

RENATO RODRIGUES DE AGUIAR

Previsibilidade de Retornos no Mercado Acionário Brasileiro

**Dissertação apresentada ao curso de Mestrado
em Economia, como requisito parcial para
obtenção do Grau de Mestre.**

Orientador: José Farjado Barbachan

Rio de Janeiro (RJ)

Março/2006

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

RENATO AGUIAR

Previsibilidade de Retornos no Mercado Acionário Brasileiro

**Dissertação apresentada ao curso de Mestrado
em Economia, como requisito parcial para
obtenção do Grau de Mestre.**

BANCA EXAMINADORA

**Prof. Dr. José Fajardo Barbachan – Orientador
Faculdades IBMEC**

**Prof. Dr. Osmani Teixeira de Carvalho Guillen
Faculdades IBMEC**

**Prof. Dr. Luiz Renato Regis de Oliveira Lima
Fundação Getúlio Vargas**

**Rio de Janeiro
2006**

DEDICATÓRIA

Dedico este trabalho à Deus e a minha família.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a todos aqueles que colaboraram de maneira indireta e direta na minha dissertação, especialmente a meu orientador, o professor José Fajardo, e ao professor Osmani Guillen.

RESUMO

A evidência de previsibilidade de retornos é constatada em muitos mercados internacionais, incluindo sazonalidades de retornos bem conhecidas como o efeito janeiro e o efeito segunda-feira. Esta dissertação segue os testes sugeridos por Campell, Lo e MacKinley (1997) e aplicados no Brasil por Torres Bonomo e Fernandes (2001), onde são realizados testes da forma fraca de eficiência de mercados. Os testes indicam um certo grau de ineficiência no mercado acionário brasileiro, porém o mais importante é que também apontam para uma redução considerável da previsibilidade dos preços após a implementação do plano Real.

1. INTRODUÇÃO À EFICIÊNCIA DE MERCADOS E PREVISIBILIDADE DE RETORNOS

O conceito mais simples e difundido sobre eficiência de mercado afirma que um mercado é eficiente quando os preços dos títulos refletem integralmente todas as informações disponíveis (Fama, 1991). Entretanto, um conceito mais realista do ponto de vista econômico seria que os preços refletem todas as informações, de modo que os benefícios marginais de se utilizar essas informações não excedam os custos marginais de obtê-las. (Jensen, 1978)

As condições suficientes para se verificar um mercado eficiente (Fama 1970) seriam: (i) não existem custos de transação para negociação de títulos; (ii) todas as informações disponíveis são gratuitas para todos os participantes do mercado, e (iii) todos concordam sobre os impactos da nova informação sobre os preços atuais e futuros de cada ativo. Entretanto, mesmo que existam consideráveis custos de transação, um mercado onde suficiente número de investidores tenha pronto acesso às informações e que nenhum investidor sistematicamente faça melhores avaliações de preço, pode ser considerado eficiente.

Dado que sempre existem custos consideráveis de transação e informação, a total eficiência de um mercado acaba se tornando um “benchmark” para se avaliar até que ponto esses custos permitem a adoção do modelo de mercados eficientes (Fama, 1991).

O maior problema de se verificar a eficiência de mercado na prática seria que ela não é testável em si, ou seja, necessita-se um modelo de precificação para se verificar se um determinado título apresentou durante um período retorno anormal (acima ou abaixo do mercado em comparação ao seu grau de risco). Ou seja, geralmente quando se verifica a existência de anomalias na distribuição de retornos de um ativo é muito difícil determinar se os retornos anormais são causados por ineficiências de mercado ou são resultado da utilização de modelos de precificação inconsistentes (Fama 1970).

Os testes e estudos relacionados geralmente abordam uma das três formas de eficiência de mercado, à saber: fraca, semi-forte e forte. A forma fraca de eficiência de mercado afirma que em mercados eficientes não é possível obter retornos economicamente significativos com base nas informações de retornos passados. A semi-forte defende que todas as informações públicas sobre uma empresa são refletidas rapidamente em seu preço de mercado, não havendo reação tardia ou exagerada à algum evento que impacte os ativos. Já na forma forte de eficiência, se acredita que todas as informações públicas e confidenciais se reflitam instantaneamente nos preços de mercado, impossibilitando a obtenção de retornos anormais com base nestas.

O presente trabalho terá foco na investigação de fenômenos relacionados à forma fraca de eficiência de mercados, ou seja, estaremos interessados em verificar se é possível obter algum grau de previsibilidade dos retornos futuros das ações no mercado brasileiro com base nas informações dos seus preços históricos. Mais especificamente será verificado tanto o grau de autocorrelação de carteira de ações como a existência do padrão observado no mercado internacional, do qual retornos de empresas pequenas são, em parte, influenciados por retornos passados de grandes empresas. Além

disso, ainda será analisada a ocorrência ou não de efeitos sazonais, particularmente se retornos geralmente são mais baixos ou elevados em algum dia da semana ou mês específico.

2. REVISÃO DE LITERATURA

O presente seção terá foco em apresentar uma revisão de literatura de trabalhos que visaram testar a forma fraca da hipótese de eficiência de mercado. De acordo com a nomenclatura sugerida por Fama (1991) serão revistos testes de predição de retorno, que estão interessados em averiguar como os retornos passados e outras variáveis como taxas de juros e índices com base em dividendos e lucros predizem os retornos futuros.

2.1. Horizontes de Curto Prazo

A maioria dos últimos testes sobre eficiência de mercado em horizontes de curto prazo parece encontrar evidências contra a hipótese de eficiência de mercado ao verificar que parte dos retornos futuros dos títulos são previstos pelos seus retornos passados. Entretanto, a maioria da autocorrelação dos retornos parece se reduzir muito quando se controlam os efeitos da diferença entre as cotações de compra e venda de títulos (bid-ask spread) e o efeito bastante particular às ações de empresas menores, as quais possuem baixa e irregular negociação (nonsynchronous trading effect) (Fama, 1991).

Por exemplo Lo e MacKinlay (1988) ao examinar o comportamento dos retornos semanais das ações da NYSE no período de 1962-1985

encontrou significativa autocorrelação positiva ao dividir as ações em grupos de acordo com seu valor de mercado. Para o grupo de ações compostos pelas 40% menores ações, a autocorrelação de primeira ordem de retornos semanais fica próxima à 0,3, sendo estatisticamente significativa até a defasagem 4. Entretanto, para o primeiro decil das maiores empresas, a autocorrelação praticamente desaparece. Esse resultado à princípio poderia ser sinal de ineficiência de mercado para ações de empresas pequenas. Contudo, há evidências de que este é causado principalmente pelo efeito “nonsynchronous trading” (Fisher 1966). Fisher afirma que no caso de ações de pequenas empresas, sua negociação baixa e irregular pode gerar uma autocorrelação positiva espúria; o que significa que seus retornos futuros podem ter baixa previsibilidade em relação aos seus retornos passados. French and Roll (1986) também encontram autocorrelação em retornos diários de ações de maior valor de mercado, porém negativas até à defasagem 13 e bem próximas a zero.

Para o caso brasileiro, Bonomo, Fernandes e Torres (2001), encontram autocorrelações positivas significativas em dados diários de retornos de ações listadas no Ibovespa de 1986 à 1998 e agrupadas por valor (VW) e por pesos iguais (EW), entretanto a evidência é menos óbvia para os retornos semanais. As autocorrelações também se reduzem quando se compara o período após a implementação do Plano Real (ago.94), indicando um aumento do grau de eficiência do mercado brasileiro. Os autores concluem que seu estudo não pode rejeitar a hipótese de eficiência dos mercados brasileiros, basicamente porque no seu estudo não são incorporados o custo de transação de possíveis estratégias de investimento com base nos retornos passados, dado que estes são ainda mais altos do que os verificados nos mercados desenvolvidos.

Jegadeesh and Titman (1993), através de uma amostra de empresas americanas na NYSE e AMEX no período de 1965 à 1989 montou carteiras com

base em ações que apresentaram os maiores retornos verificados nos últimos 6 meses, mantendo-as por mais de seis meses. Através desta estratégia encontraram retorno em excesso de 12% ao ano ajustado pelo modelo CAPM de SLB (Sharpe (1964), Lintner (1965) and Black (1972)) , modelo que considera apenas um fator de risco representativo do mercado. Curiosamente, mesmo considerando ações de grandes empresas, ainda sim a carteira apresentou retorno em excesso da ordem de 9% ao ano. Porém quando a carteira era mantida em um maior horizonte (entre 1 e 2 anos), os retornos em excesso praticamente desapareciam. Os autores atribuem esse fenômeno como sendo “reação tardia” dos investidores às informações, e concluem que é necessário um modelo mais sofisticado de análise do comportamento do investidor para explicar os resultados.

No Brasil, Minardi (2004), realizou procedimento semelhante utilizando a janela de 1994 à 2000 com dados da Bovespa, porém montou carteiras com base nas ações de maior retorno esperado no último mês, rebalanceando-as mensalmente, incluindo custos de corretagem. A autora encontra retornos em excesso significativos, medidos pelo alfa do CAPM, somente se forem consideradas taxas de corretagem muito baixos (0,035% e 0,100%), o que indica que somente grandes investidores conseguem gerar alfas positivos com base em estratégias que utilizem retornos passados. Entretanto, a autora não considera no estudo o impacto de possíveis custos de liquidez das carteiras e também reconhece que o CAPM pode apresentar insensibilidade à outros fatores que impactem racionalmente o retorno esperado das carteiras.

2.2. Horizontes de Longo Prazo

A literatura que busca evidências de ineficiências de mercado em horizontes de longo prazo tende a apresentar maiores sucessos do que os que o tentam para o curto prazo. Entretanto, como salienta Fama(1991), os resultados podem apresentar fraco rigor estatístico dado que podem ser derivados de problemas de amostragem e ou de modelos de precificação e suas premissas, como por exemplo a própria variação temporal dos retornos esperados dos ativos que podem ser confundidos com bolhas especulativas.

DeBondt e Thaler (1985) analisam o comportamento dos retornos mensais das ações da NYSE no período de 1926-1982. Eles identificaram que as ações com o pior desempenho em 3 a 5 anos tendem a apresentar retornos muito altos em comparação ao mercado durante os próximos anos, especialmente em Janeiro. O contrário também parece verdadeiro, pois eles também identificaram que as ações de melhor desempenho durante esse período tendem a apresentar retornos inferiores ao mercado nos anos seguintes. Eles atribuem esses resultados ao efeito do que ele chama de “reação exagerada” (overreaction) a boas ou más notícias sobre as empresas. Chan (1988) e Ball e Kothari (1989) argumentam que essa reversão de ganhos se configura apenas devido à falhas no ajuste à risco dos retornos. Zarowin (1989) argumenta que o efeito “reação exagerada” de DeBondt-Thaler está relacionado ao efeito verificado por Banz (1981): que empresas pequenas, que muitas vezes apresentam mau desempenho, possuem retorno esperado maior do que grandes empresas. Chan e Chen (1991) suportam a hipótese de eficiência de mercado ao afirmar que existe um fator de risco associado à performance econômica das empresas o qual pode ser compensado em um modelo de precificação racional.

Fama e French (1988) encontraram alta autocorrelação negativa (-0,25 até 0,4 para horizontes de 3 a 5 anos) em carteiras de ações diversificadas de ações da NYSE no período de 1926-1985. Entretanto, ao extrair o período de 1926-1940 da amostra dos dados a autocorrelação praticamente desaparece, o que pode indicar que os retornos em excesso aparecem quando há uma má seleção do período de amostra.

Lehmann (1990) também encontra reversões de longo prazo ao analisar o comportamento de retornos semanais das ações da NYSE e da American Stock Exchanges de 1962 até 1986. Entretanto, Fama (1991) alerta que os retornos anormais tendem a praticamente se anular quando Lehmann considera os “spreads” de compra e venda das ações e o custo de transação para se beneficiar desses retornos, mostrando que não é possível descartar a hipótese de eficiência dos mercados. Fama também argumenta que a base de dados utilizada por Lehmann, contém alguns erros que poderiam comprometer o resultado da pesquisa.

Para o Brasil, Bonomo e Agnol (2002) analisam o comportamento da distribuição dos retornos mensais das ações do Ibovespa no período de 1986 à 2000 e identificam retornos anormais em carteiras perdedoras de até 3 anos. Entretanto os autores não levam em consideração custos de transação, além da consistência dos resultados diminuir significativamente após a implementação do Plano Real (1998). Porém, Bonomo, Fernandes e Torres (2001) não rejeitam a hipótese de passeio aleatório para o comportamento da variação dos retornos mensais do Ibovespa no período de 1970 à 1998 em um horizonte de longo prazo, pois encontram razões de variância não significativamente diferentes de 1 em todas as defasagens avaliadas.

Fama (1991) lembra ainda outro problema para a previsão de retornos futuros com base em retornos passados. Dado que a autocorrelação dos

retornos passados incorpora várias mudanças nos retornos esperados das ações durante um período, a sua significância estatística fica bastante comprometida.

Fama (1998) argumenta ainda que, se a pesquisa gera evidências de que existe tanto “reação tardia” como “reação exagerada”, e que não existe ainda nenhum modelo racional que explique e preveja esses movimentos, esses efeitos podem ser aleatórios. Por segundo o autor tanto a “reação tardia” e a “reação exagerada” não são evidências contra a hipótese de eficiência dos mercados.

2.3. Previsão de Retornos com Variáveis Índice

A previsibilidade de retorno de ações através de índices com base em dividendos ou lucros não é em si evidência contra a hipótese de mercados eficientes. Em um mercado eficiente, baixos índices Dividendo/Preço (D/P) por exemplo indicam que as taxas de desconto e os retornos esperados para o respectivo ativo são baixos. Já em um mundo de bolhas irracionais, índices D/P mais retraídos indicariam preços irracionais que mais tarde retornariam inevitavelmente para seu valor fundamental. Entretanto, seria difícil distinguir se a previsibilidade dos retornos seria resultado da variação racional ou de bolhas especulativas, devido à dificuldade em se identificar a natureza das variações dos retornos e sua correlação com as condições de mercado. (Fama, 1991).

O trabalho empírico dos pesquisadores para provar ineficiências de mercado também seria dificultado pelo problema da utilização de modelos de precificação. Ineficiências detectadas poderiam ser causadas por má especificação dos modelos, não sendo possível por tanto a rejeição da hipótese de eficiência de mercado.

Utilizando o modelo CAPM, Blume and Friend (1973), Fama and MacBeth(1973) e Basu (1977, 1983) demonstram que os indicadores Lucro/Preço (L/P) são relacionados positivamente aos retornos das ações, controlando-se o β do modelo. Banz (1981) demonstra também que o valor de mercado da ação é negativamente relacionado com seu retorno esperado controlando-se o efeito do β , sendo as empresas pequenas possuidoras de maior retorno esperado. Utilizando-se também do modelo CAPM e de dados de retornos de todas ações negociadas na NYSE de 1948 à 1979, Bhandari (1988) encontra relação positiva entre retornos esperados das ações e alavancagem. Finalmente, Fama and French (1991), ao utilizar dados de todas ações da NYSE, AMEX e NASDAQ de 1963 à 1990 agrupadas pelo seu valor de mercado, evidenciam alto poder explicativo e correlação positiva entre ações com alto índice Patrimônio Líquido/Valor de mercado (PL/VM) e seus retornos esperados.

No caso brasileiro, Puggina (1974) Moraes Jr. (1981) e Costa Jr. e O'Hanlon(1991), identificaram o efeito tamanho no mercado brasileiro. Hazzan (1991) testou o índice P/L para as carteiras agrupadas por ações negociadas na Bovespa de empresas de tamanho semelhantes no período de 1981 a 1988. Os resultados sugerem que ações com P/L mais baixo tendem a proporcionar melhor desempenho do que as de P/L Alto.

Contra o efeito valor de mercado, Chan and Chen (1991) argumentam que ele pode ser explicado pelo impacto de empresas em crise financeira nos retornos esperados, o qual não é capturado pelo modelo CAPM. Quando os autores analisam o grupo de empresas com menor tamanho na amostra, encontram muitas firmas com problemas financeiros, o que pode elevar o retorno esperado desses papéis. Fama and French (1991) assinalam que alavancagem e PL/VM são altamente correlacionados com o

valor do patrimônio, apresentando também forte relação com a situação financeira das empresas.

Na realidade, segundo Fama (1991), o maior problema não são tanto os fatores mencionados acima, e sim o fraco papel do coeficiente b para explicar o cross-section dos retornos médios no mercado americano, mesmo quando ele é usado como a única variável explicativa. Fama and French (1991) estimam um prêmio médio por unidade de risco, medido pelo b , de 1,44% por ano e à menos de 0,5 desvios padrões de 0, configurando dessa maneira violação às premissas do modelo (prêmio de risco unitário=1).

Com relação a modelos multifatores, principalmente o APT (Merton (1973)) e Ross (1975), não determinam concretamente quais variáveis explicam retorno esperado das ações (Fama (1991)). Por isso sempre existe o risco de criar relações espúrias dentro de um modelo, quase que inviabilizando a confiabilidade estatística dos resultados.

2.4. Horizontes de Longo Prazo

Muitos pesquisadores encontraram evidências de retornos anormais localizados em certos períodos da semana, do mês ou do ano.

DeFusco, McCabe and Yook (1993) ao examinar a distribuição dos retornos semanais das 600 maiores empresas americanas listadas na Ward's Business Directory no ano de 1986, e encontraram maior ocorrência de retorno negativo em segunda-feiras. Também evidenciaram que esse efeito se configura principalmente em segunda-feiras próximas à reuniões do conselho de administração das empresas.

Rosenberg (2004) ao analisar a distribuição dos retornos diários de três índices relativos à NYSE (NYSE value-weighted index, NYSE equally-weighted index e o S&P 500 index) no período de 1962-1993, conclui que os retornos na última metade dos meses apresentam-se consistentemente inferiores aos da primeira metade do mês. Entretanto o autor evidencia também que essa diferenciação nos retornos só acontecem em anos de ciclos de expansão de negócios e salienta ainda que a diferença dos retornos é baixa o suficiente para não permitir o desenvolvimentos de esquemas de transação lucrativos dado o custo de transação.

Keim (1988) argumenta que a evidência dessas sazonalidades não se configuram em violação da hipótese de eficiência de mercados já que os retornos adicionais dos efeitos semanais e mensais são inferiores aos bid-ask spreads praticados.

Entretanto, o mais famoso e intrigante efeito sazonal é o efeito Janeiro, no qual as ações, principalmente de empresas pequenas, apresentam desempenho bastante superior em Janeiro, em comparação ao restante do ano. Existem duas hipóteses mais plausíveis para este evento. A primeira é denominada “hipótese de recuperação de perdas tributárias” (Reinganum, 1983), na qual investidores vendem ações que apresentaram fraco desempenho em um determinado ano ao final do mesmo para realizarem compensações tributárias, comprando as mesmas posições em Janeiro do ano posterior. A segunda explicação seria denominada de “hipótese do comportamento do investidor institucional”, na qual os investidores institucionais reavaliam suas carteiras e adquirem posições compradas geralmente em janeiro, pressionando positivamente as cotações de mercado. Como uma das evidências empíricas mais recentes, Mehdian and Perry (2002), ao examinar os retornos diários no mercado americano através de três índices

(DJCOMP, NYSE e S&P500) encontra evidências significativamente positivas do efeito Janeiro. Porém após o crash de 1987 da bolsa americana, o efeito passa a ser estatisticamente insignificante. Pietranico and Riepe (2004) também demonstram, utilizando dados de ações da NYSE de 1997 a 2003 agrupados em dez carteiras de empresas de semelhante valor de mercado, que o efeito janeiro se apresenta estatisticamente significativo apenas na carteira composto por empresas de menor valor de mercado.

Para o Brasil, Bonomo, Fernandes e Torres (2001) também encontra um efeito sazonal nos retornos de segunda-feira, porém não encontra retornos significativamente maiores em janeiro, porém encontra sazonalidades mensais em outubro e novembro.

3. MODELOS DE PASSEIO ALEATÓRIO

Essa seção tratará da revisão teórica dos modelos de passeio aleatório aplicados nos testes.¹

3.1. O Modelo MARTINGAL

Segundo Campell, Lo e MacKinley (1997), O modelo martingal é um dos modelos mais antigos utilizados para a modelagem dos preços no mercado financeiro. Ele está relacionado ao princípio de em um jogo justo, no qual o ganho esperado para os jogadores é sempre zero, pois é pouco provável que um indivíduo racional

¹ Campell, Lo e MacKinley (1997), capítulo 2, páginas 27-33.

aceite um jogo do qual o resultado esperado é negativo, o que permitiria à outra parte um resultado positivo.²

A noção de jogo justo é a essência do modelo martingal, que é 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 seja, a melhor estimativa de preço de um ativo para amanhã é o próprio preço do ativo hoje. Por tanto, um jogo é justo quando seu ganho incremental esperado, dado o histórico do jogo, é zero. Outra hipótese vital do modelo de martingal é de que as mudanças de preços de um ativo não são correlacionados em todas as defasagens de tempo.

De fato, segundo Campell, Lo e MacKinley (1997) o modelo martingal foi por muito tempo considerado uma condição essencial para um mercado eficiente, já que ele assume a imprevisibilidade dos retornos dos ativos dado seu histórico de preços. Entretanto, um dos princípios fundamentais da teoria de finanças moderna é que deve haver uma relação entre retorno e risco esperado, e todavia o modelo martingal não considera o risco como variável. Exemplificando, se o retorno esperado de um ativo é positivo, isto pode ser a recompensa do risco associado à manutenção do investimento no mesmo. Dessa maneira, apesar do apelo intuitivo da teoria do jogo justo, alguns estudos demonstraram que o modelo martingal não é condição necessária ou suficiente para a explicação racional dos preços dos ativos (Lucas, 1978 e Leroy 1973).

Apesar de suas limitações, segundo Campell, Lo e MacKinley (1997) o modelo martingal é uma ferramenta importante em estatística e tem

aplicações importantes na teoria moderna de finanças. Lucas (1978), por exemplo, demonstra que ao se ajustar o modelo martingal para o risco, ele mantém suas importantes propriedades preditivas. Além disso, o modelo martingal permitiu o desenvolvimento de um modelo ainda mais importante para o mundo científico: a hipótese de passeio aleatório.

3.2. O Modelo de Passeio Aleatório RW1

A versão mais simples da hipótese de passeio aleatório é a que explica o comportamento dos preços de acordo com a seguinte equação:

$$P_t = \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (2.2.1)$$

Onde μ é a mudança de preço esperado, e $IID(0, \sigma^2)$ denota que os choques ε_t são independentes e identicamente distribuídos com média zero e variância σ^2 . Segundo, Campell, Lo e MacKinley (1997), a independência dos choques ε_t implica não somente a não correlação dos choques, mas também que qualquer função não linear dos choques também não seja correlacionada. Esse modelo é denominado RW1.

Através de (2.2.1), obtemos o retorno esperado condicional e a variância condicionada da função:

$$E[P_t / P_0] = P_0 + \mu t \quad (2.2.2)$$

$$Var[P_t / P_0] = \sigma^2 t, \quad (2.2.3)$$

Através das equações acima derivamos outra característica essencial do modelo de passeio aleatório que é a linearidade no tempo da média e

variância condicionais. Essa característica também se aplica para os outros modelos de passeio aleatório (RW2 e RW3).

Outra suposição importante assumida sobre os choques é a normalidade. Se os choques ε_t são IID, $N(0, \sigma^2)$ a equação (2.2.1) se refere a um movimento Browniano aritmético.

Para obtermos melhores inferências sobre o resultado, utilizaremos o modelo lognormal para o nosso trabalho empírico, utilizando o logaritmo natural dos preços ($p_t = \log P_t$), sendo portanto a equação (2.2.1) transformada para

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \text{ IID } N(0, \sigma^2) \quad (2.2.4)$$

Onde os retornos são independentes e identicamente distribuídos com média μ e variância σ^2 .

3.3. O Modelo de Passeio Aleatório RW2

A hipótese do modelo RW1 de choques identicamente distribuídos se torna menos realista para explicar o comportamento dos ativos financeiros no longo prazo. Campell, Lo e MacKinley (1997) exemplificam esse fenômeno ao citar que é difícil acreditar que a volatilidade da bolsa de Nova York (New York Stock Exchange, NYSE) permaneceu a mesma em seus 200 anos de existência após muitos eventos sócio-econômicos ocorridos nesses séculos.

Dessa maneira, assume-se que os choques são independentes mas não identicamente distribuídos (INID), o que nos leva ao modelo de Passeio Aleatório RW2.

3.4. O Modelo de Passeio Aleatório RW3

A versão mais abrangente e menos forte dos modelos de passeio aleatório é o RW3. Segundo Campell, Lo e MacKinley (1997), nesse modelo se assume que os choques, além de não identicamente distribuídos, são dependentes, porém não correlacionados. Campell, Lo e MacKinley (1997 citam um exemplo que satisfaz somente RW3 e não RW1 ou RW2. Um processo no qual $Cov[\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}] = 0$ para todo $k \neq 0$, mas onde $Cov[\varepsilon_t^2, \varepsilon_{t-k}^2] \neq 0$ para algum $k \neq 0$, possui choques não correlacionados, entretanto não são independentes já que o quadrado dos choques são correlacionados.

4. METODOLOGIA

Neste capítulo descreveremos as estatísticas utilizadas tanto para os testes de normalidade como para os testes de previsibilidade de retornos.

4.1 Características da Distribuição dos Retornos

Na avaliação da hipótese de normalidade serão utilizados o teste de Jarque Bera, além dos procedimentos de regressão dos quantis e o índice de cauda,

para investigar assimetria e curtose respectivamente. A rejeição da hipótese de não normalidade, conforme evidência no mercado internacional e brasileiro, deverá sugerir que a adoção de modelos não-lineares na média ou na variância são mais eficientes para previsões dos preços de ações.

4.1.1. Teste de Jarque Bera

O teste de Jarque Bera (1987) baseia-se nos coeficientes de assimetria(S) e curtose (K) da distribuição dos retornos:

$$S = \frac{E(r - \mu)^3}{(\sigma^2)^{3/2}}, \quad K = \frac{E(r - \mu)^4}{(\sigma^2)^2}$$

Sob a hipótese de normalidade, devemos ter $S=0$ e $K=3$.

Tais coeficientes serão estimados respectivamente pelos estimadores amostrais \hat{S} e \hat{K} . A estatística de Jarque Bera é dada por:

$$JB = T \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(\hat{K} - 3)^2}{24} \right] \sim \chi^2(2)$$

Se $JB > \chi^2_{1-\alpha}(2)$ então a hipótese de normalidade da distribuição dos retornos não é aceita ao nível de significância α .

4.1.2. Regressão dos Quantis

Esse procedimento compara a distância dos quantis Q_α e $Q_{1-\alpha}$ em relação à mediana da distribuição. Caso a distribuição siga a hipótese de normalidade, deve haver simetria, ou seja tais distâncias devem ser iguais. Sejam $r_{(1)}$, $r_{(2)}$, ... $r_{(T)}$ as estatísticas de ordem dos retornos da amostra e m sua mediana, $u_i = m - r_i$ e $v_i = r_{(T-i+1)} - m$, onde $i = 1, 2, \dots, T/2$. Estimamos a regressão $v = \beta_1 + \beta_2 \cdot u + \varepsilon$. Se a distribuição for simétrica então não devemos rejeitar as hipóteses $\beta_1 = 0$ e $\beta_2 = 1$.

4.1.3. Índice de Cauda

Baseando-se na comparação das distâncias interquantis da distribuição empírica e da distribuição normal, o índice de cauda é utilizado para avaliação tanto da curtose quanto da assimetria da distribuição. Seu cálculo é realizado da seguinte forma:

$$T_L = \frac{H_0(\alpha)}{H(\alpha)} ; \quad T_R = \frac{H_0(1-\alpha)}{H(1-\alpha)}$$

Onde:

$$H_0(1-\alpha) = \frac{F_0^{-1}(1-\alpha) - F_0^{-1}(50\%)}{F_0^{-1}(75\%) - F_0^{-1}(50\%)},$$

$$H(1-\alpha) = \frac{F^{-1}(1-\alpha) - F^{-1}(50\%)}{F^{-1}(75\%) - F^{-1}(50\%)},$$

$$H_0(\alpha) = \frac{F_0^{-1}(50\%) - F_0^{-1}(\alpha)}{F_0^{-1}(50\%) - F_0^{-1}(25\%)},$$

$$H(\alpha) = \frac{F^{-1}(50\%) - F^{-1}(\alpha)}{F^{-1}(50\%) - F^{-1}(25\%)}$$

Onde:

$F_0^{-1}(\alpha)$ é o quantil da função de distribuição acumulada observada correspondente a α .

$F^{-1}(\alpha)$ é o quantil da função de distribuição acumulada normal padrão correspondente a α .

Se a distribuição dos dados for normal, então a distribuição é simétrica e $T_L = T_R = 1$. Se a distribuição for leptocúrtica, possuindo caudas mais pesadas do que a normal, então $T_L > 1$ ou $T_R > 1$.

4.2 Testes para a Previsibilidade de Retornos

Nessa seção trataremos tanto dos testes de hipótese de passeio aleatório, autocorrelações e razão de variância, como dos demais testes de previsibilidade de retornos históricos, autocorrelações cruzadas e sazonalidades.

4.2.1. Autocorrelações de ordem k.

Segundo Campell, Lo e MacKinley (1997), dada uma série temporal onde os retornos são covariância- estacionários, a autocorrelação de ordem k do retorno no tempo t é definida como³:

$$\rho(k) = \frac{\text{Cov}[r_t, r_{t+k}]}{\sqrt{\text{Var}[r_t]}\sqrt{\text{Var}[r_{t+k}]}} = \frac{\text{Cov}[r_t, r_{t+k}]}{\text{Var}[r_t]} = \frac{\gamma(k)}{\gamma(0)}$$

A autocorrelação $\rho(k)$ pode ser estimada pelo estimador amostral usual dado por $\hat{\rho}(k) = \hat{\gamma}(k) / \hat{\gamma}(0)$, onde $\hat{\gamma}(k)$ é o estimador amostral da autocovariância de ordem k .

Conforme mostrado por Fuller (1976), se $\{r_t\}$ satisfaz a hipótese de RW1, tem variância σ^2 e sexto momento $T\sigma^2$, então o estimador amostral $\hat{\rho}(k)$ é viesado, com valor esperado dado por:

$$E\{\hat{\rho}(K)\} = \frac{T-k}{T(T-1)} + O(T^{-2}).$$

Embora o viés possa ser negligenciado quando T é grande, o estimador $\hat{\rho}(k)$ ajustado para viés proposto por Fuller será adotado, sendo dado por:

$$\tilde{\rho}(k) = \hat{\rho}(k) + \frac{T-k}{(T-1)^2} (1 - \hat{\rho}^2(k))$$

Sob a hipótese de RW1, com sextos momentos uniformes limitados, Fuller (1976) mostra que os coeficientes $\tilde{\rho}(k)$ são independentes, podendo a estatística abaixo ser utilizada para fins de teste⁴:

³ Campell, Lo e MacKinley (1997), capítulo 2, páginas 44-47.

⁴ Romano e Thombs (1996) discutem inferência sobre as autocorrelações de ordem k sob hipóteses menos restritivas de distribuição, como a de RW3. Tal procedimento, contudo, não será adotado. Além de computacionalmente mais complexo, os ganhos em termos de potência não são muito compensatórios, visto

$$\frac{T}{\sqrt{T-k}} \tilde{\rho}(k) \sim N(0,1)$$

4.2.2. Razão de Variância

Segundo, Campell, Lo e MacKinley (1997) Uma importante propriedade de todos os três modelos de passeio aleatório é de que a variância dos choques de uma série temporal deva ser uma função linear do seu intervalo de tempo. Por exemplo, sobre a hipótese de RW1, onde os retornos são definidos como $r_t \equiv \log P_t - \log P_{t-1}$ e são IID., a variância de $r_t + r_{t-1}$ deve ser equivalente a duas vezes a variância de r_t . Na prática, entretanto, isso não é necessariamente verdade, mas a sua razão deve ser estatisticamente não diferente de 1 para a hipótese de RW1 ser verdadeira⁵.

Considere novamente a razão da variância de dois períodos de retornos logarítmicos $r_t(2) \equiv r_t + r_{t-1}$ por duas vezes a variância de retorno r_t de um período, assumindo apenas a hipótese de estacionaridade da série. Então, esta razão de variância pode ser expressa por:

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

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

que o teste de razão de variância sob RW3 é mais potente sob a hipótese alternativa mais plausível de reversão à média nos horizontes de maior prazo. Adicionalmente, as magnitudes das autocorrelações podem ser recuperadas a partir das estimativas das razões de variância.

⁵ Campell, Lo e MacKinley (1997), capítulo 2, páginas 48-55.

Onde $\rho(1)$ é o coeficiente de autocorrelação de primeira ordem dos retornos $\{r_t\}$. Para qualquer série temporal estacionária, o valor da razão de variância $VR(2)$ é simplesmente um mais o coeficiente de correlação de primeira ordem.

Para comparações além de um ou dois períodos de retornos, a fórmula da estatística $VR(q)$, para q -períodos, é apresentada abaixo:

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

Onde $r_t(k) \equiv r_t + r_{t-1} + \dots + r_{t-k+1}$ e $\rho(k)$ é o coeficiente de autocorrelação de $\{r_t\}$ ordem k . Isto mostra que $VR(q)$ é uma combinação linear particular dos primeiros $k-1$ coeficientes de autocorrelação de $\{r_t\}$, com pesos linearmente declinantes.

Fixando-se um horizonte de tempo e coletando-se uma amostra com $nq+1$ observações de preços em $\log \{p_0, p_1, \dots, p_{nq}\}$, então $VR(q)$ pode ser avaliada com base em seu estimador amostral $VR(q) \equiv \hat{\sigma}_b^2(q) / \hat{\sigma}_a^2$ (vide Campell, Lo e MacKinley (1997)⁶, onde:

$$\hat{\sigma}_b^2(q) \equiv \frac{1}{nq} \sum_{k=1}^n \left(p_{qk} - p_{qk-q} - q \hat{\mu} \right)^2,$$

$$\hat{\sigma}_a^2 \equiv \frac{1}{nq} \sum_{k=1}^{nq} \left(p_k - p_{k-1} - \hat{\mu} \right)^2 \quad e$$

⁶ Campell, Lo e MacKinley (1997), capítulo 2, páginas 48-55.

$$\hat{\mu} \equiv \frac{1}{nq} \sum_{k=1}^{nq} (p_k - p_{k-1}) .$$

Lo e MacKinlay (1988) propõem uma metodologia de cálculo das razões de variância que introduz dois refinamentos sobre o estimador usual $\hat{VR}(q)$ da razão de variância. A primeira é o uso de observações sobrepostas de retornos em multiperíodos de ordem q . A segunda é a correção do viés dos estimadores do numerador e denominador da razão de variância. Seu estimador da razão da variância é dado por $\overline{VR}(q)$:

$$\overline{VR}(q) \equiv \frac{\overline{\sigma}_c^{-2}(q)}{\overline{\sigma}_a^{-2}} ;$$

$$\overline{\sigma}_c^{-2}(q) \equiv \frac{1}{m} \sum_{k=q}^{nq} \left(p_k - p_{k-q} - q \hat{\mu} \right)^2 , \text{ onde:}$$

$$m \equiv q(nq - q + 1) \left(1 - \frac{q}{nq} \right) ;$$

$$\overline{\sigma}_a^{-2} \equiv \frac{1}{nq - 1} \sum_{k=1}^{nq} \left(p_k - p_{k-1} - \hat{\mu} \right)^2 ,$$

$$\hat{\mu} = \frac{1}{nq} \sum_{k=1}^{nq} (p_k - p_{k-1}) = \frac{1}{nq} (p_{nq} - p_0) ,$$

Sob a hipótese de RW1 temos a seguinte estatística $\psi(q)$

de teste:

$$\psi(q) = \sqrt{nq} (\overline{VR}(q) - 1) \left(\frac{2(2q-1)(q-1)}{3q} \right)^{-1/2} \overset{a}{\sim} N(0,1) .$$

Mesmo na presença de heteroscedasticidade, como na hipótese de RW3, Campell, Lo e MacKinley (1997) ressalta que a razão de variância deve ainda convergir para a unidade, porque a variância da soma dos choques não correlacionados devem ainda ser igual à soma das variâncias. Entretanto, a variância assintótica da razão da variância dependerá do tipo e do grau de heteroscedasticidade presente. Então, na presença de heteroscedasticidade (RW3), a estatística de teste $\psi^*(q)$ será:

$$\psi^*(q) = \frac{\sqrt{nq}(\overline{VR}(q) - 1)}{\sqrt{\hat{\theta}}} \sim N(0,1)$$

Onde:

$$\hat{\theta}(q) \equiv 4 \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right)^2 \hat{\delta}_k \quad e$$

$$\hat{\delta}_k = \frac{nq \sum_{j=k+1}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2 (p_{j-k} - p_{j-k-1} - \hat{\mu})^2}{\left[\sum_{j=1}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2 \right]^2}$$

Sendo $\hat{\theta}(q)$ e $\hat{\delta}_k$, respectivamente, as variâncias assintóticas de $\overline{VR}(q)$ e dos coeficientes de correlação $\hat{\rho}(k)$.

4.2.3. Matrizes de Autocorrelações Cruzadas

Segundo Campell, Lo e MacKinley (1997) Para verificar o comportamento muitas vezes verificado no mercado internacional, de que retornos de empresas pequenas geralmente seguem o padrão de retornos passados de empresas grandes, foram construídas matrizes de autocorrelações cruzadas entre carteiras agrupadas por tamanho.⁷

Suponha que o vetor $X_t = (r_{1t} \ r_{2t} \ r_{3t})'$ de retornos das carteiras agrupadas por tamanho seja um processo covariância-estacionário, onde cada elemento r_{it} representa o retorno da carteira ponderada igualmente das firmas ordenadas por tamanho que compõem o tercil i no período t . Então a matriz de autocorrelação cruzada de ordem k das carteiras agrupadas por tamanho será dada por $Y(K) \equiv D^{-1/2} E[(X_{t-k} - \mu)(X_t - \mu)'] D^{-1/2}$, onde $D \equiv \text{diag}(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2)$ e $\mu \equiv E[X_t]$. Por essa convenção, o elemento da linha i , coluna j da matriz $Y(K)$ representa a autocorrelação entre r_{it-k} e r_{jt} . O estimador amostral da matriz $Y(K)$ é dado por $\hat{Y}(K)$. O desvio padrão assintótico das autocorrelações cruzadas é dado por $1/\sqrt{T}$. A matriz de assimetria das autocorrelações cruzadas de ordem k será dada por $Y(K) - Y(K)'$, e estimada por $\hat{Y}(K) - \hat{Y}(K)'$.

4.2.4. Testes de Sazonalidade

⁷ Campell, Lo e MacKinley (1997), capítulo 2, páginas 74-78

A evidência de sazonalidades de retornos no mercado internacional e no nacional nos levou a investigar se em certos dias da semana ou meses os retornos são maiores ou menores.

Seguindo o procedimento de Para os retornos diários, foram realizadas regressões com variáveis dummy na avaliação do efeito dia da semana em conjunção com o efeito autoregressivo. Adotamos três especificações, uma com dia base na segunda, outra com dia base na quarta, e outra com dia base na sexta-feira:

$$r_t = c + \gamma_2 TER + \gamma_3 QUA + \gamma_4 QUI + \gamma_5 SEX + \beta r_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$r_t = c + \gamma_1 SEG + \gamma_2 TER + \gamma_4 QUI + \gamma_5 SEX + \beta r_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$r_t = c + \gamma_1 SEG + \gamma_2 TER + \gamma_3 QUA + \gamma_4 QUI + \beta r_{t-1} + \varepsilon_t$$

As especificações associadas à investigação da sazonalidade mensal foram centradas em janeiro e junho:

$$r_t = c + \gamma_2 FEV + \gamma_3 MAR + \dots + \gamma_{12} DEZ + \beta r_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$r_t = c + \gamma_1 JAN + \dots + \gamma_6 JUL + \gamma_8 AGO + \dots + \gamma_{12} DEZ + \beta r_{t-1} + \varepsilon_t$$

Havendo indicação de heterocedasticidade, a metodologia de White (1980) será adotada para obter uma estimativa consistente do estimador das variâncias dos coeficientes da regressão.

5. DADOS

Na realização dos testes previstos neste artigo, conforme procedimento de Torres, Bonomo e Fernandes (2001), foram utilizadas ações agrupadas em carteiras. As séries de preços diários das ações, corrigidas para proventos, estendem-se de 1º de julho de 1994 à 30 de junho de 2005, capturando um período pouco maior do que 10 anos após a implementação do Plano Real, que trouxe maior estabilidade monetária à economia brasileira, assim como maior desenvolvimento do mercado de capitais. As séries foram obtidas no banco de dados “Economática”, o índice Ibovespa também foi utilizado, pois é o único representativo disponível para todo o período da análise.

5.1. Carteiras Agregadas

Para agregar as ações das empresas em carteiras, seguiu-se o procedimento de Torres, Bonomo e Fernandes (2001), no qual foram criadas duas carteiras, EW e VW, com os mesmos papéis, porém com ponderações distintas. Na carteira EW, os papéis recebem igual ponderação, ou seja, suas representatividades são inversamente proporcionais ao número de ações. Já na carteira VW, a ponderação em cada ano foi determinada com base no valor de mercado ao final do respectivo ano.

A seleção das ações, que compõem as carteiras EW e VW, foi realizada da seguinte forma. O sistema da Economática em julho de 2005 possuía dados de 718 ações ativas, tendo sido selecionadas 338 negociadas desde julho de 1994. Havendo duas ou mais classes para as ações de cada empresa, optou-se por escolher a mais líquida. Para se evitar maiores problemas de liquidez em se replicar as carteiras desse estudo, foram eliminadas também as ações que apresentaram ocorrências de transações diárias inferiores a

65%. Assim, chega-se a um número de 75 ações que irão compor as carteiras EW e VW. Esse número pouco diverge do encontrado por Torres, Bonomo e Fernandes (2001), que foram 62 papéis, o que demonstra que o mercado brasileiro continua concentrado em termos de liquidez. As ações que compõem as carteiras, assim como a proporção de dias não transacionados para cada papel, encontram-se na tabela 1 do apêndice. Na tabela 2 do apêndice, encontram-se as ponderações das ações na carteira VW.

5.2. Carteiras Agrupadas por Tamanho da Firma

Para se verificar a existência do efeito “pequena empresa” e “grande empresa”, ou seja a evidência de que exista maior ou menor previsibilidade dos papéis de acordo com o porte das empresas, constatada por muitos estudos empíricos em outros países, ordenou-se as ações por valor de mercado e três carteiras foram então formadas com base em cada tercil: PORT1, com 25 firmas, PORT2, com 25 firmas e PORT 3 com 25, em ordem crescente de tamanho. Aqui o procedimento é divergente do adotado por Torres, Bonomo e Fernandes (2001), porque tentou se elevar o efeito diversificação das carteiras e reduzir os efeitos idiossincráticos de cada ação.

5.3 Retornos

Para construção dos retornos nominais, foram realizados dois procedimentos diferentes, sendo um para a série de retornos diários e o outro para a de retornos semanais. Nos retornos diários foram geradas a média dos retornos logaritmos das ações, os quais são definidos através do logaritmo da divisão do preço de fechamento do

dia pelo preço de fechamento do dia anterior de cada ação. Apesar do logaritmo da soma não ser igual a soma dos logaritmos, Campell, Lo e MacKinley (1997) salienta que podemos aproximar a média dos retornos logaritmos das ações como sendo o retorno da carteira por se tratar de um intervalo de curtíssimo prazo.

Em se tratando dos retornos semanais, em virtude dos mesmos compreenderem maiores intervalos de tempo e se apresentarem geralmente com valores significativamente diferentes de zero, foi feito procedimento diferente, também adotado por Campell, Lo e MacKinley (1997). Primeiro calculou-se os retornos discretos de cada ação, e calculou-se a média desses retornos. A partir daí para obter as rentabilidades semanais, construiu-se um índice com observações semanais. As observações semanais foram calculadas com base na 3ª feira de uma semana à 3ª feira da semana seguinte. Sempre que a 3ª feira foi feriado, utilizou-se o valor da série acumulada na 4ª feira. Caso esta também tenha sido feriado, utilizou-se o valor da série acumulada na 2ª feira. Se 2ª, 3ª e 4ª feira forem feriados, desconsiderou-se esta observação semanal. Os fatores de retorno semanal são então calculados como a razão entre as observações da semana corrente, e da semana anterior. Este mesmo procedimento foi adotado para a determinação dos deflatores semanais.

A partir das séries de retornos acumulados discretos, transformou-se os retornos discretos em retornos contínuos através do logaritmo natural de $1+r$. Já nas séries de retornos mensais foi feito procedimento semelhante ao calcularmos os fatores como sendo a razão entre as observações do último dia do mês e do último dia do mês anterior. As séries também foram convertidas para retornos contínuos.

Na análise dos retornos reais⁸ o deflator adotado foi o Índice Geral de Preços Disponibilidade Interna da Fundação Getúlio Vargas, o qual estende-se pelo período integral da amostra. Esse índice possui período de coleta do primeiro ao último dia do mês. Sendo assim, sua taxa reflete aproximadamente a inflação mensal centrada no meio do mês. Conseqüentemente, a taxa de inflação mensal centrada no final do mês foi calculada como a média geométrica da taxa do índice do próprio mês, e do mês seguinte. As taxas de inflação em horizontes de tempo superiores ao mensal foram calculadas através da composição das taxas de inflação mensais centradas.

Já que temos disponíveis somente séries de inflação mensais, é necessário encontrar taxas de inflação diárias e semanais para deflacionar as séries. Para isso então, calculou-se a taxa diária equivalente à inflação do mês, utilizando-se para isto o número de dias úteis do mês. Atribuiu-se esta taxa a um dia central, onde a posição do centro varia conforme o número de dias úteis. Desta maneira, atribui-se a taxa de inflação média diária relativa ao centro do mês, para cada mês. As taxas de inflação diária dos dias localizados entre os centros de cada mês, foram calculadas como uma média geométrica ponderada com base na distância aos respectivos centros. Alguns meses apresentaram deflação, impossibilitando o uso da média ponderada. Então, para cada dia entre esses meses, foi calculada a média aritmética ponderada também com base na distância aos respectivos centros. A taxa de inflação semanal foi calculada através da composição das taxas de inflação diária, conforme descrito anteriormente. Finalmente, todas as séries foram transformadas em retornos contínuos.

⁸ A análise pressupõe que os agentes acertam as suas expectativas de inflação e taxa de juros, tomando os valores observados ex-post como se fossem iguais as expectativas ex-ante.

A fim de se encontrarem os testes propostos neste capítulo foram geradas séries de retornos em três frequências, diária, semanal e mensal. A análise em multiperíodos das razões de variância estendeu-se até a décima sexta ordem para as séries diária e semanal, caracterizando um horizonte de curto prazo. Os retornos de médio e longo prazo são observados na frequência mensal dado que são poucas observações anuais.

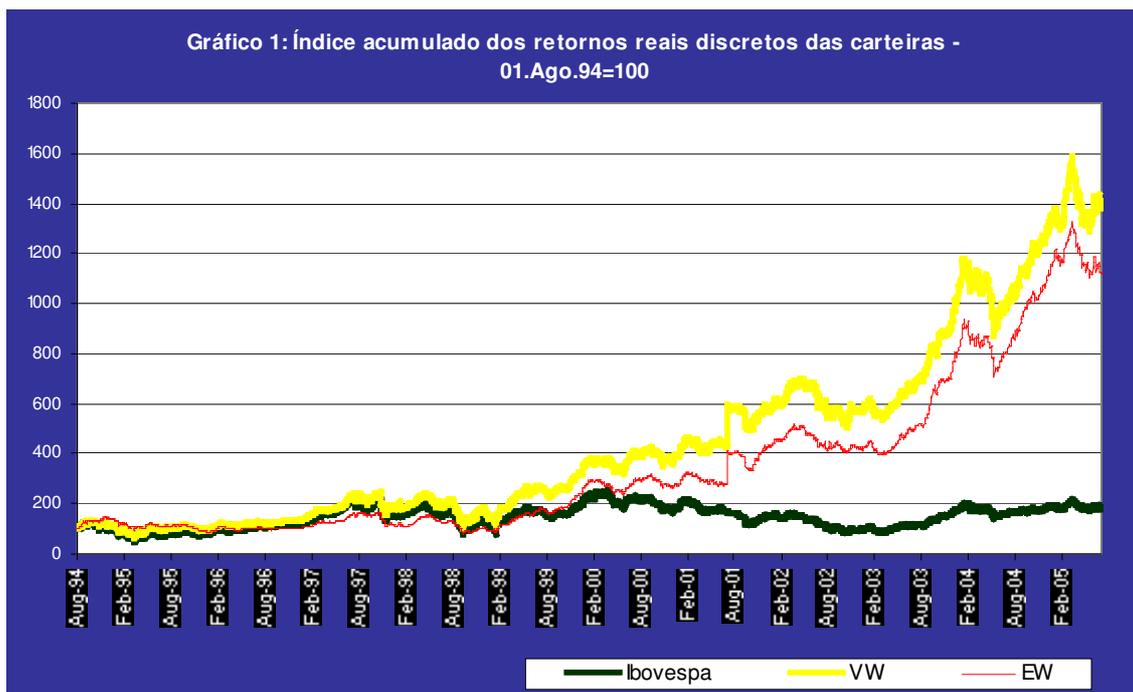
6. RESULTADOS

A tabela 1 apresenta os retornos nominais em cada subperíodo para cada carteira, enquanto a tabela 2 apresenta os retornos reais. O gráfico 1 mostra a evolução do índice acumulado dos retornos reais.

Tabela 1- Retornos nominais das carteiras analisadas				
Período	VW	EW	Ibovespa	IGP-DI
Ago 94 - Dez - 94	21%	48%	4%	11%
1995	2%	-25%	-1%	14%
1996	49%	27%	50%	9%
1997	50%	19%	45%	7%
1998	-24%	-17%	-33%	1%
1999	199%	242%	152%	19%
2000	17%	8%	-11%	9%
2001	64%	75%	-11%	10%
2002	26%	24%	-17%	26%
2003	97%	112%	97%	8%
2004	41%	60%	18%	12%
Jan 95 - Jun 95	3%	-7%	-4%	2%

Tabela 2- Retornos reais das carteiras analisadas

Período	VW	EW	Ibovespa
Ago 94 - Dez - 94	9%	34%	-7%
1995	-10%	-34%	-13%
1996	37%	17%	38%
1997	40%	11%	35%
1998	-25%	-18%	-34%
1999	152%	188%	112%
2000	7%	-1%	-18%
2001	49%	59%	-19%
2002	0%	-2%	-34%
2003	83%	97%	83%
2004	26%	43%	5%
Jan 95 - Jun 95	1%	-8%	-6%



Os mesmos resultados relativos do estudo de Torres, Bonomo e Fernandes (2001) foram encontrados, tendo sido a carteira VW a que apresentou maior retorno esperado seguida pela carteira EW e pelo Ibovespa. Porém, a diferença de

rentabilidade das carteiras VW e EW é bem inferior do que à relatada no estudo citado. Pelo fato das carteiras VW e EW carregarem papéis de empresas que permaneceram no mercado por mais de 10 anos, estas possuem um viés de sobrevivência, explicando o maior retorno obtido por estas frente ao Ibovespa.

Os testes discutidos na seção anterior serão aplicados aos dados de retornos das carteiras mencionadas. Os resultados serão apresentados em duas partes: os relativos aos retornos de curto prazo, e os relativos aos retornos de médio a longo prazo.

6.1 Retornos Diários e Semanais

6.1.1. Características da Distribuição dos Retornos

As Tabelas 3 e 4 apresentam as séries de retornos nominais das carteiras EW e VW analisados nos horizontes diário e semanal, e a tabela 4 apresenta os mesmos resultados para as séries de retornos reais. Também foram informados os estimadores amostrais dos coeficientes de assimetria e curtose, e a estatística de Jarque Bera (JB) com seu respectivo nível de significância marginal. As estimativas dos coeficientes b_1 e b_2 da regressão dos quantis também são apresentadas na tabela. Os índices de cauda TL e TR são reportados para os correspondentes valores de α .

Tabela 3: Características dos retornos de curto prazo do porfolio EW de 01/07/94 à 30/06/05

A. Retornos nominais diários				B. Retornos reais diários			
JB		5,317	(.0000)	JB		5,287	(.0000)
Assimetria		-0.38		Assimetria		-0.39	
Curtose		9.83		Curtose		9.81	
	Regr. Dos Quantis				Regr. Dos Quantis		
	Coef.	p-value			Coef.	p-value	
b1		0.00	(.0000)	b1		0.00	(.0000)
b2		0.85	(.0000)	b2		0.85	(.0000)
Índice de Cauda		Índice de Cauda		Índice de Cauda		Índice de Cauda	
α	TL	TR		α	TL	TR	
1%		1.66	1.36	1%		1.64	1.37
5%		1.25	1.05	5%		1.23	1.07
10%		1.12	1.00	10%		1.13	1.02
C. Retornos nominais semanais				B. Retornos reais semanais			
JB		8,596	(.0000)	JB		8,621	(.0000)
Assimetria		1.55		Assimetria		1.53	
Curtose		21.82		Curtose		21.85	
	Regr. Dos Quantis				Regr. Dos Quantis		
	Coef.	p-value			Coef.	p-value	
b1		-0.01	(.0000)	b1		-0.01	(.0000)
b2		1.07	(.0000)	b2		1.06	(.0000)
Índice de Cauda		Índice de Cauda		Índice de Cauda		Índice de Cauda	
α	TL	TR		α	TL	TR	
1%		1.29	1.38	1%		1.32	1.38
5%		1.21	1.15	5%		1.24	1.18
10%		1.07	1.15	10%		1.09	1.17

Tabela 4: Características dos retornos de curto prazo do porfolio VW de 01/07/94 à 30/06/05

A. Retornos nominais diários				B. Retornos reais diários			
JB		14,735	(.0000)	JB		14,664	(.0000)
Assimetria		0.12		Assimetria		0.12	
Curtose		14.44		Curtose		14.41	
	Regr. Dos Quantis				Regr. Dos Quantis		
	Coef.	p-value			Coef.	p-value	
b1		0.00	(.0000)	b1		0.00	(.0000)
b2		0.92	(.0000)	b2		0.92	(.0000)
Índice de Cauda		Índice de Cauda		Índice de Cauda		Índice de Cauda	
α	TL	TR		α	TL	TR	
1%		1.69	1.53	1%		1.67	1.52
5%		1.23	1.17	5%		1.22	1.14
10%		1.11	1.08	10%		1.10	1.06
C. Retornos nominais semanais				B. Retornos reais semanais			
JB		834	(.0000)	JB		814	(.0000)
Assimetria		0.16		Assimetria		0.16	
Curtose		8.93		Curtose		8.86	
	Regr. Dos Quantis				Regr. Dos Quantis		
	Coef.	p-value			Coef.	p-value	
b1		0.00	(.0141)	b1		0.00	(.0929)
b2		0.90	(.0000)	b2		0.89	(.0000)
Índice de Cauda		Índice de Cauda		Índice de Cauda		Índice de Cauda	
α	TL	TR		α	TL	TR	
1%		1.51	1.63	1%		1.53	1.61
5%		1.16	1.29	5%		1.20	1.35
10%		1.07	1.18	10%		1.10	1.21

Os resultados vêm ao encontro dos observados pelo estudo de Torres, Bonomo e Fernandes (2001) ao demonstrar a não-normalidade nas séries de retorno nominais e reais de curto prazo. As distribuições são mais concentradas nos valores centrais do que a distribuição normal e possuem assimetria positivas para as séries diárias e semanais, com exceção das séries diárias da carteira EW que apresentam assimetria negativa. A estatística de Jarque Bera também rejeita a hipótese de normalidade em todos os casos, assim como os índices de cauda e regressão dos quantis, demonstrando que modelos não-lineares podem ser mais adequados para descrever o comportamento dos retornos.

6.1.2. Testes para a Hipótese de Passeio Aleatório

i. Período Integral

Nas tabelas 5, 6, 7 e 8 são apresentados os resultados dos testes para as hipóteses de RW1 e RW3, tanto para os retornos nominais como para os reais. São apresentadas as autocorrelações de ordem k corrigida para viés $\tilde{\rho}(k)$, assim como as razões de variância com observações sobrepostas $\bar{VR}(q)$. Em um horizonte de curto-prazo, os testes apontam a rejeição de RW1 e RW3 para a carteira EW, e sua não rejeição para a grande maioria dos ordens na carteira VW.

Tabela 5: Autocorrelações ajustadas para viés dos retornos nominais das carteiras EW e VW sob RW1 de 01/07/94 à 30/06/05.

	$\tilde{\rho}(1)$	$\tilde{\rho}(2)$	$\tilde{\rho}(3)$	$\tilde{\rho}(4)$	$\tilde{\rho}(5)$
A. Retornos diários					
Carteira EW	.16 (.0000)	.04 (.0000)	.04 (.0000)	.01 (.0000)	.00 (.0000)
Carteira VW	.12 (.0000)	-.01 (.0000)	-.03 (.0000)	-.05 (.0000)	.06 (.0000)
B. Retornos semanais					
Carteira EW	.07 (.0870)	.19 (.0000)	.04 (.0000)	.04 (.0000)	.06 (.0000)
Carteira VW	-.08 (.0580)	.17 (.0000)	-.09 (.0000)	.02 (.0000)	.03 (.0000)

Tabela 6: Autocorrelações ajustadas para viés dos retornos reais das carteiras EW e VW sob RW1 de 01/07/94 à 30/06/05.

	$\tilde{\rho}(1)$	$\tilde{\rho}(2)$	$\tilde{\rho}(3)$	$\tilde{\rho}(4)$	$\tilde{\rho}(5)$
A. Retornos diários					
Carteira EW	.16 (.0000)	.04 (.0000)	.04 (.0000)	.01 (.0000)	.00 (.0000)
Carteira VW	.11 (.0000)	-.01 (.0000)	-.03 (.0000)	-.05 (.0000)	-.06 (.0000)
B. Retornos semanais					
Carteira EW	.06 (.1400)	.18 (.0000)	.03 (.0000)	.03 (.0000)	.06 (.0000)
Carteira VW	-.08 (.0410)	.17 (.0000)	-.10 (.0000)	.01 (.0000)	.03 (.0000)

Tabela 7: Razões de variância com observações sobrepostas dos retornos nominais das carteiras EW e VW de 01/07/94 à 30/06/05.

A. Retornos diários	VR(2)	VR(4)	VR(8)	VR(16)
Carteira EW	1.16	1.30	1.40	1.73
p-valor sob RW1	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)
p-valor sob RW3	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)
Carteira VW	1.12	1.16	1.03	1.12
p-valor sob RW1	(.0000)	(.0000)	(.5474)	(.1535)
p-valor sob RW3	(.0070)	(.0538)	(.7764)	(.4672)
B. Retornos semanais				
Carteira EW	1.07	1.30	1.54	1.59
p-valor sob RW1	(.0794)	(.0001)	(.0000)	(.0013)
p-valor sob RW3	(.1586)	(.0013)	(.0001)	(.0028)
Carteira VW	0.92	1.01	1.04	0.92
p-valor sob RW1	(.0653)	(.9467)	(.7464)	(.6780)
p-valor sob RW3	(.2474)	(.9653)	(.8217)	(.7557)

Tabela 8: Razões de variância com observações sobrepostas dos retornos reais das carteiras EW e VW de 01/07/94 à 30/06/05.

A. Retornos diários	VR(2)	VR(4)	VR(8)	VR(16)
Carteira EW	1.16	1.29	1.38	1.68
p-valor sob RW1	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)
p-valor sob RW3	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)
Carteira VW	1.11	1.15	1.03	1.10
p-valor sob RW1	(.0000)	(.0000)	(.6508)	(.2224)
p-valor sob RW3	(.0077)	(.0599)	(.8310)	(.5344)
B. Retornos semanais				
Carteira EW	1.06	1.28	1.49	1.55
p-valor sob RW1	(.1272)	(.0004)	(.0001)	(.0027)
p-valor sob RW3	(.2220)	(.0032)	(.0004)	(.0052)
Carteira VW	0.92	0.99	1.02	0.91
p-valor sob RW1	(.0475)	(.9049)	(.9026)	(.6132)
p-valor sob RW3	(.2145)	(.9379)	(.9321)	(.7052)

Assim como no estudo de Torres, Bonomo e Fernandes (2001), as autocorrelações de primeira ordem de EW estimadas são positivas em ambos os horizontes, sendo mais fortes do que as de ordem superior. Em comparação aos resultados obtidos pelos autores, as autocorrelações diárias são menores para ambas as carteiras, o que pode evidenciar uma redução do grau de ineficiência do mercado acionário brasileiro. Ainda sobre a carteira EW, diferentemente do ocorrido no estudo de Torres, Bonomo e Fernandes (2001), as autocorrelações semanais são significativamente positivas e maiores do que os dos retornos diários a partir da segunda ordem, o que pode indicar persistências de retornos semanais. Na carteira VW, observam-se autocorrelações positivas diárias significativas, assim como autocorrelações negativas na segunda, terceira e quarta ordens. Nos retornos semanais, as autocorrelações são significativas a partir da segunda ordem, e relativamente inferiores à carteira EW, excetuando a autocorrelação de terceira ordem que se apresenta significativamente negativa.

Ao se analisar as tabelas 7 e 8, verifica-se que as razões de variâncias são significativamente diferentes de 1 até a décima sexta ordem nos retornos semanais e diários da carteira EW, à exceção da segunda ordem. Porém para a carteira VW, somente é significativa nos retornos diários até a quarta ordem sob RW1 e apenas na segunda ordem sob RW3. A rejeição das hipóteses de RW1 e RW3 tende a ser bem mais forte na carteira EW do que na carteira VW, resultado semelhante ao encontrado por Torres, Bonomo e Fernandes (2001), o que reforça a hipótese de que retornos passados de papéis com maior valor de mercado possam ser menos úteis para a previsão de seus retornos futuros, já que a carteira VW recebe maior ponderação dessas ações. Constata-se

também que os valores estimados das razões de variância de ordem 2, subtraídos da unidade, são aproximadamente iguais aos das autocorrelações de primeira ordem, conforme esperado.

O padrão ascendente das razões de variância de ordem 2, 4, 8 e 16 dos retornos diários e semanais da carteira EW, indica a existência de autocorrelação serial positiva dos retornos em multiperíodos de 2, 4 e 8 dias e semanas. Por exemplo a razão $\overline{VR}(8)/\overline{VR}(4)$ dos retornos nominais semanais de EW é dada por 1.54/1.30, indicando que a autocorrelação de primeira ordem do retorno em multiperíodos de 4 semanas deve ser da ordem de 18%. Este resultado diverge do encontrado por Torres, Bonomo e Fernandes (2001), no qual encontra razões de variância de ordem superiores a quarta ordem não significativamente diferentes de 1, o que indicava menor ou inexistente previsibilidade dos retornos em multiperíodos de 4 a 8 semanas na carteira EW. Assim como nos resultados das autocorrelações, as razões de variância dos retornos diários, comparativas ao estudo de Torres, Bonomo e Fernandes (2001), também apresentam-se inferiores, corroborando ao hipótese de maior eficiência uma década após a implementação do plano Real.

Quanto à avaliação dos retornos reais e nominais, os indicadores não se apresentaram significativamente diferentes quando deflacionamos as séries, com exceção da razão de variância de segunda ordem dos retornos reais semanais da carteira VW, que passaram a ser significativamente diferentes de 1 sob RW1 . Após a implementação do real, a inflação foi relativamente controlada, desta maneira passou a apresentar volatilidade semanal e diária bem inferior à dos retornos nominais de ações, deixando de impactar significativamente o resultado da análise. Por tanto, a análise daqui em diante se concentrará na avaliação dos retornos nominais, dado que ao deflacionarmos

as séries utilizamos procedimentos questionáveis como a determinação de taxas diárias de inflação a partir de suas séries mensais.

ii. Subperíodos

O período de análise foi subdividido em dois para se avaliar a previsibilidade dos retornos logo após a implementação do plano real (última metade da década de 90) em comparação ao último quinquênio até 30 de junho de 2005. O objetivo é verificar possível redução na previsibilidade dos retornos ao longo do tempo com o amadurecimento do mercado de capitais brasileiro. Na tabela 9, são apresentados os resultados dos testes de razão de variância com observações sobrepostas $VR(q)$ para as hipóteses de RW1 e RW3, avaliados nos subperíodos mencionados. Os níveis de significância marginal são reportados abaixo das respectivas razões de variância.

Tabela 9: Razões de variância com observações sobrepostas dos retornos nominais das carteiras EW e VW

	01/07/1994 à 31/12/1999				01/01/2000 à 30/06/2005			
	VR(2)	VR(4)	VR(8)	VR(16)	VR(2)	VR(4)	VR(8)	VR(16)
A. Retornos diários								
Carteira EW	1.20	1.37	1.46	1.82	1.09	1.17	1.28	1.54
p-valor sob RW1	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0008)	(.0008)	(.0004)	(.0000)
p-valor sob RW3	(.0001)	(.0001)	(.0010)	(.0000)	(.0063)	(.0049)	(.0020)	(.0000)
Carteira VW	1.13	1.17	1.02	1.13	1.09	1.11	1.09	1.11
p-valor sob RW1	(.0000)	(.0007)	(.7836)	(.2746)	(.0010)	(.0368)	(.2669)	(.3357)
p-valor sob RW3	(.0249)	(.0974)	(.8867)	(.5399)	(.0045)	(.0769)	(.3442)	(.3971)
B. Retornos semanais								
Carteira EW	1.10	1.37	1.65	1.83	1.04	1.21	1.37	1.15
p-valor sob RW1	(.0975)	(.0010)	(.0003)	(.0016)	(.4917)	(.0638)	(.0342)	(.5662)
p-valor sob RW3	(.1981)	(.0092)	(.0020)	(.0047)	(.5336)	(.0655)	(.0193)	(.5366)
Carteira VW	0.91	1.02	1.06	0.95	0.96	0.99	1.04	0.90
p-valor sob RW1	(.1398)	(.8716)	(.7415)	(.8369)	(.4832)	(.9509)	(.8217)	(.7083)
p-valor sob RW3	(.3372)	(.9129)	(.8106)	(.8711)	(.4441)	(.9458)	(.8023)	(.6903)

A análise revela que, conforme esperado, houve uma redução da previsibilidade das duas carteiras no último período. Nos retornos diários, há uma sensível redução das razões de variância em todas as ordens para a carteira EW. Já na carteira VW, as razões de ordem 2 e 4 permanecem significativas sob RW1, porém há uma redução de significância para a ordem 4. Já sob RW3, há indícios de previsibilidade de retornos somente até a segunda ordem porém apresentando uma razão menor do que a registrada no período anterior.

Nos retornos semanais, a mudança de padrão do último período também é considerável. Na carteira EW, as razões de variância se reduzem de maneira expressiva, indicando menor previsibilidade de retornos, e as razões de variância de segunda, quarta e décima sexta ordens deixam de ser significativamente diferentes de 1 tanto sob RW1 como sob RW3. Na carteira VW, as razões de variância permanecem não significativas, sendo que se eleva o grau de não rejeição de RW1 e RW3 em praticamente todas as ordens.

Conforme esperado, pode haver uma redução gradual do grau de ineficiência da economia brasileira ao longo do tempo, o que pode ser atribuído ao aumento do número e da expertise dos profissionais que investem recursos e acompanham o mercado acionário brasileiro. Esse resultado vem de encontro à evidência empírica no mercado norte-americano, no qual também se constata uma maior eficiência ao longo do tempo.

6.1.3. Carteiras agrupadas por tamanho

O fato de que, a rejeição das hipóteses de RW1 e RW3 tende a ser mais forte ao analisarmos as carteiras ponderadas igualmente (EW) do que ao considerarmos as carteiras ponderadas por valor de mercado (VW), sugere que o tamanho da empresa deve ser uma variável importante ao se aplicar os testes de razão de variância.

Conforme exposto na seção 3, as 75 ações foram agrupadas em tercis de acordo com seu tamanho, formando-se três carteiras ponderadas igualmente e reclassificadas a cada ano. Essas carteiras em ordem crescente de tamanho eram PORT1, PORT2 e PORT3. Testes para as hipóteses de RW1 e RW3 foram então realizados, utilizando-se as razões de variância com observações sobrepostas. Os resultados encontram-se na tabela 10.

Tabela 10: Razões de variância com observações sobrepostas dos retornos nominais das carteiras Port 1, Port2 e Port 3 de 01/07/94 à 30/06/05.				
A. Retornos diários	VR(2)	VR(4)	VR(8)	VR(16)
Firmas Pequenas (Port1)	1.12	1.25	1.42	1.81
p-valor sob RW1	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)
p-valor sob RW3	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)
Firmas Médias (Port2)	1.16	1.32	1.46	1.85
p-valor sob RW1	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)
p-valor sob RW3	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)
Firmas Grandes (Port3)	1.13	1.22	1.18	1.31
p-valor sob RW1	(.0000)	(.0000)	(.0016)	(.0003)
p-valor sob RW3	(.0003)	(.0012)	(.0814)	(.0324)
B. Retornos semanais	VR(2)	VR(4)	VR(8)	VR(16)
Firmas Pequenas (Port1)	1.16	1.51	1.94	2.36
p-valor sob RW1	(.0001)	(.0000)	(.0000)	(.0000)
p-valor sob RW3	(.0005)	(.0000)	(.0000)	(.0000)
Firmas Médias (Port2)	1.14	1.46	1.81	2.07
p-valor sob RW1	(.0007)	(.0000)	(.0000)	(.0000)
p-valor sob RW3	(.0082)	(.0000)	(.0000)	(.0000)
Firmas Grandes (Port3)	0.98	1.05	1.11	1.01
p-valor sob RW1	(.6292)	(.5428)	(.3767)	(.9678)
p-valor sob RW3	(.6569)	(.5509)	(.3406)	(.9635)

Nos retornos diários das carteiras PORT1 e PORT2, os valores indicam a rejeição de RW1 e RW3, apontando autocorrelação positiva para as duas carteiras, sendo que as firmas médias apresentaram razão de variância levemente superior ao das firmas pequenas. Já nas firmas grandes (PORT3), as razões de variância dos retornos diários apresentaram-se com valores bem inferiores aos das outras carteiras e seus níveis de significância são menores, indicando menor grau de rejeição das hipóteses de passeio aleatório.

Nos retornos semanais, as razões de variância das Firmas Pequenas e Médias permanecem significativamente maiores do que 1 sob RW1 e RW3, porém a carteira PORT1 apresenta maior grau de rejeição das hipóteses de passeio aleatório do que PORT2. Já a carteira de Firmas Grandes apresenta razões de variância que levam a não rejeição da hipótese de passeio aleatório sob RW1 e RW3 em todas as ordens analisadas.

Os resultados dos testes das carteiras agrupados por tamanho vêm de encontro às expectativas e da evidência no mercado norte-americano de que o grau de rejeição da hipótese de passeio aleatório é mais forte em firmas de tamanho menor e menos evidente nas ações das maiores empresas. Em comparação ao estudo de Torres, Bonomo e Fernandes (2001), os resultados parecem ser mais claros sobre a maior predominância das ineficiências de mercado em carteiras de médio e pequeno porte relativamente às firmas grandes, o que sugere que esse padrão se acentuou ao longo dos anos pós-implementação do Plano Real.

6.1.4. Matrizes de Autocorrelações Cruzadas e sua Assimetria

A tabela 11 mostra as matrizes estimadas de autocorrelações cruzadas de primeira ordem $\hat{Y}(1)$ e de assimetria $\hat{Y}(1) - \hat{Y}(1)'$ das carteiras ordenadas por tamanho PORT1, PORT2 e PORT3 (em ordem crescente de tamanho) nos retornos de curto prazo. Os retornos destas carteiras no tempo t são dados respectivamente por r_{1t} , r_{2t} e r_{3t} . Os desvios padrão assintóticos das autocorrelações cruzadas sob a hipótese de RW1 são dados por $1/\sqrt{T}$, sendo iguais a 1.9% e 4.2% para os retornos diários e semanais respectivamente.

Tabela 11: Matrizes de autocorrelações cruzadas de primeira ordem e de assimetria das autocorrelações para carteiras agrupadas por tamanho de 01/07/1994 à 30/06/2006

	$\hat{Y}(1)$			$\hat{Y}(1) - \hat{Y}(1)'$			
	r_{1t}	r_{2t}	r_{3t}	r_{1t}	r_{2t}	r_{3t}	
A. Retornos diários							
r_{1t-1}	0.12	0.16	0.10	r_{1t}	0.00	0.01	-0.02
r_{2t-1}	0.15	0.16	0.11	r_{2t}	-0.01	0.00	-0.04
r_{3t-1}	0.12	0.15	0.13	r_{3t}	0.02	0.04	0.00
A. Retornos semanais							
	r_{1t}	r_{2t}	r_{3t}	r_{1t}	r_{2t}	r_{3t}	
r_{1t-1}	0.16	0.15	0.00	r_{1t}	0.00	-0.02	-0.06
r_{2t-1}	0.18	0.14	0.01	r_{2t}	0.02	0.00	-0.06
r_{3t-1}	0.06	0.07	-0.02	r_{3t}	0.06	0.06	0.00

Conforme esperado, os resultados parecem determinar que existe correlação entre os retornos das empresas pequenas com os retornos passados de empresas grandes. Quase todas as autocorrelações registradas abaixo da diagonal principal são maiores do que as acima. Por exemplo, a autocorrelação de primeira ordem entre o retorno da semana corrente da carteira PORT1 (pequenas empresas) e da semana anterior da carteira PORT3 (maiores empresas) é de aproximadamente 6%, enquanto a autocorrelação de primeira ordem entre os retornos semanais correntes das maiores empresas e da semana anterior das empresas pequenas é de 0%. Esse padrão pode ser verificado também nas matrizes transpostas $\hat{Y}(1) - \hat{Y}(1)'$, as quais são dominadas por valores positivos abaixo da diagonal principal, e negativos acima.

Apesar da metodologia empregada ser distinta do estudo de Torres, Bonomo e Fernandes (2001), que subdividiu as ações em quintis ao invés de tercís, há indícios de uma correlação menor entre retornos de empresas pequenas e retornos defasados de empresas pequenas na última década, se constatando um maior grau de eficiência na economia brasileira.

6.1.5. Testes de Sazonalidade

A tabela 12 apresenta os resultados das regressões dos retornos diários na primeira defasagem estimadas por mínimos quadrados, utilizando-se variáveis dummy para os dias da semana, conforme definido na metodologia. Os

respectivos níveis de significância marginal são reportados ao lado, avaliados sob a hipótese de heteroscedasticidade, já que o teste ARCH-LM apontou a rejeição da hipótese nula dos quadrados dos resíduos defasados não serem correlacionados.

Tabela 12: Regressões defasadas com dummies para sazonalidade estimadas por MQ das carteiras EW e VW de 01/07/1994 à 30/06/2006 para os retornos diários

$$r_t = c + \gamma_2 * TER + \gamma_3 * QUA + \gamma_4 * QUI + \gamma_5 * SEX + \beta * r_{t-1} + \varepsilon_t$$

	Carteira EW		Carteira VW	
	Coef.	White-p	Coef.	White-p
C	-.0022	(.0002)	-.0017	(.0409)
TER	.0025	(.0021)	.0037	(.0020)
QUA	.0034	(.0000)	.0032	(.0049)
QUI	.0019	(.0290)	.0009	(.4750)
SEX	.0053	(.0000)	.0050	(.0000)
r_{t-1}	.1681	(.0000)	.1165	(.0098)

$$r_t = c + \gamma_1 * SEG + \gamma_2 * TER + \gamma_4 * QUI + \gamma_5 * SEX + \beta * r_{t-1} + \varepsilon_t$$

	Carteira EW		Carteira VW	
	Coef.	White-p	Coef.	White-p
C	.0012	(.0288)	.0015	(.0613)
SEG	-.0034	(.0000)	-.0032	(.0049)
TER	-.0009	(.2684)	.0005	(.6840)
QUI	-.0015	(.0996)	-.0023	(.0703)
SEX	.0019	(.0257)	.0018	(.1227)
r_{t-1}	.1681	(.0000)	.1165	(.0098)

$$r_t = c + \gamma_1 * SEG + \gamma_2 * TER + \gamma_3 * QUA + \gamma_4 * QUI + \beta * r_{t-1} + \varepsilon_t$$

	Carteira EW	
	Coef.	White-p
C	.0031	(.0000)
SEG	-.0053	(.0000)
TER	-.0028	(.0014)
QUA	-.0019	(.0257)
QUI	-.0034	(.0003)
r_{t-1}	.1681	(.0000)

	Carteira EW		Carteira VW	
	$e_t^2 = \beta_1 + \beta_2 * e_{t-1}^2$		$e_t^2 = \beta_1 + \beta_2 * e_{t-1}^2$	
ARCH Test:	ARCH Test:		ARCH Test:	
b_1	.00	(.0000)	b_1	.00 (0.0000)
b_2	.24	(.0000)	b_2	.27 (0.0000)
R^2	.06		R^2	.08

Os resultados demonstram a existência de efeitos sazonais na segunda-feira para ambas as carteiras e um efeito sazonal na sexta-feira para a carteira EW. Quando a regressão é centrada na segunda-feira temos que os interceptos dos demais dias da semana são próximos de si e significativamente positivos, com exceção da quinta-feira para a carteira VW. Quando a regressão é centrada na quarta-feira temos que o intercepto da segunda-feira se apresenta negativo sendo o único dia da semana estatisticamente significativo na carteira VW. Na carteira EW porém, o intercepto da sexta-feira é positivo e significativo e ao centramos a regressão na sexta-feira, temos que os demais interceptos semanais são negativos e estatisticamente significativos corroborando a hipótese de um efeito sexta-feira.

A existência de um efeito segunda-feira já era esperada, pois grande parte da literatura internacional e também estudos no mercado nacional como o de Torres, Bonomo e Fernandes (2001) verificam que os retornos da segunda-feira tendem a ser menores do que aqueles dos demais dias da semana. Porém efeitos sexta-feira, na qual os retornos tendem a ser maiores do que os demais dias da semana, são mais raros em trabalhos acadêmicos.

Já que o efeito sexta-feira se configurou apenas em EW, é razoável assumir que esse efeito se configure apenas nas empresas pequenas, que possuem uma maior ponderação nessa carteira.

6.2 Retornos Mensais

Para os resultados mensais, esperamos encontrar menores graus de autocorrelação e ineficiência de mercado, conforme literatura internacional e o encontrado no estudo de Torres, Bonomo e Fernandes (2001). Ao contrário dos horizontes de mais curto prazo, como diários e semanais, geralmente são encontrados autocorrelações negativas em horizontes mensais, indicando possíveis fenômenos de reação exagerada.

O período de análise é o mesmo dos dados diários e semanais, englobando 131 observações. Uma vez que a amostra de dados é menos extensa em um horizonte de retornos mensais, não foi realizada uma análise de subperíodos conforme feito nas seções anteriores.

6.2.1. Características da Distribuição dos Retornos

A Tabela 13 é similar à Tabela 3, apresentando os estimadores dos coeficientes de assimetria e curtose, a estatística de Jarque Bera (*JB*), o teste de regressão de quantis e o índice de cauda.

Tabela 13: Características dos retornos mensais das carteiras EW e VW de 01/07/94 à 30/06/05						
A. Carteira EW			B. Carteira VW			
JB	35.565	(.0000)	JB	206.728	(.0000)	
Assimetria	0.22		Assimetria	-1.10		
Curtose	5.51		Curtose	8.75		
	Regr. Dos Quantis			Regr. Dos Quantis		
	Coef.	p-value		Coef.	p-value	
b1	0.00	(.5189)	b1	0.01	(.0000)	
b2	1.11	(.0000)	b2	0.66	(.0000)	
Índice de Cauda			Índice de Cauda			
α	TL	TR	α	TL	TR	
	1%	1.07	1.16	1%	1.45	1.54
	5%	0.85	1.03	5%	1.07	1.38
	10%	0.93	0.83	10%	1.01	1.33

A hipótese de normalidade dos retornos também é rejeitada no horizonte de retornos mensais, apesar de em menor grau do que nos retornos diários e semanais. A carteira EW apresenta assimetria positiva e próxima à zero, enquanto a carteira VW apresenta forte assimetria negativa, resultado semelhante ao encontrado por Torres, Bonomo e Fernandes (2001). A curtose assim como a estatística de Jarque Bera, indicam rejeição à hipótese de normalidade, mas esses indicadores também são menores para a carteira EW. A regressão dos quantis e o índice de caudas também demonstram forte evidência contra a hipótese de simetria.

6.2.2. Testes para a Hipótese de Passeio Aleatório

Na tabela 14 são informadas as razões de variância com observações sobrepostas $\overline{VR}(q)$, calculadas com base nos retornos mensais para o período integral. Os níveis de significância marginal sob RW1 e RW3 são reportados abaixo das respectivas razões de variância.

Tabela 14: Razões de variância com observações sobrepostas dos retornos mensais das carteiras EW e VW de 01/07/94 à 30/06/05.

A. Retornos diários	VR(2)	VR(4)	VR(8)	VR(16)
Carteira EW	1.18	1.26	1.17	1.31
p-valor sob RW1	(.0363)	(.1107)	(.5139)	(.4185)
p-valor sob RW3	(.0138)	(.0937)	(.5125)	(.4215)
Carteira VW	0.92	0.84	0.70	0.64
p-valor sob RW1	(.3358)	(.3325)	(.2427)	(.3452)
p-valor sob RW3	(.2427)	(.2885)	(.2578)	(.3756)

Conforme esperado, as razões de variância se apresentam, de maneira geral, não significativamente diferentes de 1, o que nos leva a não rejeição de RW1 e RW3 nos retornos mensais. Somente a razão de variância de segunda ordem demonstra autocorrelação positiva na carteira EW. Esse resultado é semelhante ao encontrado por Torres, Bonomo e Fernandes (2001), porém o grau de rejeição é ligeiramente superior nos retornos mensais do período após a implementação do plano real.

6.2.3. Carteiras agrupadas por tamanho

Seguindo o mesmo procedimento da seção 4.1.3., as ações foram agrupadas por tamanho para se avaliar o efeito da previsibilidade de carteiras com valor de mercado semelhante. Os resultados são apresentados na tabela 14.

Tabela 15: Razões de variância com observações sobrepostas dos retornos mensais das carteiras Port 1, Port2 e Port 3 de 01/07/94 à 30/06/05.

A. Retornos diários	VR(2)	VR(4)	VR(8)	VR(16)
Firmas Pequenas (Port1)	1.34	1.68	1.73	2.27
p-valor sob RW1	(.0001)	(.0000)	(.0047)	(.0010)
p-valor sob RW3	(.0003)	(.0001)	(.0067)	(.0012)
Firmas Médias (Port2)	1.28	1.50	1.39	1.67
p-valor sob RW1	(.0012)	(.0023)	(.1280)	(.0804)
p-valor sob RW3	(.0013)	(.0025)	(.1314)	(.0847)
Firmas Grandes (Port3)	0.99	0.91	0.82	0.72
p-valor sob RW1	(.9055)	(.5689)	(.4795)	(.4702)
p-valor sob RW3	(.8265)	(.4511)	(.3967)	(.3975)

O mesmo padrão dos dados diários é observado, com a carteira de firmas grandes demonstrando o menor grau de previsibilidade ao não apresentar nenhuma razão de variância significativamente diferente de 1. A carteira de firmas médias

apresenta razão de variância significativa até a quarta ordem, enquanto na carteira de firmas pequenas rejeitamos as hipóteses de passeio aleatório em todas as ordens avaliadas. Dessa maneira se confirma que a variável “tamanho” é importante para o conhecimento do grau de previsibilidade de uma carteira, em horizontes diários, semanais e mensais, sendo possível obter um grau de autocorrelação dos retornos muito maior em empresas de capitalização de mercado menor.

6.2.4. Matrizes de Autocorrelações Cruzadas e sua Assimetria

A tabela 16 mostra as matrizes estimadas de autocorrelações cruzadas de primeira ordem $\hat{Y}(1)$ e de assimetria $\hat{Y}(1) - \hat{Y}(1)'$ das carteiras ordenadas por tamanho PORT1, PORT2 e PORT3 (em ordem crescente de tamanho) nos retornos mensais. Os retornos destas carteiras no tempo t são dados respectivamente por r_{1t} , r_{2t} e r_{3t} . Os desvios padrão assintóticos das autocorrelações cruzadas sob a hipótese de RW1 são dados por $1/\sqrt{T}$, sendo iguais a 8.7%.

Tabela 16: Matrizes de autocorrelações cruzadas de primeira ordem e de assimetria das autocorrelações para carteiras agrupadas por tamanho de 01/07/1994 à 30/06/2006

	$\hat{Y}(1)$			$\hat{Y}(1) - \hat{Y}(1)'$			
	r_{1t}	r_{2t}	r_{3t}	r_{1t}	r_{2t}	r_{3t}	
r_{1t-1}	0.36	0.26	0.02	r_{1t}	0.00	-0.14	-0.18
r_{2t-1}	0.39	0.30	0.03	r_{2t}	0.14	0.00	-0.13
r_{3t-1}	0.20	0.16	-0.02	r_{3t}	0.18	0.13	0.00

Ao contrário do evidenciado por Torres, Bonomo e Fernandes (2001), ou seja fortes autocorrelação negativas entre o retorno em $t-1$ das firmas pequenas com o retorno em t das maiores, foi verificado o mesmo padrão dos retornos diários e semanais. Os resultados parecem determinar que existe uma correlação ainda maior nos retornos mensais entre os retornos das empresas pequenas com os retornos passados de empresas grandes. Todas as autocorrelações registradas abaixo da diagonal principal são maiores do que as acima.

6.2.6. Testes de Sazonalidade

A tabela 17 apresenta os resultados das regressões dos retornos mensais na primeira defasagem estimadas por mínimos quadrados, utilizando-se variáveis dummy para os meses do ano, conforme definido na metodologia. Os respectivos níveis de significância marginal são reportados ao lado, avaliados sob a hipótese de homocedasticidade, já que o teste ARCH-LM não apontou a rejeição da hipótese nula dos quadrados dos resíduos defasados não serem correlacionados.

Tabela 17: Regressões defasadas com dummies para sazonalidade estimadas por MQ das carteiras EW e VW de 01/07/1994 à 30/06/2006 para os retornos mensais

$$r_t = c + \gamma_2 * FEV + \gamma_3 * MAR + \dots + \gamma_{12} * DEZ + \beta * r_{t-1} + \varepsilon_t$$

	Carteira EW			Carteira VW	
	Coef.	p-value		Coef.	p-value
C	.0297	(.2518)	C	.0348	(.2504)
FEV	-.0087	(.8113)	FEV	.0026	(.9517)
MAR	-.0108	(.7666)	MAR	-.0034	(.9348)
ABR	-.0159	(.6613)	ABR	-.0065	(.8779)
MAI	-.0412	(.2577)	MAI	-.0235	(.5776)
JUN	.0025	(.9454)	JUN	-.0003	(.9946)
JUL	.0300	(.4198)	JUL	.0232	(.5925)
AGO	-.0433	(.2459)	AGO	-.0582	(.1800)
SET	-.0250	(.4902)	SET	-.0122	(.7733)
OUT	-.0184	(.6130)	OUT	-.0222	(.5997)
NOV	.0090	(.8044)	NOV	.0145	(.7327)
DEZ	.0029	(.9352)	DEZ	.0199	(.6371)
r_{t-1}	.2066	(.0194)	r_{t-1}	-.0715	(.4250)

$$r_t = c + \gamma_1 * JAN + \gamma_2 * FEV + \dots + \gamma_5 * MAI + \gamma_7 * JUL + \dots + \gamma_{12} * DEZ + \beta * r_{t-1} + \varepsilon_t$$

	Carteira EW			Carteira VW	
	Coef.	p-value		Coef.	p-value
C	.0322	(.2101)	C	.0345	(.2489)
JAN	-.0025	(.9454)	JAN	.0003	(.9946)
FEV	-.0112	(.7598)	FEV	.0028	(.9463)
MAR	-.0133	(.7156)	MAR	-.0032	(.9403)
ABR	-.0184	(.6130)	ABR	-.0062	(.8832)
MAI	-.0437	(.2304)	MAI	-.0232	(.5819)
JUL	.0275	(.4618)	JUL	.0234	(.5882)
AGO	-.0458	(.2260)	AGO	-.0579	(.1840)
SET	-.0275	(.4492)	SET	-.0119	(.7772)
OUT	-.0209	(.5649)	OUT	-.0219	(.6039)
NOV	.0065	(.8578)	NOV	.0147	(.7267)
DEZ	.0005	(.9901)	DEZ	.0202	(.6335)
r_{t-1}	.2066	(.0194)	r_{t-1}	-.0715	(.4250)

	Carteira EW			Carteira VW	
	$e_t^2 = \beta_1 + \beta_2 * e_{t-1}^2$			$e_t^2 = \beta_1 + \beta_2 * e_{t-1}^2$	
ARCH Test:			ARCH Test:		
b_1	.00	(.0000)	b_1	.00	(.0000)
b_2	-.04	(.6887)	b_2	-.06	(.5198)
R^2	.00		R^2	.00	

Os coeficientes revelam a não existência de sazonalidades mensais. Ao contrário do evidenciado por Torres, Bonomo e Fernandes (2001), no qual foram verificados menores retornos nos meses de outubro e novembro, parece não haver efeitos sazonais no período após a implementação do plano real. Também não parece existir o efeito janeiro, verificado no mercado americano, no qual os retornos em janeiro tendem a ser maiores do que nos outros meses.

Para consulta de maiores testes sobre efeitos de sazonalidade, Hansen, Lunde e Nason (2005) exploram de maneira mais detalhada e conjunta os efeitos de diversos tipos de sazonalidades em diversos mercados internacionais. Os autores encontram evidências significativas dos efeitos de sazonalidade, principalmente entre empresas de média e baixa capitalização, indo de encontro aos resultados obtidos nesse estudo.

7. CONCLUSÃO

Os testes apontam para a não rejeição da hipótese nula de autocorrelação nos retornos das ações brasileiras, incluindo efeitos de sazonalidade importantes, além de efeitos de autocorrelação cruzada, no qual retornos de empresas grandes determinam retornos de empresas pequenas. Entretanto, em comparação à outros estudos no mercado nacional, como o de Torres, Bonomo e Fernandes (2001), há de redução do grau de ineficiência da economia nos anos pós-implementação do plano real e particularmente nos últimos 5 anos. Também foi verificado que o grau de previsibilidade

pode estar relacionado ao valor de mercado das ações analisado, sendo este efeito muito mais forte em empresas pequenas e médias do que em empresas grandes.

Entretanto, como o estudo não levou em conta os custos de transação e comissões envolvidos em operações no Brasil, não é possível rejeitar completamente a forma fraca de eficiência de mercado. Os testes de eficiência de mercado sempre estão sujeitos ao problema de especificação de modelos de precificação que buscam mensurar os retornos anormais e à problemas de amostragem.. Para o mercado brasileiro, os estudos ainda são poucos e não tão precisos principalmente devido ao limitado período de observações e à recente estabilidade econômica do país, o que dificulta uma análise de possível reversão à média de retornos de longo prazo.

4. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Ball, Ray. and S.P. KOTHARI, Non, stationary expected returns: Implications of tests on market efficiency and serial correlation in returns, *Journal of Financial Economics* 25, 51-74, 1989.

Banz, Rolf W., The Relationship Between return and market value of common stocks, *Journal of Financial Economics* 9, 3-18, 1981

Basu, Sanjoy, 1983, The Relationship Between Earnings Yield, Market Value, and Return for NYSE common stocks: Further Evidence, *Journal of Financial Economics* 12, 129-156.

Bhandari, Laxi Chand, 1988, Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence, *Journal of Finance* 43, 507-528.

- Black, Fischer, Michael C. Jensen, and Myron Scholes, 1972. The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests, in M. Jensen, ed., *Studies in the Theory of Capital Markets* (Praeger, New York, NY).
- Blume, Marshall E. and Irwin Friend, 1973, A New Look at the Capital Asset Pricing Model, *Journal of Finance* 28, 19-33.
- Bonomo, Marco Antonio e Ivana Dall’Agnol. *Retornos Anormais e Estratégias Contrárias, Versão Preliminar.*
- Brinson, Gary P., Brian D. Singer and Gilbert L. Beebower, Determinants of Portfolio Performance II: An Update. *Financial Analysts Journal* / May-June, 1991.
- Brown, Stephen J., and Jerold B. Warner, 1985, Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies, *Journal of Financial Economics* 14, 3-32
- Campbell, John Y. Andrew. Lo e A. Craig MacKinlay, 1997. *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, New Jersey.
- Chan, K. C., On the Contrarian Investment Strategy, *Journal of Business* 61, 147-163, 1988.
- Chan, K.C. and Nai-fu CHEN, Structural and return characteristics of small and large firms, *Journal of Finance* 46, 1467-1484. 1991.
- Costa JR., N.C.A.,: O’ Hanlon, J. O Efeito Tamanho Versus o Efeito Mês-do-ano no Mercado de Capitais Brasileiro: Uma Análise Empírica. *Revista Brasileira de Mercado de Capitais*, v. 16, p. 61-74, 1991
- Debondt, Werner F.M., and THALER, Richard H. Does the Stock Market Overreact?, *Journal of Finance* 40, 793-805, 1985.
- DeFusco Richard, Gerge M. McCabe and Ken C. Yook. Day of The Week Effects: A Test of the Information Timing Hypothesis.

- Fama, Eugene F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, *Journal of Finance* 25, 383-417, 1970.
- Fama, Eugene and James MacBeth, 1973, Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests, *Journal of Political Economy* 81, 607-636.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, Permanent and temporary components of stock prices, *Journal of Political Economy* 96, 246-273 – 1988.
- Fama, Eugene F. Efficient Capital Markets II. *Journal of Finance*, Volume 46, Issue 5, 1975-1617, 1991.
- Fama and Kenneth R. French, 1991, The Cross Section of Expected Stock Returns, Graduate School of Business, University of Chicago.
- Fama, Eugene, 1998, Market Efficiency, Long-Term Returns, and Behavioral Finance, *Journal of Financial Economics* 49, 283-306.
- Fisher, Lawrence. Some new stock-market indexes, *Journal of Business* 39, 191-225, 1966.
- Fuller, W., 1976, *Introduction to Statistical Time Series*, Wiley, New York.
- Hansen, Peter Reinhard, Asger Lunde and James M. Nason, Testing the Significance of Calendar Effects, Working Paper Series, Federal Reserve Bank of Atlanta, Jan-05.
- Hazzan, S. Desempenho de Ações da Bolsa de Valores de São Paulo e sua relação com o índice preço-lucro. Tese de Doutorado, São Paulo, EAESP/FGV, 263 p., 1991.
- Hew, Denis, Len Skerratt, Norman Strong and Martin Walker, Post-Earnings-Announcement Drift: Some Preliminary Evidence for the UK, *Accounting & Business Research*, 1996, Vol. 26 Issue 4.
- Jaffe, Jeffrey F., 1974, Special Information and Insider Trading, *Journal of Business* 47, 410-428.

- Jakobsen, Jan Bo and Voetmann Torben,. Post-acquisition performance in the short and long run. Evidence from the Copenhagen Stock Exchange 1993-1997, *European Journal of Finance*, Aug2003, Vol. 9 Issue 4.
- Jegadeesh, N., Titman, S. 1993 Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. *Journal of Finance* 48, 65-91.
- Jensen, Michael C. Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency, *Journal of Financial Economics* 6, 95-101, 1978.
- Keim, Donald B., 1988, *Stock Market Regularities: A Synthesis of the evidence and explanations in Stock market Anomalies*, Elroy Dimson, (Cambridge University Press, Cambridge, UK).
- Lehmann, Bruce N. Fads, Martingales, and Market Efficiency, *Quarterly Journal of Economics*, Volume 105, Issue 1, 1990.
- Leroy S. 1973, "Risk Aversion and the Martingale Property of Stock Returns", *International Economic Review*, 14, 436-446
- Lo, Andrew W., and A. Craig MACKINLAY., 1988, *Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test*, *Review of Financial Studies* 1,41-66.
- Lucas, Robert E., 1978. Asset prices in an exchange economy, *Econometrica* 46 p. 1429-1445.
- Mehdian, Seyed and Mark J. Perry: Anomalies in US Equity Markets: a Reexamination of the January Effect. *Applied Financial Economics*, 2002, 12, 141-145.
- Merton, Robert C., 1973, An Intertemporal Capital Asset Pricing Model, *Econometrica* 41, 867-887

- Minardi, Andrea M. Accioly Fonseca. Retornos Passados Prevêm Retornos Futuros?.
RAE – eletrônica, v.3, n.2, Art. 14, jul./dez.2004.
- Moraes JR., J. Q. Market Performance of the Sao Paulo Stock Exchange, Michigan State University. 1981.
- Pietranico, Paul-Charles and Mark W. Riepe, The January Effect Revisited, Jorunal of Financial Planning/ April 2004.
- Puggina, W.A. Analysis of rate of return and risk for common and preferred stocks – the Brazilian experience, Michigan University. 1974
- Reinganum, Marc. R., 1981., Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings Yields and Market Values, Journal of Financial Economics 12, 89-104.
- Rosenberg, Menahem, 2004. The Monthly Effect in Stock Returns and Conditional Heteroscedasticity, The American Economist, Vol. 47, No.2.
- Ross, Stephen A., 1976, The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, Journal of Economic Theory 13, 341-160.
- Seyhun, H. Nejat, 1986, Insiders´ Profits, Costs of Trading, and Market Efficiency, Journal of Financial Economics 16, 189-212.
- Zarowin, Paul, Does the Stock Market Overreact to Corporate Earnings Information? Journal of Finance 44, 1385-1399, 1989.
- Torres, Ricardo, Marco Antônio Bonomo e Cristiano Fernandes, 2001. A Aleatoriedade do Passeio na Bovespa: Testando a Eficiência do Mercado Acionário Brasileiro , portal eletrônico da EPGE-FGV (<http://epge.fgv.br/porta1>).

5. APÊNDICE

A tabela 1 apresenta, para cada proporção máxima de dias não transacionados, no período de 01/07/94 a 30/06/05, a quantidade de ações que satisfaz essa restrição de liquidez, dentre todas as ações selecionadas de acordo com o critério mencionado previamente. Estatísticas descritivas das características de liquidez das 75 ações são também apresentadas.

Tabela 1 do apêndice: Relação entre a proporção de dias não transacionados e a quantidade total de ações - Período: 01/07/94 a 30/06/05 Total de ações: 75

Proporção	Total de ações	Proporção	Total de ações
<1%	22	<20%	53
<5%	36	<25%	60
<10%	44	<30%	70
<15%	50	<35%	76
Média: 11.4%	Desvio Padrão: 11.9%	Mediana: 6%	Mínimo: 0.0%
Máximo: 34.6%			

A Tabela 2 apresenta as ações que compõem as carteiras EW e VW, incluída a ponderação dos ativos à cada ano na carteira VW:

Tabela 2 - apêndice: Papéis existentes nas carteiras EW e VW e suas ponderações na carteira VW

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Ações												
Acesita PN	1.1%	0.8%	0.3%	0.1%	0.3%	0.3%	0.3%	0.2%	0.2%	0.2%	0.5%	0.4%
Alfa Investimentos PN	0.1%	0.2%	0.2%	0.2%	0.2%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%
Alpargatas PN	0.3%	0.3%	0.1%	0.0%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%
Ambev PN	1.9%	3.2%	3.2%	3.0%	3.6%	3.6%	7.1%	6.7%	7.2%	5.7%	6.4%	7.5%
Ampla Energ ON	0.2%	0.4%	0.6%	0.6%	0.6%	0.3%	0.3%	0.3%	0.2%	0.3%	0.4%	0.3%
Aracruz PNB	1.8%	1.9%	1.4%	0.9%	0.9%	1.9%	1.2%	1.5%	2.4%	2.2%	1.6%	1.4%
Avipal ON	0.3%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.0%	0.0%	0.1%	0.1%
Banespa PN	0.5%	0.2%	0.1%	1.0%	1.9%	1.0%	0.9%	1.3%	2.3%	1.8%	1.7%	1.7%
Bardella PN	0.4%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Bco Itau Hold Finan PN	2.9%	3.7%	4.3%	4.1%	6.9%	7.4%	8.4%	7.2%	6.5%	6.6%	7.1%	8.0%
Belgo Mineira PN	0.5%	0.3%	0.2%	0.1%	0.3%	0.3%	0.3%	0.4%	0.9%	1.0%	1.7%	1.2%
Bic Caloi PNB	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Bombrii PN	0.2%	0.2%	0.1%	0.1%	0.2%	0.2%	0.3%	0.1%	0.1%	0.0%	0.0%	0.1%
Brasoco PN	4.5%	6.1%	5.3%	6.1%	6.9%	6.2%	8.0%	6.6%	5.2%	4.9%	5.0%	6.7%
Brasil ON	1.6%	1.2%	5.0%	2.9%	4.9%	2.4%	1.7%	2.8%	2.5%	3.6%	4.1%	4.1%
Brasil Telecom PN	0.8%	1.0%	1.3%	1.1%	0.7%	0.8%	3.3%	2.6%	2.2%	1.7%	1.2%	0.9%
Braskem PNA	1.3%	0.9%	0.5%	0.3%	0.0%	0.4%	0.4%	0.3%	0.3%	0.9%	1.9%	1.2%
Caemi PN	0.3%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.2%	0.4%	0.4%	0.7%	1.0%	1.4%	1.4%
Celeesc PNB	0.5%	0.3%	0.6%	0.6%	0.4%	0.3%	0.2%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%
Cemig PN	2.5%	3.2%	3.4%	3.6%	3.6%	2.6%	1.8%	1.9%	1.5%	1.8%	1.7%	2.0%
Cesp PN	3.7%	3.0%	2.8%	3.5%	2.4%	0.4%	0.7%	0.5%	0.2%	0.3%	0.2%	0.2%
Contab PN	0.2%	0.0%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.0%	0.1%	0.2%	0.1%	0.2%	0.2%
Copel ON	2.2%	1.9%	2.0%	1.9%	1.9%	1.3%	1.4%	1.6%	0.8%	0.5%	0.4%	0.5%
Coteminas PN	0.6%	0.7%	0.5%	0.8%	0.4%	0.3%	0.3%	0.3%	0.5%	0.3%	0.3%	0.2%
Duratrix PN	0.5%	0.4%	0.3%	0.2%	0.3%	0.2%	0.3%	0.2%	0.2%	0.2%	0.2%	0.2%
Elektrobras PNB	16.0%	16.0%	15.4%	17.3%	12.4%	8.8%	7.0%	5.6%	4.4%	5.0%	3.3%	2.8%
Embraco PN	0.5%	0.4%	0.3%	0.1%	0.2%	0.2%	0.2%	0.2%	0.4%	0.2%	0.1%	0.1%
Embraer PN	0.4%	0.1%	0.2%	0.5%	0.7%	1.6%	3.9%	3.0%	3.5%	3.8%	2.5%	2.3%
Eternit ON	0.3%	0.2%	0.1%	0.1%	0.2%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%
F Cataguazes PNA	0.0%	0.0%	0.0%	0.2%	0.2%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%
Fertibras PN	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Forjas I aurus PN	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%
Fosfertil PN	0.7%	0.4%	0.3%	0.3%	0.3%	0.3%	0.2%	0.2%	0.4%	0.5%	0.6%	0.5%
Gerdau Met PN	0.2%	0.1%	0.1%	0.2%	0.2%	0.4%	0.3%	0.2%	0.4%	0.5%	0.9%	0.6%
Gerdau PN	0.2%	0.1%	0.3%	0.4%	0.5%	1.1%	0.8%	0.8%	1.3%	1.8%	2.2%	1.6%
Inepar Construcoes PN	0.1%	0.0%	0.1%	0.2%	0.2%	0.2%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Iochnp-Maxion PN	0.5%	0.1%	0.0%	0.1%	0.0%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.1%	0.1%
Ipiranga Dist PN	0.4%	0.2%	0.2%	0.1%	0.1%	0.2%	0.2%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%
Ipiranga Pet PN	0.8%	0.5%	0.6%	0.5%	0.4%	0.4%	0.3%	0.2%	0.1%	0.2%	0.2%	0.2%
Ipiranga Ref PN	0.2%	0.2%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.0%	0.1%	0.1%	0.1%
Itausa PN	1.6%	1.9%	1.8%	1.5%	2.0%	2.2%	2.3%	2.4%	2.1%	2.2%	2.3%	2.1%
Itautec ON	0.2%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.7%	0.4%	0.2%	0.2%	0.1%	0.1%	0.1%
Klabin PN	0.8%	0.8%	0.6%	0.2%	0.2%	0.5%	0.5%	0.3%	0.3%	0.7%	0.8%	0.6%
Kuala PN	0.2%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Light ON	3.2%	3.7%	2.8%	2.7%	1.5%	1.1%	1.2%	0.6%	0.6%	0.6%	0.4%	0.4%
Loj Americanas PN	1.1%	1.2%	0.5%	0.1%	0.3%	0.2%	0.1%	0.1%	0.2%	0.4%	0.4%	0.5%
Magnesita PNA	0.2%	0.1%	0.1%	0.0%	0.1%	0.1%	0.1%	0.0%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%
Mangeis PN	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Marcopolo PN	0.2%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.2%	0.1%	0.1%	0.1%
Minupar PN	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Paranapanema PN	0.3%	0.3%	0.2%	0.1%	0.1%	0.2%	0.2%	0.1%	0.0%	0.1%	0.1%	0.1%
Paul F Luz ON	1.5%	1.0%	1.8%	1.6%	1.6%	0.8%	0.7%	1.0%	0.6%	0.4%	0.6%	0.9%
Perdigao PN	0.3%	0.4%	0.3%	0.2%	0.3%	0.3%	0.3%	0.2%	0.2%	0.2%	0.4%	0.4%
Petrobras PN	11.8%	10.2%	13.4%	16.0%	14.8%	20.2%	19.6%	20.4%	17.5%	17.2%	16.8%	19.2%
Petroquisa PN	1.3%	0.5%	0.5%	0.8%	1.0%	1.6%	1.4%	1.0%	0.7%	0.6%	0.6%	0.6%
Plascar PN	0.1%	0.1%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Randon Part PN	0.2%	0.1%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.1%	0.1%	0.2%	0.1%
Ripasa PN	0.3%	0.2%	0.1%	0.0%	0.0%	0.1%	0.1%	0.2%	0.2%	0.2%	0.2%	0.2%
Sadia SA PN	0.8%	0.5%	0.4%	0.3%	0.4%	0.5%	0.3%	0.3%	0.3%	0.6%	0.6%	0.5%
Sid Nacional ON	2.3%	1.8%	1.7%	1.3%	1.9%	2.0%	1.6%	1.0%	1.3%	2.3%	2.2%	1.6%
Sid Iubarao PN	0.9%	0.9%	0.6%	0.4%	0.2%	0.6%	0.4%	0.4%	0.7%	1.1%	1.3%	0.9%
Souza Cruz ON	2.2%	1.9%	1.6%	1.6%	2.4%	1.6%	1.0%	1.6%	1.9%	1.9%	1.7%	1.4%
Sudamens ON	0.1%	0.2%	0.2%	0.2%	0.4%	0.2%	0.4%	0.8%	0.7%	0.5%	0.4%	0.5%
Suzano Bahia Sul PNA	1.4%	1.3%	0.5%	0.3%	0.1%	0.5%	0.5%	0.5%	0.5%	0.7%	0.6%	0.4%
I eka PN	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Telemar Norte Leste PNI	1.1%	1.8%	2.6%	2.0%	1.0%	1.2%	1.5%	4.8%	2.9%	2.4%	2.0%	1.8%
Telesp Operac PN	6.0%	8.3%	8.9%	9.6%	9.1%	8.2%	5.0%	5.3%	5.9%	4.6%	3.9%	3.9%
Unibanco PN	0.8%	2.0%	2.4%	2.6%	2.4%	2.4%	2.7%	2.6%	1.7%	1.7%	1.5%	1.7%
Unipar PNB	0.2%	0.2%	0.1%	0.0%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.2%	0.3%	0.2%
Usiminas PNA	2.6%	2.0%	1.8%	0.8%	0.6%	0.9%	0.7%	0.5%	0.5%	1.5%	1.9%	1.4%
Vale Rio Doce PNA	8.0%	8.8%	5.8%	4.8%	5.7%	7.8%	6.7%	7.6%	13.0%	11.6%	11.7%	11.2%
Varig PN	0.2%	0.2%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Votorantim C P PN	0.4%	0.7%	0.5%	0.5%	0.5%	1.2%	0.8%	1.1%	1.6%	1.4%	1.3%	0.9%
Weg PN	0.4%	0.3%	0.2%	0.2%	0.3%	0.3%	0.3%	0.4%	0.7%	0.6%	0.7%	0.7%
Wim Ind Com PN	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)