
	Out./1994 a Maio/2003	104	1,03 (0,23)	0,92 (-0,40)	0,85 (-0,46)	0,89 (-0,24)	Não
Deflacionado pelo IPCA	Jan./1986 a Maio/2003	208	0,70 (-2,09) ^e	0,61 (-1,58)	0,59 (-1,13)	0,59 (-0,82)	Não
	Jan./1986 a Set./1994	104	0,68 (-2,02) ^e	0,60 (-1,48)	0,61 (-0,98)	0,66 (-0,62)	Não
	Out./1994 a Maio/2003	104	0,95 (-0,53)	0,92 (-0,47)	0,84 (-0,51)	0,97 (-0,06)	Não

NOTA: O valor da razão das variâncias $\bar{M}_r(q) + 1$ estão nas linhas principais, sendo que o teste estatístico $z^*(q)$, robusto a heteroscedasticidade, está apresentado entre parênteses, depois de cada linha principal. Na condição da hipótese nula de caminho aleatório, o valor da razão de variâncias é 1 e a estatística do teste tende assintoticamente à distribuição normal padrão. Os testes estatísticos marcados com * indicam que a respectiva razão de variâncias é diferente de 1 com nível de significância de 5% (i.e., quando o valor da estatística $z^*(q)$ for superior a 2,388 conforme a distribuição *studentized maximum modulus* a 5% -- Ceretta (2001)), neste caso, os valores da linha principal estão destacados. As estatísticas marcadas com ^e indicam erro de inferência no qual a razão de variâncias é considerada significativa de acordo com a distribuição normal (valor crítico a 5% = 1,96), mas não é significativamente diferente de 1 sob a hipótese da distribuição *studentized maximum modulus* (SMM). A última coluna apresenta os resultados conforme Chow e Denning (1993) para variâncias múltiplas (com heteroscedasticidade) onde $z^*(q) = \max |z^*(q_i)|$ e de acordo com SMM.

média (coeficiente negativo de autocorrelação), porém as estatísticas do teste não são conclusivas. Ou seja, para retornos mensais, o Ibovespa não demonstrou significativa alteração no seu comportamento de caminho aleatório entre o primeiro e o segundo período de análise.

A tabela 2 traz os resultados para retornos semanais do período de janeiro/1986 a maio/2004. Somente para retornos nominais e para o período de janeiro/1986 a março/1995 é que se obteve a rejeição da hipótese de caminho aleatório do Ibovespa. No entanto, no período anterior ao Plano Real, as elevadas taxas inflacionárias distorcem os valores dos índices nominais com o efeito dos seus valores predominarem em relação aos períodos de baixa inflação e, por este motivo, a rejeição da hipótese nula no período até março/1995 também afeta a conclusão no período completo de janeiro/1986 a maio/2004. No entanto, mesmo para valores nominais no período de março/1995 a maio/2004, a hipótese nula não é rejeitada. Observa-se uma rejeição branda da hipótese nula quando deflacionado pelo dólar no período de 1986 a 1995. Para todos os demais casos de retornos

semanais no período pós-Real a hipótese de caminho aleatório não é refutada e, inclusive em função dos baixos valores dos testes estatísticos (de q igual a 2 a até 16), há uma significativa evidência de aleatoriedade do Ibovespa para retornos semanais.

A análise dos subperíodos para retornos semanais (ver tabela 2) não permite concluir que houve uma mudança substancial na característica de aleatoriedade do Ibovespa entre o período de janeiro/1986 a março/1995 e o período de março/1995 a maio/2004. Desconsiderando os resultados nominais que incorporam expectativas inflacionárias, a rejeição da hipótese nula quando os valores são deflacionados pelo dólar americano acontece de forma branda no primeiro período e é aderente no segundo, sendo que, no conjunto, essa mudança de comportamento entre os períodos pode ser resultante de erros de conversão. De fato, em termos de política cambial, o período de 1986 a 1994 foi particularmente conturbado devido a sucessivas interferências do governo na definição da taxa de câmbio. Neste período destacam-se o Plano Cruzado (1986) com o congelamento cambial, o Plano Bresser (1987) com a desvalorização do Cruzado, o

TABELA 2 - RESULTADOS DO TESTE DA RAZÃO DAS VARIÂNCIAS PARA RETORNOS SEMANAIS DO IBOVESPA NO PERÍODO DE AMOSTRAGEM DE JANEIRO 1986 A MAIO 2004

RETORNOS SEMANAIS DO IBOVESPA	PERÍODO	BASE (n.q)	RAZÃO DAS VARIÂNCIAS $\bar{M}_r(q) + 1$				REJEIÇÃO DE H_0^* (@5%)
			q=2	q=4	q=8	q=16	
Nominal	Jan./1986 a Maio/2004	960	1,21 (4,54)*	1,47 (5,30)*	1,86 (6,33)*	2,57 (8,22)*	Sim
	Jan./1986 a Mar./1995	480	1,23 (3,67)*	1,42 (3,66)*	1,64 (3,73)*	2,03 (4,34)*	Sim
	Mar./1995 a Maio/2004	480	0,96 (-0,74)	1,05 (0,44)	1,11 (0,69)	1,03 (0,11)	Não
Deflacionado pelo US\$	Jan./1986 a Maio/2004	960	1,12 (2,24) ^e	1,22 (2,26) ^e	1,29 (2,03) ^e	1,20 (1,03)	Não
	Jan./1986 a Mar./1995	480	1,18 (2,43)*	1,29 (2,18) ^e	1,34 (1,82)	1,26 (1,04)	Sim (branda)
	Mar./1995 a Maio/2004	480	0,98 (-0,44)	1,08 (0,85)	1,20 (1,31)	1,14 (0,59)	Não
Deflacionado pelo IPCA	Jan./1986 a Maio/2004	960	1,00 (0,04)	0,83 (-1,43)	0,81 (-1,07)	0,74 (-1,04)	Não
	Jan./1986 a Mar./1995	480	1,01 (0,12)	0,80 (-1,45)	0,78 (-1,10)	0,73 (-0,99)	Não
	Mar./1995 a Maio/2004	480	0,95 (-0,84)	1,04 (0,38)	1,09 (0,55)	0,99 (-0,04)	Não

NOTA: Ver explicações constantes da tabela 1.

Plano Verão (1989) com a maxidesvalorização da moeda, e o Plano Collor (início da década de 1990) com a apreciação cambial. As sucessivas manipulações cambiais por parte dos governos, associadas a restrições de liquidez, inviabilizam o dólar americano como um deflator confiável para a conversão de valores nesse período, uma vez que houve o predomínio da visão do câmbio como tarifa pública. Nesse sentido, para minimizar os efeitos monetários observados nos retornos nominais, é pertinente a adoção de um índice de medida de inflação para a conversão mais confiável de valores, como o IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo - IBGE). As análises dos resultados semanais deflacionados pelo IPCA, por sua vez, apontam para a aderência da hipótese de caminho aleatório tanto no primeiro período como no segundo, sendo que as significâncias estatísticas dos coeficientes de autocorrelação são baixas em ambos os períodos.

A tabela 3 contém os resultados para retornos diários do Ibovespa. Mesmo em termos nominais, os resultados para o período após março/1995 indicam a aderência à hipótese de caminho aleatório. Os retornos diários deflacionados pelo dólar americano indicam a rejeição da hipótese nula no primeiro período, de janeiro/1986 a março/1995, porém é aderente no período subsequente, de março/1995 a maio/2004. No entanto, são frágeis quaisquer conclusões baseadas no dólar americano como deflator no período anterior a 1994. Por fim, os retornos diários do Ibovespa quando deflacionados pelo IPCA não demonstraram diferença significativa entre o primeiro e o segundo períodos (de março/1995 a maio/2004) no que se refere à aderência à hipótese de caminho aleatório.

TABELA 3 - RESULTADOS DO TESTE DA RAZÃO DAS VARIÂNCIAS PARA RETORNOS DIÁRIOS DO IBOVESPA NO PERÍODO DE AMOSTRAGEM DE JANEIRO 1986 A MAIO 2004

RETORNOS DIÁRIOS DO IBOVESPA	PERÍODO	BASE (n.q)	RAZÃO DAS VARIÂNCIAS $\bar{M}_r(q) + 1$				REJEIÇÃO DE H_0^* (@ 5%)
			q=2	q=4	q=8	q=16	
Nominal	Jan./1986 a Maio/2004	4.544	1,15 (5,95)*	1,30 (6,74)*	1,48 (7,05)*	1,77 (7,96)*	Sim
	Jan./1986 a Mar./1995	2.272	1,16 (5,40)*	1,34 (6,19)*	1,54 (6,50)*	1,77 (6,54)*	Sim
	Mar./1995 a Maio/2004	2.272	1,05 (1,11)	1,04 (0,46)	0,93 (0,59)	0,98 (0,10)	Não
Deflacionado pelo US\$	Jan./1986 a Maio/2004	4.544	1,14 (6,03)*	1,25 (5,79)*	1,33 (4,97)*	1,46 (4,86)*	Sim
	Jan./1986 a Mar./1995	2.272	1,15 (5,15)*	1,29 (5,39)*	1,42 (5,13)*	1,57 (4,83)*	Sim
	Mar./1995 a Maio/2004	2.272	1,11 (3,25)*	1,14 (2,15) ^e	1,08 (0,78)	1,17 (1,20)	Sim (branda)
Deflacionado pelo IPCA	Jan./1986 a Maio/2004	4.544	1,04 (2,35) ^e	1,05 (1,45)	1,00 (-0,04)	0,89 (-1,29)	Não
	Jan./1986 a Mar./1995	2.272	1,04 (2,16)	1,06 (1,43)	1,01 (0,16)	0,88 (-1,25)	Não
	Mar./1995 a Maio/2004	2.272	1,04 (1,02)	1,02 (0,29)	0,91 (-0,75)	0,97 (-0,22)	Não

NOTA: Ver explicações constantes da tabela 1.

Conclusões

Lo e MacKinlay (1988), no mercado acionário norte-americano, e Torres et al. (2000), no mercado acionário brasileiro, identificaram que a hipótese de caminho aleatório é rejeitada para carteiras EW e para carteiras compostas somente por empresas de pequeno porte, sendo que os resultados tendem à aderência da hipótese nula para carteiras VW (*value weight*) e de empresas de grande porte. Para Fama e French (1998), essas situações caracterizam problemas de modelagem que se manifestam para as empresas de pequeno porte e, desta maneira, como as carteiras do tipo EW dão maior peso às pequenas empresas, eventuais distorções da modelagem são mais severas nas inferências das carteiras EW (*equal weight*). Por outro lado, como a composição do índice IBovespa aproxima-se de uma carteira do tipo VW – pois seleciona as ações de empresas mais representativas e considera a quantidade de ações e o seu preço de negociação –, a influência de ações de pequenas empresas nos resultados é fortemente minimizada e, assim, os resultados obtidos espelham o comportamento das ações mais líquidas e mais negociadas do mercado acionário. Neste contexto, os resultados obtidos de que o índice Bovespa segue um caminho aleatório são mais significativos, dado o seu caráter de representatividade do mercado acionário brasileiro. De fato, a conclusão sobre a aderência do IBovespa à hipótese de caminho aleatório no período de 1995 a 2004 é consistente para retornos diários, semanais e mensais, em termos nominais, deflacionados pelo IPCA e deflacionados pelo dólar americano (neste caso, fracamente rejeitado em retornos diários e inconsistente com os resultados nominais).

Para Lo e MacKinlay (2002), “sem um modelo mais explícito de formação de preços, a rejeição da hipótese de caminho aleatório possui poucas implicações para a eficiência da formação dos preços de mercado”.

Ou seja, a rejeição da hipótese de caminho aleatório não implica necessariamente ineficiências do mercado acionário. Leroy (1973) e Lucas (1978) mostraram que expectativas racionais de preços de equilíbrio não precisam seguir seqüências aleatórias (*martingales*). Assim, é tênue a conexão entre a rejeição da hipótese de caminho aleatório como *proxy* para a eficiência de mercado e vice-versa. Em função dos resultados obtidos, ao contrário de Tabak (2003), considera-se frágil a utilização do resultado de rejeição e de posterior aderência à hipótese do caminho aleatório do índice Bovespa com base apenas nos retornos diários deflacionados pelo dólar americano, pois trata-se de evidência fraca para justificar tanto a mudança no comportamento de caminho aleatório como o aumento de eficiência do mercado acionário brasileiro nos últimos dez anos. Ou seja, além de os resultados obtidos para a hipótese de caminho aleatório não estarem diretamente associados às hipóteses de eficiência de mercado – inclusive, Fama e French (1988) demonstraram a existência de correlações seriais negativas para longos retornos –, o IBovespa é um índice que tende a excluir o efeito das ações de empresas de pequeno porte e de liquidez reduzida, onde a rejeição da hipótese de caminho aleatório é mais pronunciada.

As evidências obtidas a partir do teste da razão de variâncias indicam que o IBovespa seguiu um caminho aleatório ao longo de todo o período de 1986 a 2004. Para retornos semanais, de maior relevância e aceitação na literatura, têm-se indicações de que o IBovespa seguiu um caminho aleatório. Os casos em que houve rejeição da hipótese de caminho aleatório foram contaminados com erros de conversão de valores do período de 1986 a 2004 (as elevadas taxas inflacionárias geraram distorções na proporcionalidade do índice na base nominal e, na base deflacionada pelo dólar americano, as manipulações das “tarifas” cambiais – e.g., congelamentos e tabelamentos – geraram descompassos entre a cotação da moeda e o

valor dos ativos). Por fim, considerando-se os resultados deflacionados pelo IPCA, tem-se a não rejeição da hipótese do caminho aleatório do IBovespa tanto no período de 1986 a 1995 como no período de 1995 a 2004, para retornos diários, semanais e mensais.

Nesse contexto, tendo em vista que o índice Bovespa reflete o desempenho de uma carteira teórica das ações mais representativas do mercado

acionário brasileiro, as conclusões sobre a aderência do IBovespa à hipótese de caminho aleatório estão em linha com a tendência apontada nos resultados dos trabalhos de Lo e MacKinlay (1988), Torres *et al.* (2000) e Ceretta (2001).

- Recebido em: 15/05/2007
- Aprovado em: 29/11/2007

Referências

CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. **The econometrics of financial markets**. Princeton, NJ.: Princeton University, 1997.

CERETTA, P. S. **Hipótese do caminho aleatório nos mercados da América Latina: aplicação do Teste do Quociente de Variância**. Florianópolis, 2001. Tese (Doutorado) – Departamento de Pós-Graduação em Engenharia de Produção e Sistemas, Florianópolis, 2001.

CHOW, K. V.; DENNING, K. C. A simple multiple variance ratio test. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 58, p. 385-401, 1993.

FAMA, E. F. Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance. **Journal of Financial Economics**, Cary, NC, v.49, p. 283 - 306, 1998.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. Permanent and temporary components of stock prices. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 96, p. 246-273, 1988.

FONG, W. M.; KOH, S. K.; OULIARIS, S. Joint variance ratio tests of the martingale hypothesis for exchange rates. **Journal of Business & Economic Statistics**, Washington, DC, v. 15, n. 1, p. 51-59, 1997.

GRIEB, T.; REYES, M. G. Random walk tests for Latin American equity indexes and individual firms. **Journal of Financial Research**, 22, p. 371-383, 1999.

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

KARAMERA, D.; OJAH, K.; COLE, J.A. Random walks and market efficiency tests: evidence from emerging equity markets. **Review of Quantitative Finance Accounting**, Boston, n.13, p.171-188, 1999.

LEROY, S. F. Efficient capital markets and martingales. **Journal of Economic Literature**, Nashville, Tenn. v. 27, p. 436-446, 1973.

LUCAS, R. E. Asset prices in an exchange economy. **Econometrica**, Chicago, Ill., v. 46, p. 1429-1446, 1978.

LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. Stock market prices do not follow random walks: evidence form a simple specification test. **The Review of Financial Studies**, New York, v. 1, p. 17-45, 1988.

LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. The size and power of the variance ratio test in finite samples: a Monte Carlo investigation. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 40, p. 203-238, 1989.

LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. **A Non-random Walk Down Wall Street**. 5th. ed. New Jersey: Princeton University, 2002.

TORRES, R.; BONOMO, M.; FERNANDES, C. A aleatoriedade do passeio na Bovespa: testando a eficiência do mercado acionário brasileiro. In: BONOMO, M. **Finanças aplicadas ao Brasil**. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 2002. p. 87-104.

TABAK, B. J. The Random walk hypothesis and the behavior of foreign capital portfolio flows: The Brazilian stock market case. **Applied Financial Economics**, London, v.13, n.5, p. 369-378, 2003.