



Munich Personal RePEc Archive

Predicting stock returns through past movements: a modification of Grinblatt and Moskowitz Model

Lucena, Pierre and Figueiredo, Antonio Carlos

Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Universidade Federal de Pernambuco

2008

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/38128/>
MPRA Paper No. 38128, posted 16 Apr 2012 13:17 UTC

PREVENDO RETORNOS DE AÇÕES ATRAVÉS DE MOVIMENTOS PASSADOS: UMA MODIFICAÇÃO NO MODELO DE GRINBLATT E MOSKOWITZ

Pierre Lucena

E-mail: pierrelucena@uol.com.br
PUC-Rio/UFPE/Brasil

Antonio Carlos Figueiredo

E-mail: figueiredo@iag.puc-rio.br
PUC-Rio/Brasil

RESUMO

A proposta deste trabalho é apresentar o Modelo de Grinblatt e Moskowitz (2004), e fazer uma modificação para adaptá-lo para mercados emergentes, neste caso para a Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa), que apresenta algumas características específicas e também problemas, comuns em séries financeiras e séries temporais. Foi feita uma modificação no modelo original e aplicado para o mercado de capitais brasileiro. Alguns resultados interessantes foram encontrados: a presença de downside risk e a presença de resultados de turbulência durante o período pré-eleitoral de 2002. Essa modificação foi significativa, pois, além de incorporar a variável dummy para processo eleitoral, ainda retirou a variável de filtro de benchmark, uma vez que a mesma apresentava perturbações na aplicação dos dados da Bovespa, tornando o modelo pouco robusto. A modificação no Modelo de Grinblatt e Moskowitz (2004) mostrou melhores resultados do que a modelagem original. Sugere-se que essas modificações podem incorporar características exclusivas aos mercados de capitais de países emergentes.

Palavras-Chave: BOVESPA, *downside risk*, Modelo de Grinblatt e Moskowitz, eficiência de mercado.

ABSTRACT

The purpose of this paper is to present the Grinblatt and Moskowitz Model (2004), and make a modification to adapt for an emerging market, in this case to apply in the Sao Paulo Stock Exchange (Bovespa), that presents some specifics characteristics and problems, common in financial models and time series. It was made a modification in the original model and applied to Brazilian Capital Markets. Some interesting results were found: the presence of downside risk and the presence of turbulence during the electoral process in 2002. This modification was significantly because it incorporated the dummy variable to electoral process and took off the benchmark variable, which presented some disturbance when applied to Brazilian database. The modification of the Grinblatt and Moskowitz Model (2004) showed better results than the original one. It suggests that the modification can incorporate some characteristics of emerging markets countries.

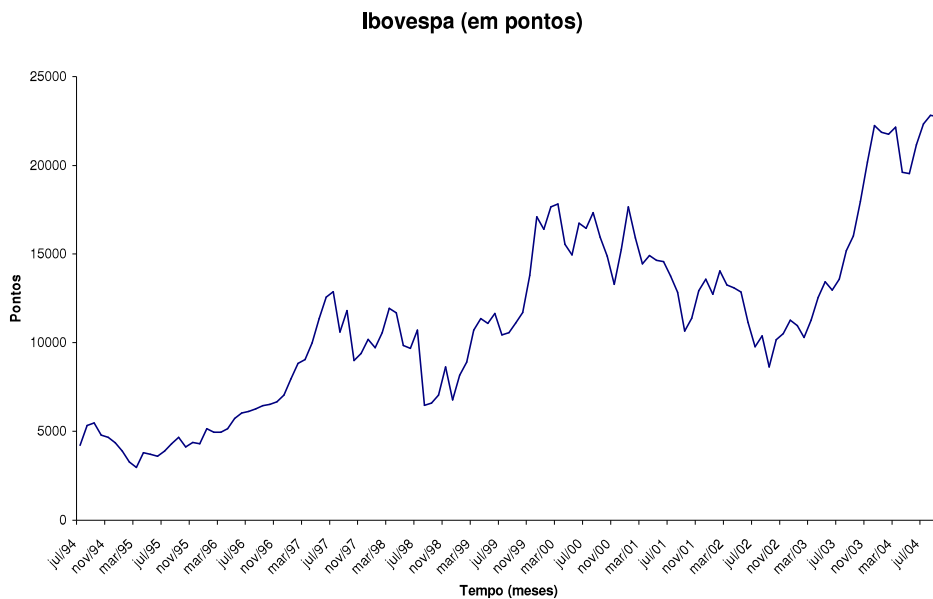
Key words: BOVESPA, *downside risk*, Grinblatt and Moskowitz Model, market efficiency.

1 - Introdução

O processo eleitoral pode trazer muitas indefinições a respeito do comportamento dos títulos negociados no mercado. Isso se justifica pelo fato de que os agentes possuem expectativas divergentes em relação à manutenção ou mudança na política econômica vigente, e principalmente ao comportamento adotado pelo possível novo governo na determinação das variáveis que são diretamente estabelecidas pelo Banco Central, como, por exemplo, a taxa de juros básica a que está disposto a remunerar os investidores. Esta situação se agrava em países emergentes, onde um novo governo poderia realizar bruscas mudanças e romper compromissos contratuais em nome de uma mudança social.

Essa incerteza acaba afetando quase que diretamente o mercado de capitais, pois o seu comportamento é em grande parte determinado por fatores de mercado, além das empresas, que podem ser atingidas positiva ou negativamente, por políticas de juros, fiscais, cambiais ou mesmo creditícias. Tais reações podem ser demasiadamente exageradas em alguns momentos, gerando o que a literatura financeira chama de *overreaction*. A reação anormal pode ser tanto positiva como negativa, e ocorreu em vários momentos em diversos mercados, mais ou menos desenvolvidos, e tem sua origem justamente no conceito da hipótese de eficiência de mercado. O pressuposto é de que quanto menos desenvolvido for o mercado de capitais maior a sujeição a efeitos de *overreaction*.

Recentemente no Brasil dois eventos podem a princípio ser classificados como de reação exagerada dos preços dos ativos a determinadas expectativas. O primeiro foi em janeiro de 1999, com a desvalorização cambial do real, e durante o ano de 2002, com o processo eleitoral indicando uma mudança governamental. Em ambos os casos, tivemos turbulência no mercado, diminuindo o índice fortemente, conforme gráfico com a pontuação histórica do Ibovespa.

Figura 1 – Curva histórica do Ibovespa (em pontos)

Observando o gráfico acima, verifica-se que houve uma significativa alta a partir do início de 1999, voltando posteriormente aos 10.000 pontos. A partir de janeiro de 2003, quando as expectativas de forte mudança econômica não se confirmaram, a curva histórica de pontos do índice da Bolsa de Valores de São Paulo reagiu novamente de maneira positiva, elevando novamente suas expectativas, e, aparentemente, de maneira exagerada, após expressiva baixa durante o ano de 2002.

Além deste problema apresentado acima, outro que pode ser correlacionado e que será estudado neste trabalho é a tendência de movimento de preços de ações na mesma direção por vários meses, após algum impulso, conhecida por *momentum*. Observando o gráfico acima, vê-se que a curva de preços se move, a partir de um determinado fenômeno, em uma mesma direção por alguns meses.

O objetivo deste trabalho é o de verificar a existência de alguns tipos de anomalias no mercado de ações brasileiro, em particular a influência de retornos passados nos retornos futuros, e também de influência do processo eleitoral na Bovespa. Existe uma desconfiança por parte do meio acadêmico de que alguns desses fatores, que já foram verificados por Grinblatt e Moskowitz (2004) no mercado americano, possam ocorrer também em mercados emergentes, e, por conseguinte, no Brasil. Vale salientar que estes fatores vão ao encontro da hipótese de eficiência de mercado, já na sua forma fraca.

O modelo que será apresentado, testado para o caso brasileiro, e ligeiramente modificado é o de Grinblatt e Moskowitz (2004), que tenta verificar uma série de comportamentos que podem indicar os movimentos futuros de preços de ações. Um desses comportamentos é o chamado *downside risk*, que leva em consideração apenas a parte negativa de retornos, já que esta é a que realmente representa o risco de um ativo, pois o mesmo está associado à perda financeira.

Este trabalho é dividido em quatro partes, além da introdução. Na primeira parte, são apresentados os conceitos de *momentum*, *overreaction*, *downside risk*, além do Modelo de Grinblatt e Moskowitz (2004). Na segunda parte, é sumarizada a metodologia, e também os modelos econométricos e seus testes. Na terceira parte, os resultados são detalhados, analisados e discutidos. Por fim, apresentam-se as conclusões finais.

2 - Referencial Teórico

A possibilidade de estratégias de ganhos provenientes de previsões com dados passados, como também o comportamento de certa forma previsível em períodos de instabilidade provocada por períodos eleitorais, são temas oriundos do estudo da eficiência de mercado e seus fenômenos.

Em poucas palavras pode-se definir um mercado eficiente como aquele onde os agentes rapidamente assimilam as informações disponíveis, não possibilitando ganhos exagerados com os ativos de empresas, provenientes de tal informação (FAMA, 1970). Esse conceito vai ao encontro de alguns pré-requisitos necessários para sua plenitude, como a fácil disseminação das informações entre os agentes, a convergência de objetivos de ganhos entre os mesmos e a maximização da simetria de informações.

Três aspectos devem ser levados em consideração neste trabalho. O primeiro é em relação à possibilidade de *momentum*, que é a continuidade de uma tendência de preços. O segundo é a reação anormal a determinados fenômenos, conhecida como *overreaction*, que aqui diz respeito à probabilidade de mudança governamental, no caso, aplicado no Brasil, através do Modelo de Grinblatt e Moskowitz (2004). Por fim, um aspecto ainda incipiente, mas que vem obtendo resultados significativos: o *downside risk*, ou o estudo do risco através da parte negativa dos retornos. Todos estes pontos serão aprofundados mais à frente, e aplicados empiricamente através de uma modificação no Modelo de Grinblatt e Moskowitz (2004), detalhado posteriormente.

2.1 - *Momentum*

Momentum é conceituado como sendo a tendência dos preços das ações ou ativos continuarem se movendo na mesma direção, durante alguns meses, após algum impulso. Tal impulso pode ser uma mudança econômica, ou mesmo algum evento exclusivo a uma determinada empresa, como a divulgação de um lucro recorde, ou mesmo uma negociação contratual bem-sucedida. Isto geraria um comportamento positivo de expectativas, que acabaria por influenciar na decisão dos investidores.

Os administradores de carteiras, principalmente analistas técnicos, acreditam que o comportamento de ativos em curtos períodos anteriores pode indicar ações altamente rentáveis nos períodos subsequentes. Em alguns trabalhos acadêmicos, principalmente os de Jegadeesh e Titman (1993, 2001), estas estratégias foram testadas empiricamente para o mercado americano, resultando em ganhos anormais. Através do teste com títulos negociados na *New York Stock Exchange* (NYSE), comprovaram a existência de possibilidades de estratégias de *momentum* quando administradores compram títulos com altos retornos entre os últimos 3 e 12 meses e vendem títulos com baixa rentabilidade no mesmo período. O resultado médio da estratégia chega em alguns casos a mais de 1% ao mês, o que pode ser considerado razoavelmente alto para um mercado com baixa taxa de juros. A leitura desses resultados pode apresentar duas correntes distintas de pensamento, ou um caso típico de ineficiência de mercado, ou uma remuneração justa em função do risco mais elevado destas ações. Os mesmos autores testaram a persistência desses resultados, e concluíram que durante os anos 90 não foram diferentes, e tentaram entender as razões pelas quais o mercado não resolveu essa possível ineficiência. Era de se esperar que, em um mercado eficiente na forma fraca, essa estratégia não desse resultado a partir da percepção dos agentes econômicos de falhas estruturais que pudessem proporcionar retornos anormais. A partir deste momento, não se trata apenas de um problema de viés, e sim de uma falha estrutural do mercado, ou, na melhor das hipóteses, de interpretações errôneas e irracionais dos agentes na avaliação de títulos. Esta última hipótese é a considerada como mais provável por DeBondt e Thaler (1985), quando estudaram reações exageradas de mercado a determinados fenômenos.

O efeito *momentum* de curto prazo detectado por Jegadeesh e Titman (1993, 2001) não foi detectado por Bonomo e Agnol (2003) para o Brasil, porém os mesmos autores não descartam a possibilidade de ganhos anormais através de estratégias contrárias em horizontes

mais longos, como os períodos entre 3 meses e 3 anos. A expressão algébrica para retornos anormais é dada por:

$$RA_{it} = R_{it} - E(R_i)$$

onde RA_{it} é o retorno anormal do ativo i no período t ; R_{it} , o retorno do ativo i também no período t ; e $E(R_i)$, a média histórica de retornos do ativo i . Em outras palavras, considera-se como retorno anormal a diferença entre o retorno em determinado período e sua média histórica.

Brown e Warner (1980, 1985) trabalham o retorno excessivo das ações por três observações diferentes: o retorno ajustado à média, o retorno ajustado ao mercado, e o retorno ajustado ao risco e ao mercado.

O retorno ajustado à média é dado pela diferença do retorno do ativo em determinado período do tempo, e sua média histórica. A equação é semelhante à equação apresentada acima.

O retorno ajustado ao mercado é semelhante à equação acima, porém o ajuste é dado pela média do mercado. A equação é dada por:

$$RA_{it} = R_{it} - R_{mt}$$

onde RA_{it} é o retorno anormal do ativo i no período t ; R_{it} , o retorno do ativo i no período t ; e R_{mt} é o retorno do mercado no período t .

O retorno ajustado ao risco e ao mercado é uma modificação do primeiro caso, em que o ajuste é dado pela diferença entre o retorno do ativo e o modelo CAPM. A equação é dada por:

$$RA_{it} = R_{it} - (\alpha_i + \beta_i R_{mt})$$

onde RA_{it} é o retorno anormal do ativo i no período t ; R_{it} , o retorno do ativo i no período t ; α e β são estimadores do Modelo CAPM, e R_{mt} é o retorno do mercado no período t .

2.2 - Modelo de Grinblatt e Moskowitz

A tentativa de investigação de relações entre retornos passados e futuros tem no trabalho de Grinblatt e Moskowitz (2004) uma premissa interessante. Leva em consideração que existem três horizontes distintos de tempo, em que informações relevantes podem ser coletadas e tratadas, indicando possíveis relações entre os dados passados e resultados futuros de retornos de ações: curto prazo (mês anterior), médio prazo (entre 2 e 12 meses) e longo prazo (entre 13 e 26 meses). Dentro dessa perspectiva, os autores consideram que aspectos

REAd – Edição 60, Vol 14, N° 2 mai-ago 2008

comportamentais possam influenciar resultados de preços de ações. É o que se conceitua como estratégias reversas ou persistentes, isto é, resultados negativos ou positivos frequentes podem levar a resultados de retorno previsíveis no futuro. A frequência com que estes resultados acontecem e suas relações com o futuro são variáveis que devem ser estudadas. A literatura financeira normalmente aceita como relevante, através de dados mensais, informações entre os horizontes de um mês, doze meses e trinta e seis meses, que, por questões sazonais, poderiam exercer alguma influência significativa, como descrito em Grinblatt, Titman e Wermers (1995), e Jegadeesh e Titman (1993).

A regressão apresentada por Grinblatt e Moskowitz (2004) tem a seguinte expressão algébrica¹:

$$R_i - R_t^B = \alpha + \beta_1 r_{t-1} + \beta_2 r_{t-1}^L + \beta_3 D_{t-1}^{CW} + \gamma_1 r_{t-12} + \gamma_2 r_{t-12}^L + \gamma_3 r_{t-12}^{CW} + \gamma_4 r_{t-12}^{CL} + \delta_1 r_{t-36:t-12} + \delta_2 r_{t-36:t-12}^L + \delta_3 r_{t-36:t-12}^{CW} + \delta_4 r_{t-36:t-12}^{CL} + \varepsilon_t$$

onde R_i é o retorno do ativo i ; R^B , o retorno do *portfólio de benchmark*² formado; a variável r^L é dada pelo valor mínimo entre 0 e o retorno em $t-1$ [$\text{MIN}(0, r_{t-1})$]; r^{CW} é uma *dummy* igual a 1, se o ativo é *consistent winning*, e 0, caso contrário; e r^{CL} é uma *dummy* igual a 1, se o ativo é *consistent losing*, e 0, caso contrário. Entende-se por *consistent winning* o ativo que teve retornos positivos em pelo menos 8 dos 12 meses, se estiverem sendo calculados os 12 meses anteriores, e *consistent losing* se tiverem retornos negativos em pelo menos 8 dos 12 meses anteriores. Se for o cálculo de 13 a 36 meses, no mínimo devem ser 15 meses.

O retorno *de portfólio de benchmark* é dado pela média do retorno das carteiras formadas pelos cruzamentos dos *clusters* das variáveis tamanho e *book-to-market*. A média do retorno daquele determinado grupo é exatamente o retorno de *benchmark*.

Nesse momento, a intenção é captar a possibilidade de comportamentos persistentes no preço das ações. Parte-se então do pressuposto de que resultados podem ser previstos, provavelmente por reações comportamentais dos investidores, que são levados a acreditar que os resultados irão se repetir, e que *portfólios* vencedores no passado tendem a ser também no futuro. O estudo de relações de longo prazo entre retornos, como, por exemplo, os 36 meses, foi realizado primeiro por DeBondt e Thaler (1985), que atribuíram a isto uma avaliação errônea dos agentes.

O grande problema enfrentado é justamente a variável de *benchmark* utilizada pelos autores. A princípio, outros trabalhos brasileiros tentaram buscar uma relação direta entre

¹ Explicada em maiores detalhes na seção 4.3.2.1 na Tabela 6

² Ver Grinblatt e Moskowitz (2004)

resultados passados e futuros no Brasil³, mas sem o refinamento da série, isto é, apenas estimando a função de autocorrelação serial dos retornos dos ativos, encontrando normalmente séries com resíduos na forma *white noise*. O retorno de *benchmark* é justamente um filtro, com o objetivo de retirar do retorno do ativo o componente de alguns fatores que influenciam o resultado deste ativo, no caso de Grinblatt e Moskowitz (2004) foram o tamanho e o *book-to-market*.

Os autores também encontraram resultados de anomalias de calendário, principalmente as diferenças entre o mês de janeiro e o restante do ano. Mesmo resultado foi encontrado por Jegadeesh e Titman (1993), que atribuíram o fenômeno econômico ao fato de que há muita negociação no último dia do ano, principalmente pelos administradores de *portfólios* vencedores, a preços mais altos, fazendo com que o mês de janeiro apresente retornos negativos se comparados com o último dia do ano. Neste caso, é de se esperar que, se forem isolados os meses de janeiro e dezembro em uma série, as funções de autocorrelação apresentarão resultados negativos de primeira ordem, possibilitando a construção de um modelo autoregressivo, como proposto por Box e Jenkins (1976). Grinblatt e Moskowitz (2004) sugerem que pode haver um efeito imposto neste comportamento extremo de fim de ano, já que alguns administradores podem ser levados a se desfazer de seus títulos com o objetivo de obter vantagens fiscais.

Isolando os efeitos do tamanho e do *book-to-market*, foi possível encontrar resultados satisfatórios para a regressão *cross-section* de retornos passados e futuros, e verificar a possibilidade de estratégias de ganhos a partir de séries temporais, o que de certa forma rejeita a hipótese de *random walk*, se forem considerados que comportamentos deste tipo ferem a aleatoriedade da curva de preços.

2.3 - Downside Risk

O Modelo de Grinblatt e Moskowitz (2004) se propõe, entre outras coisas, a avaliar o impacto que os retornos negativos passados têm na determinação dos retornos futuros. A volatilidade destes retornos é o que a literatura costuma chamar de *downside risk*, e é bastante coerente com o conceito de risco como possibilidade de perda financeira. Neste caso, considera-se como importante apenas a parte negativa dos retornos, já que esta é a que

³ Ver Lucena e Figueiredo (2004) e Ceretta (2001)
REAd – Edição 60, Vol 14, N° 2 mai-ago 2008

realmente representa o risco. A volatilidade proveniente de retornos positivos não deveria ser considerada como tal, pois o mesmo não representa perda.

Um dos trabalhos mais relevantes nesta área para países emergentes foi formulado por Estrada (2002), que propôs uma medida de risco sistemático apenas para esta parte da volatilidade, conhecida como *downside* beta. O risco medido pela variação negativa dos ativos é representado pelo desvio-padrão da parte negativa dos retornos. É conceituado por Estrada (2002) como “*downside standard deviation of returns*”, ou “*semideviation*”⁴. É dado pela seguinte fórmula:

$$S_i = \sqrt{E\{\text{Min}[(R_{it} - \mu_i), 0]^2\}}$$

onde R_{it} é o retorno do ativo i no período t , e μ_i é a média do conjunto de retornos. O próprio indicador leva como base a fórmula geral do desvio-padrão, porém considerando apenas os valores negativos. Todos os valores positivos são igualados a zero. É tirada a média aritmética de todas as diferenças negativas, no entanto considera-se como número de observações também os retornos positivos, que foram igualados a zero. Desta forma, $S_i \leq \sigma_i$, visto que se tem um número menor ou igual de diferenças pelo mesmo número de observações, pois algumas serão positivas e serão consideradas como zero.

A cosemivariância do mercado com o ativo i , que também precisa ser calculada para encontrar o beta do modelo D-CAPM, é dada por:

$$S_{im} = E\{\text{Min}[(R_i - \mu_i), 0]; \text{Min}[(R_m - \mu_m), 0]\}$$

onde R_m e μ_m são os retornos de mercado e média aritmética dos retornos do mercado, respectivamente. O beta do modelo D-CAPM é dado, então, por:

$$\beta_i^D = \frac{S_{im}}{S_M^2}$$

onde S_{im} é a cosemivariância e S_M^2 a semivariância do mercado.

A lógica apresentada por Estrada (2002) é bastante simples; apenas a volatilidade negativa deve ser levada em consideração. No Modelo de Grinblatt e Moskowitz (2004), é analisada a importância dos retornos negativos passados na determinação de retornos futuros, em um processo muito semelhante ao aplicado por Estrada (2002). Aplicação do modelo de *downside* beta foi realizado por Lucena e da Motta (2004) para a Bovespa, encontrando resultados mais elevados para os betas dos ativos, o que de certa forma já era esperado.

⁴ Essa é a denominação dada por Estrada (2002) e será utilizada neste trabalho.

Esta aplicação de Lucena e da Motta (2004) para o mercado brasileiro encontrou resultados muito díspares para a relação risco-retorno, como, por exemplo, o fato de que nem sempre os ativos mais arriscados oferecem o maior retorno, pelo menos na média brasileira. Este fato aparenta muita correlação com a pouca eficiência do mercado de capitais, pelo menos em teoria.

2.4 - Estudos Empíricos no Brasil

Diversos estudos vêm sendo realizados no Brasil com o objetivo de mensurar e identificar fatores que são responsáveis por resultados anormais no mercado de capitais. A maioria deles são testes com base no APT tradicional, tentando captar variáveis importantes na determinação do retorno de carteiras. Outros trabalham com estudos de eventos específicos, e a influência de decisões no preço das ações das empresas.

Desde a década de 70, a hipótese de eficiência de mercados vem sendo estudada no Brasil. Contador (1975) estudou a eficiência em retornos mensais de 1955 a 1971, e retornos diários entre 1968 e 1969, chegando à conclusão de que o mesmo seria ineficiente. Brito (1978) também não encontrou resultados que comprovassem a hipótese de eficiência de mercado, mesmo na sua forma fraca, quando estão sob condição de inflação. Resultados diferentes foram encontrados, porém em períodos de tempo distintos, por Menezes (1981), que viu indícios de assimilação rápida de informações de retornos passados, comprovando a eficiência de mercado na forma fraca. Brito (1985) viu ganhos de eficiência no período de 1983 e 1984 no mercado brasileiro, utilizando testes de correlação serial.

Algumas anomalias de mercado foram estudadas durante os últimos anos, como as de efeito tamanho e efeito calendário. Lemgruber, Becker e Chaves (1988) observaram a existência do efeito fim de semana quando estudaram os retornos diários de ações entre agosto de 1983 e de 1987. Bonomo e Agnol (2003) sugeriram que há um efeito tamanho no retorno das ações, quando trabalham com carteiras hipotéticas na Bovespa. Este trabalho segue a mesma linha proposta por Fama e French (1996), quando os ativos foram agrupados segundo o tamanho da empresa e o seu *book-to-market*. Costa Jr. e Neves (2000) também estudaram o impacto de algumas variáveis fundamentalistas nos retornos das ações, e chegaram a conclusões semelhantes em relação ao tamanho das empresas e as variáveis índice preço/lucro e valor patrimonial da ação/preço.

Outros eventos específicos foram estudados, como o efeito das decisões de investimento sobre o preço das ações (PROCIANOY & ANTUNES, 2001), ou o anúncio do

lançamento público de ações (LEAL & AMARAL, 1990). Nos dois casos específicos, foram comprovados efeitos de *overreaction* em função destes dois diferentes anúncios, o que reforça a hipótese de que não há um mercado eficiente no Brasil, como proposto por Fama (1970). Costa Jr. (2000) realizou um estudo semelhante ao de DeBondt e Thaler (1985) para o mercado brasileiro, entre 1970 e 1989, encontrando indícios de *overreaction*, mas de maneira homogênea em relação às carteiras perdedoras e ganhadoras, ao contrário do mercado americano, que apresenta resultados assimétricos para as duas carteiras. No estudo de Costa Jr. (2000), as carteiras não apresentam diferenças significativas.

A maioria dos trabalhos nos últimos anos, porém, visa testar a hipótese de *random walk* no mercado de capitais brasileiro. Enquanto Leal e Amaral (1990) e Ceretta (2001) não rejeitam a hipótese de *random walk* para o preço das ações no Brasil, Torres, Bonomo e Fernandes (2002) encontraram indícios mais robustos de pouca eficiência e de alguma correlação serial entre os resultados passados dos ativos negociados na Bovespa.

Em um trabalho mais recente, Malaga e Securato (2004) testam o modelo de três fatores de Fama e French (1996), para o período de 1995-2003, corroborando a importância do mesmo e sua significância, indo ao encontro dos resultados do segundo capítulo desta tese. Um trabalho que possui semelhança com esta tese é o apresentado por das Neves e Leal (2003), que investiga a relação entre o crescimento do PIB, e os efeitos tamanho, valor e momento. O trabalho encontrou significância estatística entre as duas variáveis propostas por Fama e French (1996), tamanho e valor patrimonial/valor de mercado, e o crescimento do PIB. Porém não foi encontrada nenhuma relação significativa com a variável momento, também estudada pelos autores.

A grande dificuldade dos estudos no Brasil nesta área, violando um dos pressupostos naturais para um mercado eficiente, vem da baixa liquidez e do baixo número de empresas com títulos em negociação. Durante o quadrimestre maio/agosto de 2005, 56 empresas compunham o índice Ibovespa, o que acaba concentrando e viesando a análise quando trabalhadas com modelos tradicionais, como o CAPM. Além disso, os modelos tradicionais trabalham com os pressupostos de normalidade nos retornos e ausência de autocorrelação nos seus resíduos, o que não ocorre na maioria dos casos na Bovespa, conforme sugerido por Lucena, Andres e Ness (2003).

3 - Metodologia

Este trabalho apresenta algumas limitações. A primeira diz respeito à enorme carência de dados de preços de ações em períodos de ausência de inflação muito elevada. No Brasil, o período de estabilização econômica teve início em julho de 1994, e, como trabalhamos com dados defasados em até 36 meses, na prática podemos aplicar o modelo a partir de agosto de 1997, fazendo com que os resultados sejam oriundos de uma base de informações com pouca amplitude. A segunda limitação é em relação à carteira de ativos não ser balanceada anualmente, pois os dados de *book-to-market* e de tamanho da empresa são médios.

3.1 - Dados e Softwares Utilizados

Os dados aqui utilizados foram coletados a partir do banco de dados da Economática⁵. São referentes aos preços de fechamento mensais de 205 ações que foram selecionadas de acordo com a disponibilidade de dados, e que possuam uma liquidez que permita essa informação. Os dados são referentes ao mês de julho de 1994 até o final do mês de agosto de 2004. Desta forma é excluído o período anterior ao Plano Real, para que a inflação exageradamente alta não acabe por viesar os dados. Algumas ações não tiveram todos os períodos completos, pois começaram a ser negociadas posteriormente, como é o caso das empresas de telefonia. Os dados foram deflacionados pelo IPCA/IBGE, com base em agosto de 2004, e representam o preço de fechamento da ação. Foi dado um período de tolerância de 15 dias para a última negociação do mês, isto é, foram aceitos ativos que tiveram alguma negociação pelo menos nos últimos 15 dias do mês. As ações que tiveram mais de cinco períodos em branco de negociações foram excluídas da amostra.

Na verdade, o que é necessário aqui é o retorno das ações, que é calculado a partir do seu preço passado e o atual, através da seguinte fórmula:

$$R_{it} = \ln\left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}}\right)$$

onde P_t é o preço de fechamento do ativo i no mês t e P_{t-1} é o preço de fechamento no mês anterior a t . Os dividendos e proventos são ajustados pelo próprio banco de dados da Economática.

Outras informações disponíveis no banco de dados e utilizadas aqui são o tamanho da empresa e seu *book-to-market*. Estes foram coletados anteriormente, através da média anual,

⁵ www.economática.com.br

com as informações que estavam disponíveis, e separados em carteiras através de análise de *clusters*. Esta separação teve o intuito de verificar a existência destes efeitos nos retornos dos ativos. O mesmo será verificado através do Modelo de Grinblatt e Moskowitz (2004), apresentado anteriormente. Teoricamente, já que foram separados em 5 grupos de acordo com o tamanho e 5 grupos de acordo com o *book-to-market*, isto formaria 25 carteiras; mas, como na prática estes são agrupados de maneira heterogênea, algumas carteiras podem ter apenas 1 ou 2 ativos, ou mesmo nenhum, sendo nesses casos retiradas da amostra, já que se pretende rodar uma regressão em painel, e seria conveniente um *portfólio* com mais ativos.

O processo eleitoral é dado por uma variável *dummy* nos anos de 1998 e 2002. Na verdade o que é considerada aqui é a possibilidade de modificação de linha de governo. Neste caso, no ano de 1998 seria de março a outubro (quando da definição da reeleição de Fernando Henrique Cardoso) e em 2002 de março a dezembro (o governo Lula tem início em janeiro de 2003). Foi considerada, então, a expectativa de mudança de governo como uma variável *dummy* de valor igual a 1, e como 0 caso contrário.

A organização dos dados foi feita a partir da planilha eletrônica do *Microsoft Excel* 2003 e os testes econométricos e a estimação dos modelos a partir do pacote estatístico *eviews* na sua versão 3.1.

3.2 – Formação de Portfólios através de *clusters* e o Retorno de *benchmark*

Os *portfólios* foram formados com base nas medidas de tamanho e *book-to-market* das empresas estudadas. O procedimento utilizado neste trabalho é conhecido como análise hierárquica de *clusters*. A maneira de organização dos dados se dá através de uma matriz de similaridades, no nosso caso através de números mais próximos, tanto de valor como de *book-to-market*.

Parte-se de uma matriz inicial, que no nosso caso é representada pelas medidas de *book-to-market* médio e tamanho médio das empresas da amostra, conforme apresentado na seção de dados. Temos então uma matriz $[n \times p]$, sendo n o número de empresas, aqui tendo $n = 205$, e $p = 1$. É utilizada então a distância euclidiana, com o propósito de realizar os agrupamentos.

O número de *clusters* a serem utilizados não segue um padrão fixo, pois depende muito do objetivo do pesquisador. Não há um critério estatístico padrão para inferência, como testes ou coisas semelhantes. Um procedimento muito conhecido é a regra de parada, que examina alguma medida de similaridade ou distância entre agrupamentos em cada passo

sucessivo, com a solução de *clusters* sendo definida quando a medida de similaridade excede a um valor especificado, isto é, quando a distância entre dois pontos ultrapassar um valor pré-definido pelo pesquisador. O procedimento utilizado neste artigo representa uma restrição prática, que é o de forçar um número pré-determinado de *clusters* como igual a 5 (cinco), mas que é bastante útil no processo de comparação que se pretende realizar. A escolha de 5 (cinco) grupos se deu pelo fato de Grinblatt e Moskowitz (2004) também utilizarem os quintis no seu trabalho original.

A medida de distância euclidiana, que é parte componente do *software* SPSS, utilizado neste trabalho, expressa o grau de similaridade que se pretende obter. A distância D entre dois pontos, cuja localização é especificada através de coordenadas cartesianas é dada por:

$$D_{1,2} = \sqrt{(BM_1 - BM_2)^2 + (T_1 - T_2)^2}$$

Formados os *clusters*, o retorno de *benchmark* é formado pela média de retornos naquele grupo específico, em cada ano. Desta forma, o retorno de *benchmark* pode ser formalizado como:

$$R_t^B = \sum_{i=1}^{25} \frac{R_{it}}{N_t}$$

onde R_{it} é o retorno da ação i , no grupo t e N_t é o número de ações do grupo t . Desta forma, cada grupo terá um retorno diferente, a cada período. Como o grupo é formado pelo cruzamento entre *book-to-market* e tamanho, teoricamente teremos 25 grupos diferentes, e 25 retornos de *benchmark* diferentes a cada ano.

3.3 - Modelagem Econométrica

O Modelo de Grinblatt e Moskowitz (2004) se propõe a analisar uma série de informações que poderiam afetar o retorno futuro das ações. Estas informações são de características temporais, e que podem revelar comportamentos previsíveis, ou mesmo que possam demonstrar posturas irracionais ou de sobrevalorização de ativos. Aqui será realizada uma aplicação deste modelo com algumas modificações, que são necessárias para a verificação da influência do processo eleitoral, além de características que influenciam fortemente o mercado de capitais no Brasil, como a alta taxa considerada como livre de risco.

O modelo original de Grinblatt e Moskowitz (2004), com o acréscimo da variável de expectativa de mudança de governo, é dado pela seguinte expressão algébrica:

$$R_{it} - R_t^B = \alpha + \beta_1 r_{t-1}(i) + \beta_2 r_{t-1}^L(i) + \beta_3 D_{t-1}^{CW}(i) + \gamma_1 r_{t-12:t-2}(i) + \gamma_2 r_{t-12:t-2}^L(i) + \gamma_3 D_{t-12:t-2}^{CW}(i) + \gamma_4 D_{t-12:t-2}^{CL}(i) + \delta_1 r_{t-36:t-12}(i) + \delta_2 r_{t-36:t-12}^L(i) + \delta_3 D_{t-36:t-12}^{CW}(i) + \delta_4 D_{t-36:t-12}^{CL}(i) + EL_t + \varepsilon_t$$

onde R_i é o retorno do ativo i no período t ; R^B , o retorno do *portfólio* de *benchmark* formado; a variável com r^L é dado por $\text{MIN}(0, r_{t-i})$; D^{CW} é uma *dummy* igual a 1, se o ativo é *consistent winning*, e 0 caso contrário; D^{CL} é uma *dummy* igual a 1, se o ativo é *consistent losing*, e 0 caso contrário; EL_t é a variável *dummy* para expectativa de mudança de governo (a variável assume o valor 1 nos meses de março a outubro de 1998 e de março a dezembro de 2002; nos demais meses, é igual a zero). Entende-se por *consistent winning* o ativo que teve retornos positivos em pelo menos 8 dos 12 meses anteriores, e *consistent losing* se tiver retornos negativos em pelo menos 8 dos 12 meses anteriores. Se for o cálculo acumulado de 12 a 36 meses, no mínimo devem ser 15 meses. Não se faz necessário o valor da variável *dummy* para *consistent losing* para $t-1$, pois implicaria em problemas de multicolinearidade em relação à *dummy loser* (r^L) do mês anterior. As variáveis serão apresentadas com mais detalhes a seguir.

Aqui a formação do retorno de *portfólio* de *benchmark* da equação acima será também testada, através da comparação dos resultados do modelo com e sem a variável de *benchmark*. Grinblatt e Moskowitz (2004) formam carteiras de acordo com o *book-to-market* e o tamanho, semelhantes à equação de multifatores de Fama e French (1996), e a média destas carteiras representa exatamente esta variável. Esta será formada aqui pela média obtida através da análise de *clusters*, mas a estimação também será feita sem a mesma. A equação modificada apresentada aqui é:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha + \beta_1 r_{t-1}(i) + \beta_2 r_{t-1}^L(i) + \beta_3 D_{t-1}^{CW}(i) + \gamma_1 r_{t-12:t-2}(i) + \gamma_2 r_{t-12:t-2}^L(i) + \gamma_3 D_{t-12:t-2}^{CW}(i) + \gamma_4 D_{t-12:t-2}^{CL}(i) + \delta_1 r_{t-36:t-12}(i) + \delta_2 r_{t-36:t-12}^L(i) + \delta_3 D_{t-36:t-12}^{CW}(i) + \delta_4 D_{t-36:t-12}^{CL}(i) + EL_t + \varepsilon_t$$

onde R_f é a taxa livre de risco⁶, que não é considerada no modelo original. A utilização da variável de *benchmark* se dará apenas para o conjunto de carteiras. Lembrando que esta será uma regressão em painel, já que se tem um conjunto de 205 ativos. A substituição da variável de *benchmark* pela taxa livre de risco é apenas uma opção a ser testada pelo modelo, não há razão empírica anterior para esta substituição, a não ser pela desconfiança de que a mesma pode influenciar fortemente qualquer modelagem a ser aplicada no Brasil, pois parte significativa das carteiras formadas é composta também com ativos livres de risco, que

⁶ Aqui é utilizado o retorno mensal do CDI mensal como uma *proxy*.

possuem retorno elevado se comparado a padrões internacionais. A taxa livre de risco utilizada como *proxy* neste trabalho é a taxa de CDI mensal, que representa a melhor alternativa livre de risco disponível no mercado brasileiro.

Nas regressões em painel, tem-se a vantagem de aproveitar tanto os dados *cross-section*, que, como visto na equação acima, são muitos, como também utilizar os dados temporais da série.

Neste trabalho, não há como objetivo principal a estimação dos parâmetros como forma de prever, mesmo que este seja o objetivo final, o retorno dos ativos, mas apenas verificar a possibilidade da aplicação do Modelo de Grinblatt e Moskowitz (2004), além de observar quais parâmetros são significativos. Pode-se estimar uma equação de regressão em painel de várias formas, sendo três as mais conhecidas: com coeficientes constantes ao longo do tempo e entre grupos; com efeitos fixos; e, por fim, com efeitos aleatórios.

O que muda basicamente é o fato da variável constante sofrer alterações entre estas regressões. Como a variável constante não é de interesse inicial neste trabalho, e, para dar maior parcimônia à equação de regressão, optou-se por utilizar com coeficientes constantes ao longo do tempo e entre grupos. Neste caso, foi apenas uma opção de pesquisa, não inviabilizando a regressão de efeitos fixos ou aleatórios. Mas não teria grande vantagem em realizar as três, já que os parâmetros da regressão, e suas variáveis, não sofreriam mudanças significativas nos testes de significância. Apenas estaria acrescentando mais variáveis constantes ao modelo original, e este não é o objetivo principal do trabalho.

3.4 - Variáveis

As variáveis utilizadas pelo Modelo de Grinblatt e Moskowitz (2004), e também de sua modificação, são detalhadas na tabela abaixo.

Tabela 1: Descrição das Variáveis do Modelo de Grinblatt e Moskowitz Modificado

Variável	Descrição	Objetivo
R_{it}	Retorno do ativo i no período t	
R_{ft}	Retorno do ativo livre de risco	
R_t^B	Retorno de <i>benchmark</i>	
r_{t-1}	Retorno do ativo i no período t-1	Verificar a existência de autocorrelação de grau 1
r_{t-1}^L	Retorno <i>loser</i> : mínimo (0, r_{t-1})	Verificar apenas o <i>downside risk</i> do período anterior
D_{t-1}^{CW}	<i>Consistent winning</i> : variável <i>dummy</i> igual a 1 caso tenha sido <i>consistent winning</i> e 0 caso contrário. Considera-se <i>consistent winning</i> neste caso o ativo que teve retorno positivo no mês anterior.	Verificar a existência de efeito comportamental de sinal (positivo ou negativo) no mês anterior
$r_{t-12:t-2}$	Retorno cumulativo entre o período t-2 e t-12	Verificar a influência de retornos passados de médio prazo (entre 2 e 12 meses)
$r_{t-12:t-2}^L$	Retorno cumulativo <i>loser</i> entre 2 e 12 meses: mínimo(0, $r_{t-12:t-2}$)	Verificar o <i>downside risk</i> de médio prazo
$D_{t-12:t-2}^{CW}$	<i>Consistent winning</i> : variável <i>dummy</i> igual a 1 caso tenha sido <i>consistent winning</i> e 0 caso contrário. Considera-se <i>consistent winning</i> neste caso o ativo que teve retorno positivo em pelo menos 8 dos 11 meses.	Verificar a influência de comportamentos positivos repetidos, isto é, se a persistência de retornos positivos acaba influenciando resultados de retornos
$D_{t-12:t-2}^{CL}$	<i>Consistent losing</i> : variável <i>dummy</i> igual a 1 caso tenha sido <i>consistent losing</i> e 0 caso contrário. Considera-se <i>consistent losing</i> neste caso o ativo que teve retorno negativo em pelo menos 8 dos 11 meses.	O inverso do <i>consistent winning</i>
$r_{t-36:t-12}$	Retorno cumulativo entre o período t-13 e t-36	Verificar a influência de retornos passados de longo prazo (entre 13 e 36 meses)
$r_{t-36:t-12}^L$	Retorno cumulativo <i>loser</i> entre 13 e 36 meses: mínimo (0, $r_{t-12:t-2}$)	Verificar o <i>downside risk</i> de longo prazo
$D_{t-36:t-12}^{CW}$	<i>Consistent winning</i> : variável <i>dummy</i> igual a 1 caso tenha sido <i>consistent winning</i> e 0 caso contrário. Considera-se <i>consistent winning</i> neste caso o ativo que teve retorno positivo em pelo menos 15 dos 24 meses.	Verificar a influência de comportamentos positivos repetidos, isto é, se a persistência de retornos positivos acaba influenciando resultados de retornos
$D_{t-36:t-12}^{CL}$	<i>Consistent losing</i> : variável <i>dummy</i> igual a 1 caso tenha sido <i>consistent losing</i> e 0 caso contrário. Considera-se <i>consistent losing</i> neste caso o ativo que teve retorno negativo em pelo menos 15 dos 24 meses.	O inverso do <i>consistent winning</i>
EL_t	<i>Dummy</i> para expectativa de mudança de governo proveniente de processo eleitoral: neste caso é uma <i>dummy</i> de valor igual a 1 caso tenha expectativa de mudança próxima	Neste caso é verificar se os agentes têm uma reação anormal a uma mudança de governo

4 - Análise dos Resultados

O modelo modificado de Grinblatt e Moskowitz (2004) não apresentou todas as variáveis como sendo estatisticamente significativas, mas alguns dos seus resultados se

mostraram relevantes. A tabela com a modificação do modelo original e seus resultados é dada abaixo.

Tabela 2: Estimação do Modelo de Grinblatt e Moskowitz Modificado, com os respectivos testes t de primeira ordem

Carteira	α	$r^L(t-1:t-1)$	$D^{CW}(t-1:t-1)$	EL
Todas	-0,042	-0,310	0,048	-0,058
t	-2,731	-4,021	3,221	-4,011
1	-0,114	-0,394	0,093	-0,079
t	-3,070	-3,325	2,684	-2,481
2	-0,055	-0,476	0,040	-0,056
T	-3,409	-5,881	2,490	-3,615
3	-0,003	-0,142	0,043	-0,024
t	-0,276	-2,062	3,610	-1,999
4	-0,028	-0,125	0,032	-0,038
t	-1,890	-1,277	1,958	-2,378
5	-0,030	-0,171	0,019	-0,104
t	-0,879	-1,488	0,675	-3,543
7	-0,052	-0,459	0,077	-0,052
t	-3,782	-5,402	5,484	-3,720
8	-0,046	-0,326	0,050	-0,042
t	-3,669	-4,299	3,892	-3,463
9	-0,031	-0,311	0,069	-0,024
t	-0,818	-1,559	1,888	-0,596
10	0,030	0,239	0,072	0,024
T	0,702	0,613	2,005	0,561
12	-0,018	-0,025	0,037	-0,094
t	-0,384	-0,148	0,841	-1,951
13	-0,057	-0,492	0,023	-0,087
t	-2,679	-3,434	0,966	-3,858
15	-0,043	-0,511	0,071	-0,101
t	-1,095	-2,629	1,888	-2,543
17	0,004	-0,136	-0,016	-0,029
t	0,199	-0,887	-0,718	-1,348
18	-0,030	-0,206	0,039	-0,069
t	-0,852	-0,991	1,073	-2,073
22	0,000	-0,270	0,008	-0,067
t	-0,008	-3,910	0,692	-6,054
23	-0,025	-0,173	0,011	-0,075
t	-1,803	-1,825	0,730	-5,014

Fonte: regressão própria realizada no eviews

A regressão foi feita em painel, para as carteiras existentes, formadas através da análise de *clusters*, e também para o conjunto das 205 ações. Além do parâmetro de interseção alfa (α), apenas duas outras variáveis se mostraram significativas na maioria das carteiras: o retorno negativo de curto prazo e a variável *dummy* referente ao processo eleitoral. Em alguns casos, a variável de retorno negativo de longo prazo (entre 13 e 36 meses) se mostrou significativo. Estas estimativas nos deixam algumas conclusões:

- Pode haver espaço para ganhos através de estratégias advindas de ineficiência de mercado.
- A variável *consistent winning*, em muitos casos, se mostrou significativa. Isso pode mostrar certa persistência nos retornos de curto prazo. Ações vencedoras no curto prazo tendem a repetir resultados positivos.
- No caso desta variável, o sinal positivo mostra que as ações que são vencedoras continuam a ser vencedoras.
- O *downside risk*, conforme relatado anteriormente, mostrou-se relevante e negativo. Pode-se inicialmente pensar que denota certa ineficiência de mercado, porém pode também demonstrar apenas persistência nos resultados passados.
- A variável processo eleitoral se mostrou estatisticamente significante e demonstra uma reação anormal ao processo de precificação de ativos, o que de certa forma era esperado na hipótese inicial.

Sem a modificação no modelo original, isto é, utilizando a variável de *benchmark*, os resultados se mostraram sem nenhuma significância estatística, como na tabela a seguir. A equação original com o acréscimo da variável eleitoral é dada por:

$$R_{it} - R_t^B = \alpha + \beta_1 r_{t-1}(i) + \beta_2 r_{t-1}^L(i) + \beta_3 D_{t-1}^{CW}(i) + \gamma_1 r_{t-12,t-2}(i) + \gamma_2 r_{t-12,t-2}^L(i) + \gamma_3 D_{t-12,t-2}^{CW}(i) + \gamma_4 D_{t-12,t-2}^{CL}(i) + \delta_1 r_{t-36,t-12}(i) + \delta_2 r_{t-36,t-12}^L(i) + \delta_3 D_{t-36,t-12}^{CW}(i) + \delta_4 D_{t-36,t-12}^{CL}(i) + EL_t + \varepsilon_t$$

PREVENDO RETORNOS DE AÇÕES ATRAVÉS DE MOVIMENTOS PASSADOS: 20
UMA MODIFICAÇÃO NO MODELO DE GRINBLATT E MOSKOWITZ

Tabela 3: Estimação do Modelo de Grinblatt e Moskowitz, com os respectivos testes t de primeira ordem

Carteiras	α	$r^L(t-1:t-1)$	$D^{CW}(t-1:t-1)$	EL
Todas	-0.004	-0.166	0.001	-0.003
t	-0.321	-2.570	0.109	-0.252
1	-0.025	-0.169	0.007	-0.013
t	-0.813	-1.791	0.256	-0.485
2	-0.055	-0.476	0.040	-0.056
T	-3.409	-5.881	2.490	-3.615
3	0.013	0.128	0.036	0.004
T	1.207	2.037	3.247	0.373
4	-0.001	-0.048	0.036	0.004
t	-0.109	-0.554	2.495	0.266
5	-0.039	-0.107	0.030	-0.053
t	-1.292	-1.047	1.223	-2.020
7	-0.015	-0.214	0.037	0.007
t	-1.330	-3.021	3.141	0.592
8	-0.014	-0.058	0.024	0.001
t	-1.491	-0.980	2.351	0.081
9	-0.006	-0.006	-0.006	-0.006
t	-0.188	-1.658	0.417	0.034
10	0.031	-0.016	0.043	0.030
T	0.892	-0.051	1.455	0.854
12	0.025	0.133	-0.021	0.011
t	0.653	0.940	-0.571	0.272
13	-0.027	-0.257	0.009	0.005
t	-1.813	-2.548	0.515	0.331
15	-0.018	-0.081	0.030	-0.004
t	-0.809	-0.721	1.373	-0.192
17	0.013	0.005	-0.017	-0.011
t	0.767	0.042	-0.898	-0.600
18	-0.009	0.047	-0.013	-0.012
t	-0.403	0.346	-0.532	-0.552
22	-0.002	-0.148	0.004	-0.006
t	-0.260	-2.941	0.482	-0.772
23	-0.012	-0.133	0.005	-0.002
t	-1.251	-2.021	0.480	-0.163

Fonte: regressão própria realizada no eviews

Quando utilizada a fórmula com o retorno de *benchmark*, similar ao modelo original de Grinblatt e Moskowitz (2004), quase todas as variáveis deixam de ser significativas. A leitura desta mudança pode se dar sob dois aspectos. O primeiro é de que o modelo poderia não servir no caso brasileiro, e dentro desta lógica, o mercado de capitais brasileiro não permite ganhos anormais provenientes de estratégias de ineficiência de mercado apenas com informações passadas de preços de ação. E a segunda leitura, esta mais complexa, é a de que o modelo se inviabilizou justamente porque estes efeitos que foram encontrados anteriormente relacionados a dados temporais passados nada mais são do que um reflexo dos efeitos tamanho e *book-to-market*. Em outras palavras, estes dois efeitos, já testados anteriormente, ao serem filtrados por carteiras, acabam por eliminar os efeitos de retorno negativo e também da *dummy* de expectativa de mudança de governo. Vale ressaltar que a variável *downside risk* ainda se mostrou significativa em alguns casos.

O mais importante quando se analisam os sinais das regressões, é o fato das carteiras vencedoras, que são aquelas consideradas *consistent winning*, apresentarem sinal positivo na grande maioria dos casos. Isso reforça a hipótese de que os vencedores no passado tendem a ser os vencedores no futuro.

5 - Conclusões

O Modelo de Grinblatt e Moskowitz (2004) se propõe a estudar e identificar diversos aspectos de ineficiência de mercado. Neste trabalho a idéia principal era verificar a incidência de parâmetros de autocorrelação serial de variáveis de defasagem e também de aspectos circunstanciais como a eleição. Além disso, foi vista também a importância dos retornos negativos como fator fundamental de risco, conhecido como *downside risk*.

Outros modelos de verificação de anomalias de mercado foram testados no Brasil, como o de multifatores de Fama e French, e também os relacionados a *random walk*. O que de certo modo virou senso comum é a afirmação de que o mercado de capitais brasileiro, por ser muito incipiente, é altamente ineficiente, e aqui foi verificado que isso não é uma verdade absoluta. Poucas variáveis se mostraram significativas, chegando-se à conclusão de que isso seria uma verdade relativa, para não dizer que o mercado de capitais é eficiente, pelo menos na sua forma fraca.

Observando de maneira mais acurada a modificação feita no Modelo de Grinblatt e Moskowitz (2004), chega-se à conclusão de que alguns fatores circunstanciais podem alterar significativamente resultados na Bovespa, como, por exemplo, o processo eleitoral, verificado aqui. Isso era de certa forma uma confirmação de hipótese já esperada, visto a mudança de cotação na curva histórica de pontos no índice Bovespa. Outra variável que se mostrou significativa foi o *downside risk*, anteriormente proposto por Estrada (2002), que leva em consideração apenas a volatilidade negativa como fator criador de risco.

Outro ponto importante deste trabalho é a aplicação do modelo original de Grinblatt e Moskowitz (2004), com a variável de *benchmark*. Esta aplicação apresentou resultados piores do que a modificação proposta aqui. Pode-se fazer duas leituras neste caso. A primeira é a de que este filtro, tal qual é proposto, não funciona quando aplicado no Brasil, e a segunda, que este filtro é capaz de retirar algumas distorções, como, por exemplo, o fator processo eleitoral.

Fica como sugestão para futuras pesquisas, a realização de estudos mais aprofundados do impacto do resultado da pesquisa eleitoral divulgada na percepção dos agentes e no preço

das ações. Para isso, é preciso um maior número de eleições nacionais com possibilidades de efetivas trocas de comandos de poder. Neste caso, apenas pôde ser identificada uma mudança de grupo político, na eleição de 2002, dificultando um trabalho mais robusto do ponto de vista estatístico.

REFERÊNCIAS

BONOMO, M.; AGNOL, I.D. Retornos anormais e estratégias contrárias. **Revista Brasileira de Finanças**, v.1, n.2, p.165-215, 2003.

BOX, G.E.P.; JENKINS, G.M. **Time series analysis: forecasting and control**. San Francisco, California: Holdon-Day, 1976. 575p.

BRITO, N.R.O. Eficiência informacional fraca de mercados de capitais sob condições de inflação. **Revista Brasileira de Mercado de Capitais**, Rio de Janeiro, v.4, n.10, p.63-85, jan/abr de 1978.

BRITO, N.R.O. Eficiência informacional fraca no mercado à vista da BVRJ no período 1980/1984. **Relatório Técnico nº 78**, Rio de Janeiro: Coppead, 1985.

BROWN, S.J.; WARNER, J.B. Measuring security price performance. **Journal of Financial Economics**, v.8, p.205-258, 1980.

_____; WARNER, J.B. Using daily stock returns: the case of event studies. **Journal of Financial Economics**, v.14, p.3-31, 1985.

CERETTA, P.S. Comportamento das variações de preços nos mercados da América Latina. **Anais do XXV Encontro Nacional da ANPAD**, 15p. (CD-Rom), setembro de 2001.

CONTADOR, C. Uma análise espectral dos movimentos da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro. **Revista Brasileira de Mercado de Capitais**, Rio de Janeiro: IBMEC, v.1, nº1, jan/abr de 1975.

COSTA Jr., N. C.A. da Sobre-reação a longo prazo no mercado de capitais brasileiro, In: COSTA Jr., N. C.A. da N.; LEAL, R.P.C.; LEMGRUBER, E.F. (Org.) **Mercado de capitais: análise empírica no Brasil**. São Paulo: Editora Atlas, p. 174-183, 2000.

COSTA Jr., N. C.A.; NEVES, M.B.E. Variáveis fundamentalistas e retornos das ações, In: COSTA Jr., N. C.A. da N.; LEAL, R.P.C.; LEMGRUBER, E.F. (Org.) **Mercado de capitais: análise empírica no Brasil**. São Paulo: Editora Atlas, p. 99-110, 2000.

DeBONDT, W. F.M.; THALER, R. Does the stock market overreact? **Journal of Finance**, v.40, n. 3, p. 793-805, Jul. 1985.

ECONOMATICA. banco de dados. Disponível em <<http://www.economica.com.br>>. Acesso entre setembro de 2004 e fevereiro de 2005.

ESTRADA, J. Systematic risk in emerging markets: the D-CAPM. **Emerging Markets Review**, v.3, n.4, p. 365-379, 2002.

FAMA, E.F. Efficient Capital Markets: A review of theory and empirical work. **Journal of Finance**, v.25, p.383-417, 1970.

_____ ; FRENCH, E. Multifactor explanations of asset pricing anomalies. **Journal of Finance**, v.51, n.1, p. 55-84, Mar. 1996.

GRINBLATT, M.; MOSKOWITZ, T.J. Predicting stock price movements from past returns: the role of consistency and tax-loss selling. **Journal of Financial Economics**, v.71, p.541-579, 2004.

GRINBLATT, M.; TITMAN, S.; WERMERS, R.. Momentum investment strategies, portfolio performance, and herding: a study of mutual fund behavior. **American Economic Review**, v.85, p.1088-1105, 1995.

JEGADEESH, N.; TITMAN,S. Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. **Journal of Finance**, v.48, p.65-91, 1993.

_____. Profitability of momentum strategies: an evolution of alternative explanations. **Journal of Finance**, v.61, p. 699-720, 2001.

LEAL, R.; AMARAL, A.S. Um momento para o “insider trading”: o período anterior ao anúncio de uma emissão pública de ações. **Revista Brasileira de Mercado de Capitais**, Rio de Janeiro: IBMEC, v.15, n.41. p.21-26, 1990.

LEMGRUBER, E.F., BECKER, J.L.; CHAVES,T.B.S. O efeito fim de semana no comportamento dos retornos diários de índices de ações. **Anais do XII Encontro Nacional da ANPAD**, p.873-878, setembro de 1988.

LUCENA, P.; ANDRES, T.; NESS, W.L. Não-normalidade, autocorrelação dos retornos e existência de caudas densas: um estudo empírico na Bovespa. In: TOMEI, P.A.; WETZEL, U. (Org.). **Estudos em Negócios II**. Rio de Janeiro: Mauad, p.17-32, 2003.

_____ ; da MOTTA, A.C. Aplicação de um novo modelo de análise de risco na Bovespa: o D-CAPM. **Revista Eletrônica de Administração**, v. 10, n.5, 2004. Disponível em: <<http://read.adm.ufrgs.br>> Acesso em: 10 abr.2005.

PREVENDO RETORNOS DE AÇÕES ATRAVÉS DE MOVIMENTOS PASSADOS: 24
UMA MODIFICAÇÃO NO MODELO DE GRINBLATT E MOSKOWITZ

MALAGA, F.K., SECURATO, J.R. Aplicação do modelo de três fatores de Fama e French no mercado acionário brasileiro: um estudo empírico do período 1995-2003. **Anais do XVIII Encontro Nacional da ANPAD**, p.1-16, setembro de 2004.

MENEZES, J.C.F. **Mercado acionário brasileiro: a evolução recente e a sua eficiência informacional fraca**, 1981. Dissertação de Mestrado, COPPEAD – Universidade Federal do Rio de Janeiro.

NEVES, M.B.E. das; LEAL, R.P.C., Existe relação entre o crescimento do PIB brasileiro e os efeitos tamanho, valor e momento? **Anais do XVII Encontro Nacional da ANPAD**, p.1-16, setembro de 2003.

PROCIANOY, J.L.; ANTUNES, M.A. Os efeitos das decisões de investimento das firmas sobre os preços de suas ações no mercado de capitais. **Anais do 1º Encontro Brasileiro de Finanças**. São Paulo, <http://www.sbfin.org.br>, 2001.

TORRES, R.; BONOMO, M.; FERNANDES, C. A aleatoriedade do passeio na Bovespa: testando a eficiência do mercado acionário brasileiro, In: BONOMO, M.. (Org.) **Finanças Aplicadas ao Brasil**. Rio de Janeiro: Editora FGV, p. 193-233, 2002.