

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS – FGV
ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – EPGE

Retornos Anormais e Estratégias Reversas

Dissertação submetida à Congregação da Escola de
Pós-Graduação em Economia (EPGE) para obtenção do grau de

Mestre em Economia

Por

Ivana Dall`Agnol

Rio de Janeiro
Agosto de 2001

RETORNOS ANORMAIS E ESTRATÉGIAS REVERSAS

Autora: Ivana Dall'Agnol
Orientador: Marco Antonio Bonomo

Rio de Janeiro
Agosto de 2001

As opiniões expressas neste trabalho são de exclusiva responsabilidade da
autora

Agradecimentos:

Este trabalho representa o encerramento de uma importante etapa na minha vida , a qual não seria possível sem o apoio que recebi dos meus pais ao longo de toda minha existência e principalmente nos momentos mais difíceis. À eles a minha eterna gratidão.

Agradeço à minha turma de mestrado, uma turma muito especial, cuja alegria e companheirismo para sempre estarão guardados em minha lembrança.

Agradeço ao meu orientador, Marco Antonio Bonomo, por todo o estímulo, sabedoria e apoio a mim dispensados durante todo o processo. Sem a sua presença constante certamente este projeto não seria viável.

Agradeço aos professores da Banca, Ricardo Leal (Coppead – UFRJ), Marcelo Fernandes (EPGE/FGV) e Newton da Costa Júnior (UFSC) que aceitaram o convite de participar desta defesa e pelo seus preciosos comentários.

Agradeço ao Núcleo de Computação da Epge, Alexandre Rademaker, Viviane Santos e Marcos de Barros, por todo o apoio dispensado.

Agradeço muito especialmente ao Marcos de Barros cuja indiscutível competência e primorosa dedicação tornaram este projeto uma realidade. Agradeço tanto ao seu apoio na parte técnica quanto ao seu carinho, paciência, respeito, tranquilidade, amor e sobretudo por compartilhar comigo desse projeto.

Agradeço também a Faperj pelo apoio financeiro.

Por fim agradeço a Epge, seus alunos, seus professores, que mantiveram em mim o desejo de aprender, e seus funcionários, em especial ao Robson e ao Vidal, que forneceram toda a infra-estrutura necessária.

A todos vocês o meu muito obrigada.

“The future belongs to those who believe in the beauty of their dreams”

Eleanor Roosevelt

Resumo

Um dos primeiros papers a encontrar uma tendência clara de reversão no retorno das ações no longo prazo, De Bondt e Thaler (1985) identificaram o padrão encontrado como fruto de um comportamento irracional dos investidores que eles denominaram de “overreaction”. Seus resultados foram interpretados como evidência de que existem erros sistemáticos de avaliação no mercado de ações causada pelo excessivo pessimismo/otimismo dos agentes. Neste caso uma estratégia contrária baseada na compra dos portfólios perdedores e venda dos portfólios vencedores deveria gerar retornos extraordinários. A evidência encontrada para uma amostra de ações negociadas na Bovespa e na Soma durante o período de janeiro de 1986 a julho de 2000 corrobora esta hipótese tanto no longo prazo quanto no curto prazo, mesmo depois de se controlar para diferenças de tamanho, risco e liquidez.

Sumário

1	Introdução	2
2	Revisão da Literatura	3
3	Dados	7
4	Metodologia	9
4.1	Excesso de Retorno	10
5	Evidência no Longo Prazo	12
5.1	Excesso de retorno ajustado ao risco	25
5.2	Excesso de retorno ajustado ao tamanho	35
5.3	Padrão sazonal	40
5.4	Excesso de retorno ajustado à liquidez	46
5.5	Testes de Regressões Múltiplas	48
6	Evidência no Curto-Prazo	53
7	Conclusão	57
8	Referências Bibliográficas	60
A	Apêndice	65
A.1	Padrão sazonal	65
A.2	Evidência no curto prazo	67
A.3	Excesso de retorno ajustado ao risco	68

1 Introdução

Uma extensa série de trabalhos vêm constatando a existência de regularidades no comportamento dos mercados de capitais que podem se caracterizar como inconsistentes (ou anômalas) com respeito tanto às hipóteses de eficiência¹ quanto aos modelos de apreçamento de ativos tradicionalmente utilizados na investigação empírica. Estes trabalhos vêm documentando que é possível explicar a diferença encontrada entre as rentabilidades médias dos ativos quando se controla para diferenças no risco sistemático existentes entre eles (medido pelo coeficiente beta do CAPM), utilizando-se variáveis tais como a capitalização das ações (Banz, 1981; Reinganum, 1981), a razão lucro/preço (Basu, 1977) ou a razão valor contábil/preço (Chan, Hamao e Lakonishok, 1991; Fama e French, 1992).

Seguindo esta linha de pesquisa, De Bondt e Thaler (1985) encontraram que os portfólios de ações que proporcionam no longo prazo um rendimento muito inferior ou superior ao portfólio de mercado (os portfólios extremos) se caracterizam por apresentar uma reversão posterior destas rentabilidades. Eles interpretaram a evidência encontrada como uma consequência do comportamento irracional do mercado que tende a sobre-reagir (“overreaction”), sobrevalorizando as ações que apresentam uma história pregressa de preços altos. Em tal caso as rentabilidades passadas poderiam ser utilizadas para identificar ações valoradas erroneamente pelo mercado e prever o comportamento futuro de seus preços até alcançar seus respectivos níveis de equilíbrio. Uma estratégia contrária, consistindo na compra dos ativos perdedores financiada com a venda dos ativos ganhadores permitiria explorar esta ineficiência do mercado e realizar uma rentabilidade anormal ou extraordinária.

O objetivo da dissertação consiste no estudo pormenorizado desta previsibilidade² “cross-section” dos retornos a partir da observação dos retornos prévios ocorridos;³ utilizando-se dados brasileiros e a metodologia proposta por Chopra et al. (1992). A permanência dos resultados encontrados na literatura americana em um mercado emergente, de características distintas portanto do norte-americano e em um período também distinto seria um resultado bastante interessante haja visto ser exatamente a falta de generalidade a principal crítica feita a estudos que impliquem em comportamento irracional por parte dos agentes (ver Fama 1998).

O restante do trabalho está estruturado da seguinte forma: a próxima seção faz uma revisão da literatura existente sobre “overreaction”, a seção 3 trata dos dados, a

¹Segundo Fama (1970) mercados financeiros eficientes são aqueles cujos preços das ações incorporam toda a informação disponível.

²Uma nota sobre previsibilidade dos retornos versus eficiência de mercado faz-se oportuna aqui. Nos primeiros anos da literatura sobre eficiência de mercado, o modelo de Passeio Aleatório, segundo o qual os retornos devem ser não auto-correlacionados, era geralmente confundido com a hipótese de eficiência nos mercados (ver por exemplo Black (1971)). Não obstante, a imprevisibilidade do retorno é na realidade fruto da hipótese conjunta tanto da eficiência da forma fraca quanto da suposição de retornos de equilíbrio constantes. Se os retornos de equilíbrio variarem no tempo a previsibilidade pode surgir e ser explicada por um modelo como CCAPM, dentro do conceito de eficiência. No entanto para um mesmo instante do tempo não se pode explicar a previsibilidade encontrada entre grupos de ações a partir de mudanças do retorno de equilíbrio.

³Como evidenciado primeiramente por De Bondt e Thaler (1985) e posteriormente por Chopra et al. (1992).

quarta apresenta a metodologia, a quinta faz um estudo pormenorizado da evidência existente no longo prazo e seus desdobramentos, a sexta faz um rápido levantamento da evidência existente no curto-prazo e a sétima conclui.

2 Revisão da Literatura

O termo “overreaction”, ou reações exageradas, faz referência a um viés de comportamento primeiramente documentado por Kahneman e Tversky (1973, 1982) em seus estudos de psicologia experimental. A evidência empírica demonstra que os indivíduos ao formarem suas expectativas tendem a ponderar excessivamente acontecimentos recentes, sobrevalorizando a informação recém adquirida e subvalorizando o passado distante. Se os indivíduos fossem plenamente racionais a Regra de Bayes forneceria a reação correta às novas informações. Todavia, o que se verifica experimentalmente é que os agentes, ao fazerem previsões sobre acontecimentos futuros, tendem a olhar apenas um pedaço curto da série, como se este pedaço fosse representativo de toda a história da série, ignorando a possibilidade destes acontecimentos terem sido gerados ao acaso (o chamado problema da heurística de representatividade).

Com respeito ao comportamento agregado do mercado, a “overreaction” tem sido objeto de estudo de uma extensa literatura. Keynes (1936), por exemplo, constatou que os mercados parecem estar sendo governados por *animal spirits* não relacionados com a realidade econômica, uma vez que (em tradução livre) “... as flutuações diárias na lucratividade dos investimentos, que são obviamente de caráter efêmero e não significativas, tendem a ter uma influência excessiva e absurda no mercado”. Shiller (1981) por sua vez, observou que o excesso de volatilidade no mercado de ações norte-americano não poderia ser justificado por mudanças nos fundamentos como novas informações sobre os dividendos futuros, o que significa que, apesar da aleatoriedade dos dividendos no longo-prazo, os indivíduos tendem a dar uma importância desproporcional aos acontecimentos macro-econômicos de curto-prazo.

Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994) argumentam que, para explorar este desvio de racionalidade por parte dos agentes, os investidores deveriam utilizar estratégias contrárias vendendo ações que tenham obtido uma boa performance no passado e que, portanto, suscitem uma expectativa de boa performance no futuro (*glamour stocks* ou *growth stocks*) e comprando ações que tenham tido uma baixa performance no passado acarretando uma expectativa de baixo crescimento também no futuro (*value stocks*). Segundo eles os preços destas ações deveriam refletir a falha dos agentes, na formação de suas expectativas, em preverem uma reversão à média da performance destas ações no futuro.

Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994) fornecem, então, uma explicação para a lucratividade das estratégias *value*, largamente atestada por muitos estudiosos⁴.

⁴Basu (1977), Jaffe, Keim e Westerfield (1989), Chan, Hamao, e Lakonishok (1991) e Fama e French (1992) mostraram que ações com uma alta razão lucro/preço auferem maiores retornos. Rosenber, Reid e Lanstein (1984) evidenciaram que ações com uma alta razão preço contábil/preço de mercado obtêm excesso de retorno em relação ao mercado. Trabalhos posteriores de Chan, Hamao, Lakonishok (1991) e Fama e French (1992) estenderam e refinaram estes resultados.

Estas estratégias pressupõem a compra de ativos cujos preços atuais estejam baixos relativamente a variáveis fundamentais como lucros, dividendos, preços históricos, valor contábil ou outras medidas de valor.

Os estudos de Fama e French (1992) e Capaul, Roweley e Sharpe (1993), por sua vez, comprovam que os investidores reagem euforicamente à performance passada da firma, sobre-avaliando as *growth stocks*. Em contrapartida, sub-avaliam as *value stocks*. A performance subsequente revela que as *growth stocks* obtêm retornos baixos, por terem sido adquiridas a preços elevados que acabam por não refletir as expectativas de crescimento; e que as *value stocks*, surpreendentemente, apresentam retornos elevados, por terem sido adquiridas a um preço muito baixo, incapaz de refletir seu potencial de crescimento. Tal evidência é consistente com a hipótese de não racionalidade dos investidores e seu excessivo pessimismo/otimismo em relação as *value/growth stocks*. Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994) e Capaul, Rowley e Sharpe (1993) concluíram ainda que as *value stocks* além de apresentarem um retorno superior possuíam um risco menor do que as *growth stocks*.

Segundo Haugen (1995), a teoria de Eficiência do Mercado poderia ser comparada, então, a uma grande fantasia, a dizer pelo comportamento das ações *value* e *growth* no mercado de ações norte-americano. De acordo com Haugen (1995), se o Mercado de Capitais fosse efetivamente eficiente, este excesso de otimismo/pessimismo não deveria ocorrer porque supondo-se que todos os indivíduos estão muito bem informados, eles deveriam negociar as ações a um preço de equilíbrio, o seu valor intrínseco. Em contrapartida e em oposição a Haugen (1995), Fama e French (1993, 1995, 1996, 1998) argumentam que o que ocorre é uma simples compensação do risco porque por detrás do retorno maior das estratégias de investimento do tipo *value* estaria incluso um risco maior que poderia ser detectado através da utilização de um modelo fatorial de risco. Nesta mesma linha de pesquisa, Chan (1988) e Ball e Kothary (1989) atribuem a sobre-reação do mercado a mudanças intertemporais no risco e, conseqüentemente, no retorno esperado das ações negociadas nos mercados de capitais.

Para o mercado brasileiro podemos citar diversos trabalhos que já investigaram a lucratividade das estratégias *value*. Costa Jr e Neves (2000) investigaram a relação existente entre os retornos de carteiras formadas segundo o índice preço-lucro (P/L), segundo a razão valor patrimonial das ações sobre o valor de mercado da ação (VPA/P) e segundo o tamanho da empresa com o beta e com estas três variáveis (P/L; VPA/Pe tamanho) usando técnicas de painel. Relações positivas com o VPA/P e o beta em relação ao Ibovespa são encontradas e relações negativas com o índice P/L e com o tamanho da empresa são evidenciadas para uma amostra de 1988 a 1996. Mellone Jr (1999) encontra um resultado similar para o período entre janeiro de 1994 e agosto de 1998.

Barros et alli (1998) e Mescolin et alli (1997) encontram evidência de retorno mais elevado para as *value stocks* segundo a variável VPA/P sem que haja diferença significativa entre os betas das *value stocks* e das *growth stocks*. Braga e Leal (2001) usando métodos similares a estes dois trabalhos encontraram resultados semelhantes. Hazzam (1991) também encontra uma relação negativa entre o índice P/L e os retornos das ações de carteiras organizadas segundo o índice P/L, sem que haja

diferença significativa entre os betas das *value* e das *growth*.

Rodrigues (2000) comprova a superioridade das estratégias de investimento baseadas na variável razão valor de mercado/ valor patrimonial para o período de junho de 1991 a maio de 1999 usando dados da Bovespa e a presença de um efeito tamanho favorável às ações de empresas de maior valor de mercado.

No âmbito da previsibilidade a partir de retornos prévios, que consiste no foco deste trabalho, destacamos De Bondt & Thaler (1985), os quais argumentam que na presença de excesso de otimismo/pessimismo sobre o futuro deveria ser possível obter retornos anormais simplesmente investindo em ações de companhias que tiveram péssima performance nos últimos anos. Utilizando dados de 1926 a 1982 eles analisaram o comportamento dos preços das ações da bolsa de Nova York comparando a performance de 2 grupos de empresas: “perdedores” extremos e “vencedores” extremos. Os perdedores extremos eram aquelas ações que tinham tido uma péssima performance em termos de retorno acumulado nos últimos três anos e vice-versa para os vencedores extremos. Consistentemente com a hipótese de “overreaction”, encontraram que o retorno das ações com baixa performance tinha sido superior ao retorno das ações com alta performance em 8% ao pelo período dos 3 anos subsequentes.⁵

Em um trabalho posterior, De Bondt e Thaler (1987) investigaram a possibilidade do resultado anteriormente encontrado ser devido a uma manifestação do efeito tamanho e/ou janeiro como sugerido por Keim (1983) e Reinganum (1983) (para uma revisão da literatura ver Schwert (1983)) ou simplesmente ser uma resposta racional do mercado a mudanças no risco como sugerido por Chan (1986, 1987). De Bondt e Thaler (1987) encontram evidência de que as ações identificadas como perdedoras (ganhadoras) também se caracterizam por uma alta razão valor contábil/valor de mercado e que a diferença de retorno encontrada entre perdedores e ganhadores não poderia ser atribuída nem a um risco maior por parte das ações perdedoras (pelo menos utilizando-se um ajustamento de risco padrão como o CAPM), e nem ao efeito tamanho. Mais uma vez atestam que o padrão de reversão encontrado sugere uma falha do mercado em reconhecer a tendência de reversão dos resultados extremos, comportamento consistente com a hipótese de “overreaction”.

Esta interpretação foi objeto de numerosas críticas por parte de estudos posteriores. Chan (1988) e Ball e Kothary (1989) argumentam ser possível que a rentabilidade exigida pelo mercado com respeito ao portfólio perdedor não seja estacionária, isto é, a reversão no retorno seja devido principalmente a mudanças sistemáticas no retorno de equilíbrio requerido que não foram captadas de maneira correta por De Bondt e Thaler. Estas mudanças ocorrem porque uma série de retornos baixos aumenta o beta da firma - haja visto ser este uma função do risco e do grau de endividamento da mesma - o que acaba por aumentar o retorno esperado requerido

⁵ A explicação para esta evidência, segundo De Bondt e Thaler (1985) e já mencionada aqui, consiste no fato de que os “perdedores” extremos por serem tipicamente empresas com muitos anos de baixas notícias, criam péssimas expectativas para o futuro, fazendo com que os investidores subavaliem estas empresas e os preços fiquem irracionalmente baixos. Os vencedores, ao contrário, criam expectativas extremamente otimistas ocasionando uma supervalorização que faz com que os preços fiquem extremamente altos.

para se manter a ação em carteira (efeito alavancagem). Da mesma forma é esperado um decréscimo no beta das ações vencedoras. Assim sendo, as ações perdedoras têm o seu retorno de equilíbrio requerido constantemente mudando e isto deve ser levado em conta no cálculo do retorno anormal. Consistentemente com esta hipótese, Ball e Kothari (1989) encontram que o beta das ações perdedoras excede o beta das ações vencedoras por 0.76 no período subsequente ao período de formação do portfólio. Tal diferença poderia ser uma das explicações para os resultados encontrados.

Por outro lado a correlação positiva entre o tamanho das empresas e suas rentabilidades acumuladas sobre o horizonte passado também sugerem que a estratégia contrária poderia realmente estar explorando o efeito tamanho estudado por Banz (1981). Esta possibilidade é contemplada por Zarowin (1989) que encontra que a correlação negativa entre a diferença de retornos do ano atual e das rentabilidades observadas nos anos seguintes (especialmente no 2º e no 3º ano) deixa de ser significativa quando se controla para a diferença entre os betas e o tamanho das empresas. Quando o portfólio de pior performance é comparado ao de melhor performance com o mesmo tamanho, não há diferença nos retornos, indicando que não há sobre-reação do mercado a novas informações e sugerindo que a diferença de tamanho seja responsável pela discrepância dos retornos. Zarowin (1990) reexamina a evidência de “overreaction” encontrada por De Bondt e Thaler (1985) e mostra que a tendência de perdedores terem melhor performance do que os vencedores subsequentemente não se deve à sobre-reação dos investidores e, sim, devido à tendência dos perdedores serem menores do que os vencedores. Quando perdedores e vencedores do mesmo tamanho são comparados existe pouca evidência de diferença entre os retornos, e nos períodos onde os vencedores são menores que os perdedores, os vencedores tem melhor performance que os perdedores.

Não obstante, a possibilidade da diferença entre a rentabilidade dos portfólios perdedores e ganhadores ser explicada por diferenças no risco sistemático, ou pelo tamanho dos portfólios, é rejeitada por Chopra et al. (1992). Chopra et al. (1992) desenvolvem uma metodologia que procura incorporar as críticas feitas, permitindo uma avaliação coerente da hipótese de “overreaction”. Eles encontram evidência economicamente significativa deste efeito para a economia americana utilizando dados de 1926 até 1986 da bolsa de valores de Nova York. Estes autores demonstram que as empresas perdedoras obtêm uma rentabilidade média anormal significativamente superior à realizada pelas empresas ganhadoras, mesmo depois de se controlar para diferenças de tamanho entre os portfólios. Além disso encontram que a reação excessiva é muito mais forte entre firmas pequenas, que estão em poder de indivíduos, do que entre firmas grandes, que são predominantemente controladas por instituições. A interpretação dada é que os indivíduos têm reação exagerada e as instituições não.

Para o Brasil pouco ainda foi feito no que concerne o estudo da previsibilidade dos retornos a partir dos retornos prévios. Destacamos o trabalho de Costa Jr (2000), que seguindo a metodologia proposta por De Bondt e Thaler (1985) encontra evidência que corrobora a existência de “overreaction”, usando dados mensais de 1970 a 1989 da Bovespa. A diferença de retornos acumulados médio encontrada entre os portfólios extremos para um período de ordenamento e teste de 2 anos cada é de 38.14%. Além disso os resultados contrastam com a evidência norte-americana no sentido de

que o efeito de “overreaction” é simétrico entre os portfólios perdedor e vencedor ao contrário do que foi encontrado por De Bondt e Thaler. Por fim, o efeito de sobre-reação identificado é mais intenso na segunda metade dos anos 80.

Subseqüentemente à De Bondt e Thaler(1985), outros pesquisadores identificaram novas maneiras de prever retornos de ativo com sucesso. Jegadeesh e Titman (1993) mostraram que os movimentos nos preços de ativos durante o período de 3 a 12 meses tendem a prever o movimento futuro dos ativos na mesma direção. Ou seja, ao contrário da tendência de reversão no longo prazo identificada por De Bondt e Thaler, no curto-prazo temos momentum.

3 Dados

Os dados utilizados neste estudo compreendem valores referentes à cotação de preço, quantidade e índice de liquidez das ações, séries de índices de ações representativos do portfólio de mercado, e, ainda, uma série de índice de preços e uma de rendimento de um ativo sem risco. A amostra utilizada para a análise compreende o período de janeiro de 1986 à julho de 2000 e a periodicidade das séries é mensal.

O índice de preços utilizado para deflacionar as séries de preços das ações, dos índices de ações e do retorno do ativo sem risco foi o Índice de Preços ao Consumidor Ampliado (IPCA) calculado pelo IBGE. Como o interesse era obter uma estimativa do rendimento real do ativo ou cesta de ativos para o agente, considerou-se adequada a utilização de um índice de preços ao consumidor.

As séries de preços das ações foram obtidas da Economática e consistem no preço de fechamento ajustado por proventos (bonificações, splits, etc), inclusive dividendos, em moeda local ⁶. A data utilizada para a coleta dos preços foi definida como o dia 30 de cada mês. As ações que não foram negociadas neste dia têm o preço de fechamento do último dia negociado, desde que pertença ao prazo de tolerância definido de 15 dias. A amostra utilizada consiste basicamente de ações negociadas na Bovespa e na SOMA (Sociedade de Operações do Mercado de Ativos S/A).

Obtivemos inicialmente uma amostra com 399 ações. Destas foram selecionadas as séries que apresentavam um mínimo de 13 cotações no total do período estudado. Como muitas das séries selecionadas apresentavam-se incompletas⁷ foi adotado o seguinte critério:⁸ todas as séries de ações com mais de 5% dos dados faltando foram retiradas da amostra e as séries remanescentes foram completadas por interpolação geométrica. O universo total de ações efetivamente utilizado compõe-se, então, de

⁶Esta série já está convertida para Reais.

⁷As cotações omissas são decorrência ou da ausência de transações no período de tolerância considerado ou da existência de erros no banco de dados da própria Economática, contra o qual pouco pode ser feito.

⁸Convém mencionar que embora a literatura existente para lidar com dados omissos seja extensa, a mesma está longe de ser conclusiva. Vários seriam os métodos que poderiam ser utilizados, porém a falta de consenso sobre qual seria o melhor fez com que considerássemos o procedimento adotado tanto coerente como satisfatório. Um outro método sugerido foi o algoritmo EM. Talvez este possa ser o foco de uma extensão futura.

287 empresas. Destas séries 97 foram interpoladas, sendo que o número máximo de interpolações em sequência em uma determinada lacuna foi de 3 interpolações.

A interpolação das séries de preços desta maneira acarreta sem dúvida numa diminuição da volatilidade da série de retorno com a retirada dos movimentos bruscos que poderiam estar acontecendo realmente ao invés das interpolações suaves realizadas. Introduzimos artificialmente movimentos suaves de subida ou descida dos preços a partir dos números interpolados que não necessariamente correspondem a realidade do mercado. Contudo como o número de séries interpoladas foi de apenas aproximadamente 30% da amostra utilizada e o número máximo de interpolações entre duas observações existentes, ou seja, o número máximo de observações artificialmente criadas foi de 3 acreditamos não ter mudado de modo significativo as características intrínsecas das séries.

Como utilizamos todas as empresas existentes ao final de cada período de formação para construir os portfólios, acreditamos não estar incorrendo num problema sério de viés de sobrevivência na amostra selecionada⁹, pois o mesmo ocorreria se estivéssemos usando somente as ações que foram cotadas ininterruptamente do início ao fim do período analisado (o que totaliza um montante de 173 meses), sem considerar as ações que porventura deixaram de ser listadas no horizonte analisado. No procedimento aqui utilizado o universo de ações que faz parte de cada período de ranqueamento ou pós-ranqueamento é diferente, o que não ocorreria na presença do viés de sobrevivência na amostra.

Outra questão que deve ser levada em consideração diz respeito à liquidez das ações. O critério adotado de se trabalhar com ações que tenham apresentado cotações por no mínimo 13 meses é na realidade um critério que favorece a presença na amostra de ações menos líquidas, que tendem a ser de firmas menores, o que poderia viesar o resultado a favor da hipótese de “overreaction” que se está querendo estudar. Contudo, a tentativa de se trabalhar com ações mais líquidas pode trazer de volta o viés de sobrevivência na amostra.

Como proxy de um ativo sem risco foi usado o CDI (Certificado de Depósito Interbancário)¹⁰ e como Índice de Mercado foram utilizadas três séries: a do Índice Brasileiro de Ações (Iba), calculado pela Comissão Nacional de Bolsas de Valores (CNBV); a do Ibovespa, fornecida pela Bovespa e um índice igualmente ponderado, construído a partir da amostra de ações efetivamente utilizada no trabalho. Usamos três séries distintas com o objetivo de verificar se os resultados são robustos frente ao uso de diferentes medidas do portfólio de mercado.

Em se tratando do Iba, a consideração básica para a determinação da amostra de ações a ser utilizada na sua geração é o de exigir que uma ação para ser incluída na amostra tenha participação em pelo menos 80% dos pregões em cada um dos últimos seis meses, com uma média de 10 negócios por pregão. Como o número de pregões

⁹No entanto é importante mencionar que o próprio banco de dados da Economatica apresenta o viés de sobrevivência pois a cada nova atualização do software as ações que deixaram de ser transacionadas são retiradas da amostra. Infelizmente quanto a este problema pouco pode ser feito a não ser que tivéssemos acesso a todas as atualizações já feitas o que é praticamente impossível.

¹⁰Títulos de emissão das instituições financeiras, que lastreiam as operações do mercado interbancário.

em meses normais oscila em torno de 22, este critério geral pode ser operacionalizado exigindo-se que, para a inclusão na amostra do Iba, uma ação deva ser negociada em pelo menos 18 pregões por mês e tenha apresentado, ainda, pelo menos 220 negócios em cada um dos últimos seis meses. O Índice Brasileiro de Ações é, então, gerado pelo valor de mercado de uma carteira definida de ações. A carteira é definida pela quantidade com que cada ação nela participa, sendo o índice gerado pelos preços das diversas ações que determinam o valor de mercado da carteira.

Quanto ao Ibovespa, este é o valor atual, em moeda corrente, de uma carteira teórica de ações, a partir de uma aplicação hipotética. A carteira teórica do índice é integrada pelas ações que, em conjunto, representam 80% do volume transacionado à vista nos doze meses anteriores à formação da carteira. Como critério adicional, exige-se que a ação apresente, no mínimo, 80% de presença nos pregões do período. A participação de cada ação na carteira tem relação direta com a representatividade desse título no mercado à vista - em termos de número de negócios e volume em moeda corrente - ajustado ao tamanho da amostra.

O índice igualmente ponderado é gerado pelo preço de uma carteira igualmente composta de todas as ações pertencentes à amostra a cada mês.

A série de quantidade de ações tem como fonte a Economática e consiste na quantidade de ações preferenciais ou ordinárias publicadas trimestralmente nos balanços das empresas. Como a disponibilidade desta série é trimestral, para ter-se uma estimativa mensal da mesma simplesmente repetiu-se o valor disponibilizado para um trimestre para os dois meses posteriores até a publicação do novo balanço.

Foi utilizado ainda um indicador de Liquidez em Bolsa, cuja fonte também é a Economática, calculado da seguinte forma

$$IN = 100 * p/P * ((n/N * v/V) ^ {1/2})$$

onde p é o número de dias com pelo menos um negócio da ação no período escolhido; P é o número total de dias do período escolhido; n é o número de negócios com a ação no período escolhido; N é o número total de negócios no período escolhido; v é o volume em dinheiro da ação no período escolhido; V é o volume total em dinheiro no período escolhido. O período escolhido foi de 12 meses.

4 Metodologia

A metodologia proposta é baseada no artigo de Chopra et al. (1992). Pretende-se aqui reproduzir o estudo feito por eles usando-se séries brasileiras e, para tal, foi necessário adequar a metodologia proposta à realidade macroeconômica brasileira. Neste sentido a metodologia inicial foi ampliada e adaptada não se consistindo, portanto, o presente trabalho numa mera e simples replicação do trabalho inicial desenvolvido por Chopra (1992). Alguns dos passos realizados aqui foram originalmente desenvolvidos em função das especificidades inerentes às séries brasileiras, buscando-se a melhor adequação possível do modelo aos dados.

Chopra et al. (1992) propõem 3 inovações metodológicas em relação ao estudo inicialmente feito por De Bondt e Thaler (1985) que permitem uma avaliação coerente

da hipótese de comportamento irracional por parte dos agentes.

Em primeiro lugar determinamos empiricamente o prêmio de risco a partir dos betas dos ativos, ao invés de usarmos o prêmio de risco teórico determinado por um modelo altamente estruturado como o CAPM ($R_{mt}-R_{ft}$). Em estudos onde os betas dos portfólios extremos diferem muito uma grande parte da diferença de retorno encontrada pode ser explicada pelo prêmio de risco teórico pressuposto pelo CAPM (ver Ball e Kothary, 1989). No entanto, numerosos estudos empíricos encontraram uma relação menor entre os betas dos portfólios e seus retornos do que o pressuposto pelo CAPM, o que resultaria numa estimativa mais alta do efeito de “overreaction” utilizando o prêmio de risco empírico do que quando o prêmio de risco teórico é utilizado.

Em segundo lugar calcula-se os retornos anormais usando-se um ajuste para tamanho. Esta metodologia permite separar os efeitos tanto do tamanho quanto da performance anterior no cálculo do retorno anormal do portfólio vencedor e perdedor.

Em terceiro lugar como retornos anormais calculados sobre intervalos longos são sensíveis ao benchmark usado e não existe consenso sobre o melhor benchmark a ser utilizado, examinamos os retornos anormais durante intervalos de tempo mais curtos e utilizamos três medidas diferentes para o portfólio de mercado. Chopra et al. (1992) fazem um estudo do padrão do retorno 3 dias ao redor do anúncio dos lucros da companhia (divulgação do balanço). Retornos maiores ao redor destes dias são evidências a favor da hipótese de “overreaction”. A abordagem aqui utilizada foi feita de modo diferente priorizando-se o uso de diferentes índices de mercado.

4.1 Excesso de Retorno

Utilizando as séries de retornos mensais¹¹ das ações previamente selecionadas foram construídos 10 portfólios de acordo com o seguinte procedimento: no início de cada mês todas as ações que foram continuamente listadas nos J meses anteriores (período de formação de portfólio) são ranqueadas com base no seu retorno acumulado neste período e atribuídas a um de 10 portfólios. Os períodos de teste ou pós-ranqueamento são os intervalos de K meses superpostos e subsequentes aos períodos de formação.

Para cada um dos 10 portfólios este procedimento resulta numa série de retornos para cada um dos J+K meses de observação (período de formação + período de teste).

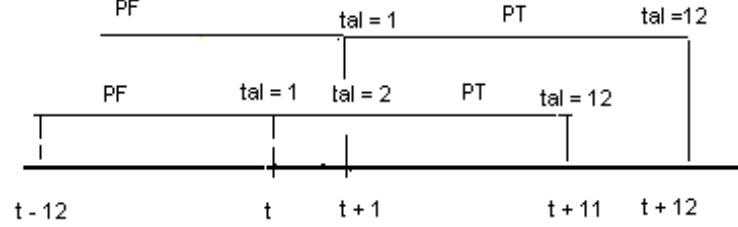
Para a nossa amostra consistindo no preço de ações para o período de janeiro de 1986 à julho de 2000 e utilizando, por exemplo, a estratégia 12 /12, ¹² o primeiro período de formação de portfólio se inicia em fevereiro de 1986 e termina em janeiro de 1987 e o último se inicia em agosto de 1998 e termina em julho de 1999, um total de 151 períodos de ranqueamento ou formação de portfólio.

Para esta mesma estratégia o primeiro período de teste começa em fevereiro de 1987 e termina em janeiro de 1988 e o último inicia-se em agosto de 1999 e finda em

¹¹Retornos mensais minimizam o viés no cálculo dos retornos causados por bid-ask spreads (ver Blume e Stambaugh, 1983 e Roll, 1983)

¹²Uma estratégia J/K significa J meses para o período de formação e K meses para o período de teste.

julho de 2000. Para cada um dos 10 portfólios construídos a partir desta estratégia, este procedimento resulta numa série de 151 observações de retornos dos portfólios para cada um dos 24 meses de observação¹³ (período de formação + período de teste denominados de -11 a +12, com o último período de ranqueamento designado como mês 0). Estas observações são usadas para estimar os betas e os retornos anormais¹⁴ para cada um dos K meses do período de teste de cada um dos portfólios. A figura abaixo procura elucidar graficamente o procedimento adotado.



Para o mês t , por exemplo, o período de teste de 12 meses terminará em $t + 11$. No início do mês t as ações são ranqueadas com base no seu retorno acumulado de $t-12$ até t e atribuídas a 10 portfólios. No final do mês t o retorno do portfólio é computado e este valor é classificado como sendo o retorno do portfólio formado em t no mês de observação $\tau = 1$. Em $t+1$ o retorno do portfólio será o retorno deste portfólio formado em t no mês de evento $\tau = 2$ e assim sucessivamente até $t+11$ que será o retorno do portfólio formado em t em $\tau = 12$. Para o mês $t+1$ o período de teste finda em $t+12$ e, de novo, o retorno do portfólio em $t+1$ é o retorno do portfólio formado em $t+1$ no mês de evento $\tau = 1$, o retorno do portfólio em $t+2$ é o retorno do portfólio formado em $t+1$ em $\tau = 2$ até que finalmente, o retorno do portfólio em $t+12$ é o retorno do portfólio formado em $t+1$ em $\tau = 12$. Procedendo desta forma teremos séries de retorno dos portfólios formados nos 151 meses de ranqueamento para cada um dos 12 meses de evento ($\tau = 1, 2, \dots, 12$) referentes ao período de teste apenas.

É importante mencionar que para obter-se o retorno mensal de 1 portfólio faz-se a média igualmente ponderada dos retornos mensais das ações que compõem aquele portfólio. E se o retorno de alguma ação deixa de ser reportado por alguma razão tal ação é retirada do portfólio e o retorno do portfólio é computado pela média dos retornos das ações remanescentes que compõem aquele portfólio a cada mês¹⁵.

Para estimar os coeficientes (alfas e betas dos portfólios) rodamos pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO) a seguinte regressão,¹⁶ para cada portfólio e para cada mês de observação $\tau = 1, \dots, K$ utilizando as observações das séries de retornos dos portfólios para cada mês de evento:

$$r_{pt}(\tau) - r_{ft}(\tau) = \alpha_p(\tau) + \beta_p(\tau) [r_{mt} - r_{ft}] + e_{pt}(\tau) \quad (1)$$

¹³Também denominados de meses de evento.

¹⁴Calculados como o intercepto da regressão 1

¹⁵Tal procedimento permite diminuir o viés de sobrevivência na amostra.

¹⁶Procedimento denominado de RATS -returns across time and securities- desenvolvido por Ibbotson (1975).

onde $r_{pt}(\tau)$ é o retorno mensal do portfólio p no mês calendário t , no mês de observação τ , r_{mt} é o retorno do índice de mercado utilizado no mês t e r_{ft} é o retorno do ativo sem risco no mês t . O coeficiente estimado $\alpha_p(\tau)$, conhecido como coeficiente de Jensen (1969), fornece uma medida do retorno anormal de cada portfólio, medindo a diferença entre o excesso de retorno do portfólio e o excesso de retorno previsto pelo CAPM.

Como proxy do retorno do portfólio de mercado, como já mencionado, foram utilizados 3 índices, o Ibo, o Ibovespa e o EW (do inglês “Equally Weighted”), índice que atribui ponderações iguais para o retorno de todas as ações existentes em determinada data. Vale notar, no entanto, que tal índice não é muito representativo da realidade do mercado acionário brasileiro, haja visto a grande concentração de transações existentes envolvendo algumas poucas ações. Todavia, dado a grande utilização deste índice na literatura, tal medida foi mantida em caráter ilustrativo para fins comparativos visando facilitar a contraposição dos resultados encontrados com os de outros estudos.

O objetivo inicial aqui é obter simplesmente um retrato da evidência existente para o longo prazo. Queremos inferir como o portfólio de perdedores e vencedores se comporta no Brasil para diversas estimativas de tempo, à luz da evidência norte-americana, e para isso utilizaremos várias medidas tanto para o período de teste quanto para o período de formação dos portfólios numa análise primeiramente investigativa. Posteriormente, iremos nos restringir ao estudo pormenorizado de uma determinada estratégia para uma verificação criteriosa da hipótese de “overreaction”.

5 Evidência no Longo Prazo

O primeiro problema que se coloca em qualquer estudo de longo prazo é a própria definição de longo prazo. Qual seria uma estimativa coerente de longo prazo para o mercado acionário brasileiro?¹⁷

Diante da ambiguidade da resposta e da certeza de que qualquer definição de longo prazo proposta, dada a realidade macroeconômica brasileira, constitui-se numa tarefa arbitrária, optamos inicialmente por uma análise meramente investigativa utilizando vários pares de estratégias cujos resultados reportaremos a seguir. Começamos nosso estudo com uma estimativa de 12 meses tanto para o período de formação quanto para o período de teste. Tal horizonte parece adequado para uma estimativa de longo prazo para o Brasil.

Primeiramente computamos, então, o retorno acumulado, a cada mês, dos 12 meses anteriores para cada uma das ações constituintes da nossa amostra, e classificamos as firmas em decis. Desta forma obtivemos uma média de 18 ações por portfólio utilizando este período de formação, o que vai ao encontro do estudo de Brito (1989) que demonstra que uma carteira de 8 ações já elimina a maior parte dos riscos que podem ser diversificados no mercado acionário brasileiro.¹⁸ A seguir

¹⁷Bonomo, Torres e Fernandes (2001) definem longo-prazo como sendo o horizonte mensal, bimestral, semestral, anual, etc.

¹⁸Adicionalmente podemos citar o estudo de Ceretta e Costa Jr (2000) que concluem que com uma carteira de 12 ações o investidor consegue eliminar mais de 52% do risco de uma ação típica

acompanhamos o retorno dos portfólios (decis) a cada um dos próximos 12 meses (período de teste). O período de teste, como já mencionado, contitui-se de intervalos superpostos e para a estratégia 12 meses/12 meses temos um total de 151 períodos de ranqueamento. Estas 151 observações são usadas na estimativa dos alfas e betas, usando-se os três diferentes tipos de índices como medida do portfólio de mercado (Iba, EW, Ibovespa).

A tabela 1 resume os resultados encontrados. Os alfas e betas reportados na tabela são uma média dos 12 coeficientes calculados para cada um dos meses de evento do período de teste.

Tabela 1

Decis classificados por retorno
Período de Formação: 12 meses
Período de Teste : 12 meses
número de observações: 151
Início: fevereiro-87
Término: agosto-99

		Retorno Médio Bruto Mensal	IBA		Índice EW		Ibovespa	
	portfólios		alfa	beta	alfa	beta	alfa	beta
menor	10	1,032	0,09	0,51	0,00	1,20	0,02	0,75
	9	1,029	0,09	0,58	0,00	1,15	0,01	0,77
	8	1,031	0,09	0,56	0,00	1,06	0,02	0,73
	7	1,026	0,08	0,55	0,00	1,00	0,01	0,71
	6	1,024	0,08	0,58	-0,01	0,99	0,01	0,73
	5	1,023	0,08	0,55	-0,01	0,93	0,01	0,69
	4	1,021	0,08	0,55	-0,01	0,93	0,01	0,69
	3	1,021	0,08	0,56	-0,01	0,92	0,01	0,69
	2	1,019	0,07	0,54	-0,01	0,86	0,00	0,64
maior	1	1,017	0,07	0,51	-0,01	0,83	0,00	0,61
Média		1,024	0,1	0,5	0,0	1,0	0,0	0,7
p10-p1		0,015	0,021	0,003	0,010	0,367	0,018	0,140
p-value *		0,006						
p10-p2		0,014	0,017	-0,022	0,009	0,340	0,017	0,111
p-value *		0,007						
p9-p1		0,012	0,023	0,066	0,006	0,319	0,013	0,161
p-value *		0,004						
p9-p2		0,010	0,019	0,041	0,006	0,293	0,012	0,131
p-value *		0,001						

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West, com o número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

Na tabela analisamos a lucratividade de 4 pares de estratégias distintas:

- p10-p1 : estratégia que implica a compra do portfólio perdedor (p10) e venda do portfólio vencedor (p1);
- p10-p2: estratégia que define a compra do portfólio perdedor e venda do portfólio imediatamente anterior ao portfólio vencedor

e mais de 83% do risco passível de ser eliminado pela diversificação e que a partir de 18 ações são praticamente insignificantes os benefícios de incluir um maior número de ações à carteira.

- p9-p1: estratégia que consiste na compra do portfólio anterior ao portfólio perdedor e venda do portfólio vencedor;
- p9-p2: estratégia que pressupõe a compra do portfólio imediatamente anterior ao portfólio perdedor e venda do portfólio imediatamente anterior ao portfólio vencedor.

O resultado mais interessante da tabela 1 é a relação inversa encontrada entre retorno prévio e retorno posterior. O portfólio perdedor (p10) tem um retorno médio mensal de 3,2% nos 12 meses subsequentes à data de formação do portfólio enquanto o portfólio vencedor (p1) tem o retorno médio de 1,7%, uma diferença de 1,5% ao mês, totalizando 19,39% em termos anuais. Isto significa que a estratégia de comprar o portfólio perdedor e vender o portfólio vencedor geraria, em média, um retorno de 19,39 % aa. Tal estimativa é significativamente diferente de zero em termos estatísticos e contrária à evidência encontrada por Chopra et al. (1992) onde numa análise semelhante utilizando o mesmo período de formação, eles encontraram uma diferença de -59,21% aa entre os portfólios extremos. Jegadeesh e Titman (1993) por sua vez encontram uma diferença de -0,68%am. Em outras palavras, no Brasil, quando vencedores e perdedores são escolhidos com base no retorno acumulado de 1 ano os perdedores deixam de perder e os vencedores deixam de ganhar o que é evidência oposta à tendência de momento (“momentum”) encontrada no curto prazo por Jegadeesh e Titman (1993) e Chopra et al. (1992) para dados americanos.

Outro resultado que merece destaque é o fato do retorno maior dos portfólios perdedores em relação aos vencedores não poder ser totalmente atribuído a um risco maior por parte do primeiro, uma vez que a diferença encontrada entre os betas utilizando os três índices não é muito significativa.

Da diferença de 1,5% am entre o retorno dos portfólios extremos a parcela que não pode ser explicada pela teoria varia de acordo com o índice de mercado utilizado. Em particular, utilizando-se o Iba como índice de mercado, a parte atribuída a um retorno anormal é de 2,1% ao mês, maior do que a diferença efetivamente encontrada de 1,5% devido ao fato de termos encontrado um prêmio de risco negativo para o Iba no período em questão.¹⁹ Utilizando-se outros índices como índices de mercado a estimativa do retorno anormal diminui, sendo de 1% ao mês quando utilizamos o EW e de 1,8% ao usarmos o Ibovespa.

Examinando-se as outras estratégias, como por exemplo a estratégia de comprar e vender não os portfólio extremos e sim, os imediatamente anteriores, comprando o portfólio referente ao nono decil e vendendo o portfólio referente ao segundo decil observamos que o retorno gerado é de 1% ao mês (13,03% aa), um pouco menor do que o encontrado quando os portfólios extremos são transacionados, mas também significativamente diferente de zero (p-value de 0,001).

Para outras combinações de estratégias, como por exemplo comprar o portfólio perdedor e vender o imediatamente anterior ao portfólio vencedor (estratégia p10-p2)

¹⁹Tal resultado, embora bastante contraintuitivo, pode estar sendo gerado pelo fato de estarmos utilizando o CDI como proxy do ativo sem risco e pelos vários planos econômicos que afetam o período em questão (fev 87 a ago 99), com todas as mudanças de políticas ocorridas.

o lucro gerado é de 1,4% em termos mensais totalizando 17,51% em termos anuais, valor muito próximo ao valor encontrado transacionando-se os portfólios extremos.

Para a estratégia oposta, isto é, a estratégia de comprar o portfólio imediatamente anterior ao portfólio perdedor e vender o portfólio vencedor (estratégia p9-p1) a diferença gerada é de 1,2% ao mês (14,84%aa).

Estes resultados sugerem um padrão claro de reversão no retorno das ações para o período analisado, sendo este estatisticamente significativo. Além disso, como já dito, a diferença entre os retornos encontradas não pode ser atribuída a uma grande diferença de risco entre os portfólios uma vez que as diferenças entre os betas são pequenas.

É importante mencionar que todos os p-values para as estimativas de diferença dos retornos foram corrigidas para autocorrelação serial dos resíduos pelo estimador da matriz de covariância de Newey-West (ref), onde o número de truncagem do lag (q) que representa o número de autocorrelações usadas para avaliar a dinâmica dos resíduos é dado por²⁰:

$$q = \text{int}(4(T/100)^{2/9}),$$

onde T é o número de observações da amostra. Tal correção deve ser feita uma vez que estamos trabalhando com períodos superpostos, portanto bastante sujeitos a estarem auto-correlacionados. A presença de autocorrelação serial faz com que os desvios-padrões das estimativas fiquem muito baixos afetando não a magnitude das estimativas, mas sim a sua significância.

Identificado portanto um padrão de reversão para o período de ranqueamento de 12 meses e período de teste também de 12 meses o próximo passo será descobrir como o comportamento das ações é afetado quando mudamos o horizonte do período de formação e/ou teste. Começamos então fazendo o seguinte exercício: para o período de formação fixo em 12 meses vamos aumentando o período de teste para 24, 36, 60 meses. Os resultados são reportados a seguir.

Tabela 2

²⁰Segundo a própria sugestão de Newey-West.

Decis classificados por retorno
 Período de Formação : 12 meses
 Período de Teste : 24 meses
 número de observações: 139
 Início: fevereiro-87
 Término: agosto-98

		Retorno Médio Bruto Mensal	IBA		Índice EW		Ibovespa	
portfólios			alfa	beta	alfa	beta	alfa	beta
menor	10	1,02443	0,082	0,51	0,00	1,13	0,013	0,71
	9	1,02557	0,087	0,55	0,00	1,11	0,013	0,73
	8	1,02662	0,086	0,54	0,00	1,03	0,013	0,71
	7	1,02385	0,084	0,55	0,00	1,00	0,010	0,71
	6	1,02137	0,087	0,59	-0,01	1,01	0,008	0,74
	5	1,02085	0,082	0,57	-0,01	0,97	0,006	0,72
	4	1,01939	0,081	0,57	-0,01	0,95	0,005	0,71
	3	1,01831	0,079	0,57	-0,01	0,93	0,004	0,70
maior	2	1,01728	0,076	0,55	-0,01	0,90	0,003	0,67
	1	1,01778	0,072	0,51	-0,01	0,87	0,003	0,63
Média		1,022	0,1	0,55	0,0	0,99	0,0	0,70
p10-p1		0,007	0,011	-0,006	0,004	0,254	0,010	0,079
p-value *		0,028						
p10-p2		0,007	0,007	-0,043	0,005	0,226	0,010	0,043
p-value *		0,010						
p9-p1		0,008	0,016	0,036	0,005	0,235	0,009	0,101
p-value *		0,003						
p9-p2		0,008	0,012	-0,002	0,006	0,207	0,010	0,064
p-value *		0,000						

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West, com o q número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

Para todas as estratégias analisadas encontramos que a diferença entre os retornos diminui, embora permaneça significativa. A diferença entre os betas diminui ainda mais (algumas se tornando até negativas), bem como a parte atribuída aos alfas. Em termos anuais encontramos diferenças de 8,28% para p10-p1; 8,93% para p10-p2; 9,76% para p9-p1 e 10,42% para p9-p2.

Tais resultados sugerem que, embora o padrão de reversão ainda se mantenha quando alongamos o horizonte de tempo em que mantemos os portfólios em carteira, a magnitude da reversão encontrada para o retorno dos portfólios é cada vez menor. Como se a cada mês a estratégia de ir rebalanceando seu portfólio de ações perdedoras e vencedoras, comprando as primeiras e vendendo as últimas, fosse gerando cada vez menos lucro, quanto mais tempo estas ações fossem mantidas em carteira a partir da classificação inicial, baseada no rendimento acumulado das ações.

Tabela 3

Decis classificados por retorno
Período de Formação : 12 meses
Período de Teste : 36 meses
número de observações: 127
Início: fevereiro-87
Término: agosto-97

		Retorno Médio Bruto Mensal	IBA		Índice EW		Ibovespa	
portfólios			alfa	beta	alfa	beta	alfa	beta
menor	10	1,02312	0,082	0,50	0,00	1,09	0,011	0,70
	9	1,02266	0,085	0,54	-0,01	1,07	0,010	0,71
	8	1,02460	0,086	0,55	0,00	1,01	0,011	0,70
	7	1,02286	0,086	0,56	0,00	1,00	0,009	0,71
	6	1,02087	0,088	0,59	0,00	0,99	0,007	0,73
	5	1,02078	0,084	0,57	-0,01	0,97	0,007	0,71
	4	1,01896	0,083	0,58	-0,01	0,96	0,005	0,71
	3	1,01798	0,082	0,58	-0,01	0,95	0,004	0,71
	2	1,01707	0,078	0,56	-0,01	0,93	0,003	0,68
maior	1	1,01740	0,074	0,52	-0,01	0,91	0,003	0,66
Média		1,021	0,1	0,55	0,0	0,99	0,0	0,70
p10-p1		0,006	0,008	-0,016	0,004	0,175	0,008	0,039
p-value *		0,115						
p10-p2		0,006	0,003	-0,055	0,004	0,160	0,009	0,010
p-value *		0,034						
p9-p1		0,005	0,010	0,021	0,003	0,160	0,006	0,057
p-value *		0,049						
p9-p2		0,006	0,006	-0,018	0,003	0,145	0,007	0,029
p-value *		0,003						

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West, com o q número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

Aumentando o período de teste para 36 meses a diferença encontrada entre retorno dos portfólios para os 4 tipos de estratégias contrárias analisadas diminui ainda mais, embora continue positiva (tabela 3). No caso da diferença entre os portfólios extremos (p10-p1) a estimativa encontrada deixa de ser significativa mesmo a 10% (p-value de 0,115). Como no caso anterior a diferença entre os betas e alfas diminui uma vez mais sugerindo que a parte atribuída a um retorno anormal seja ainda menor para este horizonte de análise. Em termos anuais temos as seguintes diferenças entre os retornos: de 7,09% para p10-p1; 7,51% para p10-p2; 6,50% para p9-p1 e 6,92% para p9-p2.

Tabela 4

Decis classificados por retorno
Período de Formação : 12 meses
Período de Teste : 60 meses
número de observações: 55
Início: fevereiro-87
Término: agosto-95

		Retorno Médio Bruto Mensal	IBA		Índice EW		Ibovespa	
portfólios			alfa	beta	alfa	beta	alfa	beta
menor	10	1,02475	0,08	0,47	-0,01	1,07	0,011	0,71
	9	1,02462	0,09	0,51	-0,01	1,08	0,010	0,74
	8	1,02515	0,09	0,53	-0,01	1,02	0,009	0,73
	7	1,02313	0,09	0,54	-0,01	0,98	0,007	0,72
	6	1,02242	0,09	0,57	-0,01	0,96	0,007	0,73
	5	1,02363	0,09	0,54	-0,01	0,93	0,007	0,70
	4	1,02286	0,09	0,55	-0,01	0,93	0,007	0,70
	3	1,02148	0,09	0,56	-0,01	0,94	0,005	0,71
maior	2	1,02199	0,08	0,54	-0,01	0,91	0,006	0,68
	1	1,02331	0,08	0,50	-0,01	0,90	0,007	0,67
Média		1,023	0,09	0,53	0,0	0,97	0,01	0,71
p10-p1		0,001	0,0013	-0,038	-0,001	0,174	0,004	0,039
p-value *		0,624						
p10-p2		0,003	-0,002	-0,076	0,000	0,167	0,005	0,024
p-value *		0,168						
p9-p1		0,001	0,006	0,007	-0,002	0,182	0,002	0,075
p-value *		0,619						
p9-p2		0,003	0,003	-0,031	0,000	0,175	0,004	0,060
p-value *		0,143						

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West, com o q número de truncagem do lag =4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

Quando aumentamos uma última vez o período de teste para 60 meses todas as diferenças deixam de ser significativas sugerindo um padrão de reversão para o horizonte estudado de magnitude bem menor porém com as estimativas bem menos precisas. Em termos anuais as diferenças são 1,74% para p10-p1; 3,37% para p10-p2; 1,58% para p9-p1 e 3,20% para p9-p2. O que parece acontecer é um esgotamento do padrão de reversão no horizonte de 5 anos após a formação do portfólio com base no retorno acumulado de 12 meses.

No gráfico abaixo plotamos a diferença de retornos encontrada, tanto em termos de retorno médio mensal líquido quanto em termos de retorno acumulado, entre o portfólio perdedor e o vencedor para os vários períodos de teste mantendo-se o período de formação fixo. Os resultados encontrados para os períodos de teste de 3, 6 e 9 meses são reportados na seção referente a evidência de curto prazo. Percebemos nitidamente que, à medida que o período de teste aumenta, os desvios sistemáticos dos agentes diminuem, ou seja, ocorre uma correção das expectativas dos agentes.

Figura 1

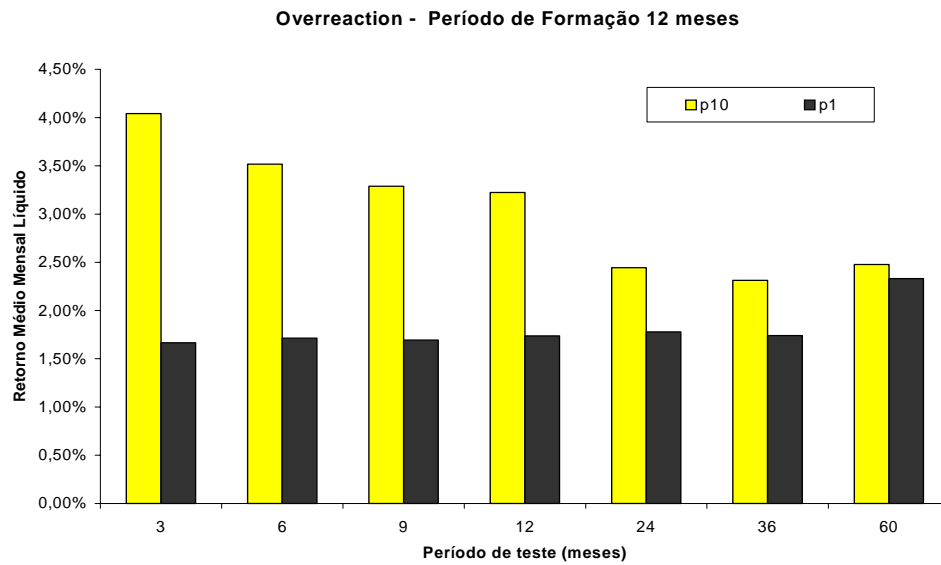
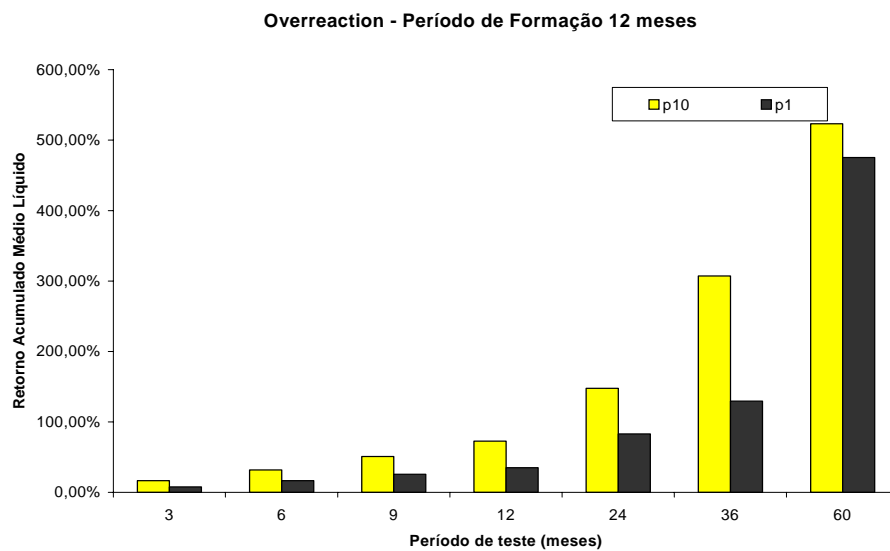


Figura 2



Como próximo passo iremos aumentar o período de formação. Analisaremos o que acontece quando tanto o período de formação quanto o de teste são de 24 meses.

Tabela 5

Decis classificados por retorno
 Período de Formação : 24 meses
 Período de Teste : 24 meses
 número de observações: 127
 Início : fevereiro-88
 Término : agosto-98

		Retorno Médio Bruto Mensal	IBA		Índice EW		Ibovespa	
portfólios			alfa	beta	alfa	beta	alfa	beta
menor	10	1,02374	0,07	0,48	0,00	1,07	0,01	0,68
	9	1,02080	0,07	0,50	0,00	1,09	0,01	0,70
	8	1,02040	0,07	0,53	0,00	1,03	0,01	0,71
	7	1,02115	0,07	0,54	0,00	1,00	0,01	0,71
	6	1,02038	0,08	0,56	0,00	0,99	0,01	0,72
	5	1,01979	0,07	0,55	0,00	0,95	0,01	0,70
	4	1,01903	0,07	0,55	0,00	0,94	0,01	0,70
	3	1,01581	0,08	0,59	0,00	0,97	0,01	0,74
	2	1,01386	0,07	0,57	-0,01	0,93	0,00	0,71
maior	1	1,01514	0,07	0,53	0,00	0,88	0,00	0,66
Média		1,019	0,1	0,54	0,0	0,98	0,0	0,70
p10-p1		0,009	0,0057	-0,052	0,006	0,198	0,010	0,020
p-value *		0,054						
p10-p2		0,010	0,003	-0,087	0,007	0,146	0,011	-0,028
p-value *		0,017						
p9-p1		0,006	0,005	-0,035	0,003	0,215	0,007	0,043
p-value *		0,088						
p9-p2		0,007	0,002	-0,070	0,004	0,164	0,008	-0,005
p-value *		0,014						

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West, com o q número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

Para todas as estratégias analisadas as diferenças são menores do que as encontradas para a estratégia 12/12 sendo que duas estimativas (das estratégias p10-p1 e da estratégia p9-p1) deixam de ser significativas ao nível de significância de 5%. Todas porém são significativas a 10%. Em termos anuais encontramos uma diferença de 10,83% para p10-p1; 12,53% para p10-p2; 7,01% para p9-p1; 8,65% para p9-p2. As diferenças entre os betas continuam não suficientes para explicar a diferença encontrada entre os retornos, algumas até sugerindo que não só o portfólio perdedor tenha maior retorno como também seja menos arriscado. O número médio de ações por portfólio permaneceu sendo de 18 ações.

Costa Jr (2000) usando este mesmo período de formação e teste e seguindo a metodologia proposta por De Bondt e Thaler (1985) para dados mensais de 1970 a 1989 da Bovespa encontra uma diferença de 38,14% em termos de retorno médio acumulado entre os portfólios extremos. A diferença encontrada aqui é bastante inferior, de apenas 8,89% em termos de retorno médio acumulado.

Quando diminuimos o período de teste de 24 meses para 12 meses as diferenças acentuam-se em magnitude revelando um padrão de reversão mais forte em doze meses do que em 24 meses e todas as estatísticas passam a ser significativas a 5%, como pode ser visto na tabela abaixo. Para este período de análise Costa Jr (2000) encontra uma diferença de desempenho de 25,55% em termos de retorno médio acumulado para os portfólios extremos.

Tabela 6

Decis classificados por retorno
 Período de Formação : 24 meses
 Período de Teste : 12 meses
 número de observações:139
 Início: fevereiro-88
 Término: agosto-99

		Retorno Médio Bruto Mensal	IBA		Índice EW		Ibovespa	
portfólios			alfa	beta	alfa	beta	alfa	beta
menor	10	1,02638	0,07	0,48	0,00	1,10	0,01	0,69
	9	1,02340	0,07	0,51	0,00	1,13	0,01	0,73
	8	1,02855	0,08	0,54	0,00	1,07	0,02	0,74
	7	1,02786	0,08	0,56	0,00	1,05	0,01	0,75
	6	1,02591	0,08	0,58	0,00	1,04	0,01	0,75
	5	1,02322	0,07	0,55	0,00	0,97	0,01	0,71
	4	1,02190	0,07	0,55	0,00	0,91	0,01	0,68
	3	1,01779	0,07	0,57	-0,01	0,92	0,00	0,71
maior	2	1,01469	0,06	0,52	-0,01	0,84	0,00	0,64
	1	1,01397	0,06	0,52	-0,01	0,80	0,00	0,62
Média		1,022	0,1	0,54	0,0	0,98	0,0	0,70
p10-p1		0,012	0,011	-0,045	0,007	0,293	0,013	0,067
p-value *		0,018						
p10-p2		0,012	0,010	-0,046	0,007	0,255	0,013	0,046
p-value *		0,009						
p9-p1		0,009	0,012	-0,009	0,004	0,323	0,011	0,104
p-value *		0,025						
p9-p2		0,009	0,011	-0,010	0,004	0,285	0,010	0,082
p-value *		0,002						

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West, com o q número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

Aumentando o horizonte de tempo analisado para 36 meses como período de formação e 36 meses como período de teste a diferença encontrada ou se mantém igual ou diminui em relação a estratégia de 24/24, com algumas estratégias deixando de ser significativas mesmo ao nível de 10%. O número médio de ações por portfólio foi de 17 ações. Em termo anuais as diferenças são de 10,95 % para a estratégia p10-p1; 13,04% para p10-p2; 2,26% para p9-p1 e 4,19% para p9-p2. Para dados americanos De Bondt e Thaler (1985) encontraram usando este mesmo horizonte de análise uma diferença de 8% aa para a estratégia de comprar o portfólio perdedor e vender o portfólio vencedor , significando que no horizonte analisado o padrão de reversão para dados brasileiros é maior.

Tabela 7

Decis classificados por retorno
Período de Formação : 36 meses
Período de Teste : 36 meses
número de observações: 103
Início: fevereiro-89
Término: agosto-97

		Retorno Médio Bruto	IBA		Índice EW		Ibovespa	
	portfólios	Mensal	alfa	beta	alfa	beta	alfa	beta
menor	10	1,0297	0,06	0,41	0,01	0,99	0,02	0,68
	9	1,0229	0,06	0,43	0,00	1,01	0,01	0,71
	8	1,0242	0,06	0,43	0,00	0,99	0,01	0,71
	7	1,0222	0,06	0,45	0,00	0,93	0,01	0,69
	6	1,0191	0,06	0,49	0,00	0,91	0,01	0,71
	5	1,0216	0,06	0,49	0,00	0,86	0,01	0,70
	4	1,0220	0,06	0,49	0,00	0,87	0,01	0,70
	3	1,0225	0,06	0,48	0,00	0,81	0,01	0,66
	2	1,0195	0,06	0,49	0,00	0,80	0,01	0,66
maior	1	1,0210	0,05	0,47	0,00	0,75	0,01	0,63
Média		1,022	0,1	0,46	0,0	0,89	0,0	0,69
p10-p1		0,009	0,0056	-0,066	0,006	0,240	0,010	0,056
p-value *		0,083						
p10-p2		0,010	0,004	-0,080	0,007	0,184	0,011	0,026
p-value *		0,014						
p9-p1		0,002	0,001	-0,045	0,000	0,263	0,004	0,084
p-value *		0,675						
p9-p2		0,003	0,000	-0,059	0,001	0,207	0,005	0,054
p-value *		0,302						

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West, com o q número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

Quando utilizamos 60 meses como período de teste e de formação não encontramos mais o padrão de reversão outrora evidenciado para as estimativas que permanecem significativas, o que sugere que num horizonte de cinco anos ações que perdem continuam a perder, e as que ganham continuam a ganhar, isto é, os agentes aprendem com os erros e não mais superestimam ou subestimam o preço das ações. O número médio de ações por portfólio foi de 17 ações. Em termos anuais as diferenças são de -5,49% (p10-p1); -1,21% (p10-p2); -5,38% (p9-p1) e -1,10% para p9-p2. Tal resultado é o oposto do reportado por Chopra et al. (1992) que, para dados americanos, encontram uma diferença no retorno dos portfólios extremos de 14%aa, uma diferença entre os alfas de 2,5% e entre os betas de 0.79 utilizando o índice EW e trabalhando com 20 portfólios ao invés dos 10 aqui utilizados.

Tabela 8

Decis classificados por retorno
Período de Formação : 60 meses
Período de Teste : 60 meses
número de observações: 55
Início: fevereiro-91
Término: agosto-95

		Retorno Médio Bruto Mensal	IBA		Índice EW		Ibovespa	
portfólios			alfa	beta	alfa	beta	alfa	beta
menor	10	1,01545	0,02	0,37	0,01	0,81	0,01	0,57
	9	1,01555	0,02	0,40	0,00	0,83	0,01	0,60
	8	1,01748	0,02	0,39	0,01	0,83	0,01	0,61
	7	1,01217	0,02	0,39	0,00	0,78	0,01	0,58
	6	1,01234	0,02	0,41	0,00	0,74	0,01	0,59
	5	1,01329	0,02	0,42	0,00	0,71	0,01	0,57
	4	1,01373	0,02	0,43	0,00	0,70	0,01	0,57
	3	1,01481	0,02	0,44	0,00	0,66	0,01	0,56
maior	2	1,01646	0,02	0,45	0,00	0,65	0,01	0,56
	1	1,02014	0,03	0,46	0,01	0,64	0,01	0,57
Média		1,015	0,02	0,42	0,00	0,74	0,01	0,58
p10-p1		-0,005	-0,004	-0,081	-0,002	0,165	-0,001	0,003
p-value *		0,032						
p10-p2		-0,001	-0,003	-0,080	0,000	0,152	0,001	0,008
p-value *		0,734						
p9-p1		-0,005	-0,003	-0,056	-0,002	0,186	-0,001	0,034
p-value *		0,001						
p9-p2		-0,001	-0,001	-0,055	0,000	0,173	0,001	0,040
p-value *		0,676						

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West, com o q número de truncagem do lag =3

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

É interessante notar que os resultados aqui encontrados estão em linha com outros trabalhos realizados, como Bonomo et al. (2001) que reportam a existência de autocorrelação negativa no retorno das ações no horizonte de 1,2,3 e até 4 anos. Os resultados aqui reportados portanto sugerem que há um efeito de sobre-reação no mercado brasileiro, consistentes com as evidências encontradas nos EUA por De Bondt e Thaler (1985) e Chopra et al. (1992) diferindo apenas o o intervalo utilizado para análise - período de formação e de teste-, confirmando e corroborando a evidência encontrada por Costa Jr (2000). A evidência brasileira, no entanto, distingue-se da americana porque segundo De Bondt e Thaler (1987) para dados americanos, ao aumentar-se o período de formação, maiores são os movimentos iniciais nos preços e as subseqüentes reversões, ao contrário do que o que ocorre aqui.

Uma vez que a estratégia 12/12 foi a estratégia que apresentou a maior lucratividade e maior significância no período estudado decidimos concentrar nossa análise nesta estratégia, fazendo um exame minucioso do resultado obtido e das suas possíveis causas.

No intuito de analisar a possível existência de quebra estrutural a partir de 1994, com o início do Plano Real, dividimos a amostra em duas partes, uma que vai de janeiro de 1986 até junho de 1994²¹ e outra que utiliza dados a partir de setembro de 1994, sendo que o primeiro período de teste inicia-se em setembro de 1995.

²¹ Os meses de julho e agosto foram expurgados da amostra por serem os meses de lançamento do Plano Real, portanto sujeitos à muita incerteza macroeconômica, o que poderia viesar os resultados.

Os resultados estão reportados nas duas tabelas a seguir.

Tabela 9

Decis classificados por retorno
Amostra até junho de 1994
Período de Formação: 12 meses
Período de Teste : 12 meses
número de observações: 78
Início: fevereiro-87
Término: julho-93

		Retorno Médio Bruto	IBA		Índice EW		Ibovespa	
portfólios		Mensal	alfa	beta	alfa	beta	alfa	beta
menor	10	1,043	0,10	0,54	0,01	1,10	0,03	0,76
	9	1,040	0,10	0,59	0,01	1,05	0,02	0,77
	8	1,045	0,10	0,57	0,01	0,97	0,03	0,73
	7	1,039	0,10	0,57	0,01	0,90	0,02	0,70
	6	1,036	0,10	0,60	0,01	0,90	0,02	0,72
	5	1,032	0,09	0,56	0,01	0,84	0,02	0,67
	4	1,030	0,09	0,57	0,01	0,84	0,02	0,67
	3	1,029	0,09	0,58	0,01	0,83	0,02	0,67
	2	1,023	0,08	0,55	0,00	0,77	0,01	0,62
maior	1	1,021	0,08	0,53	0,00	0,75	0,01	0,60
<i>Média</i>		1,034	0,09	0,56	0,0	0,90	0,0	0,69
p10-p1		0,022	0,022	0,018	0,010	0,347	0,017	0,160
p-value *		0,00						
p10-p2		0,020	0,02	0,00	0,01	0,32	0,02	0,14
p-value *		0,00						
p9-p1		0,019	0,024	0,065	0,008	0,304	0,013	0,169
p-value *		0,00						
p9-p2		0,016	0,020	0,044	0,007	0,281	0,012	0,146
p-value *		0,00						

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West, com o q número de truncagem do lag =3

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

Para a amostra até junho de 1994 é nítido o padrão de reversão dos retornos evidenciado pela alta lucratividade das estratégias. Em termos anuais teríamos um retorno de 30,05% para a estratégia p10-p1; 26,09% para a estratégia p10-p2; 25,28% para a estratégia p9-p1 e 21,46% para a estratégia p9-p2, todas as estimativas bastante significativas e de novo não podendo ser atribuídas a uma grande diferença em termos de risco dos portfólios.

Tabela 10

Decis classificados por retorno
Amostra a partir de set de 94
Período de Formação: 12 meses
Período de Teste : 12 meses
número de observações: 48
Início: setembro-95
Término: agosto-99

		Retorno Médio Bruto Mensal	IBA		Índice EW		Ibovespa	
portfólios			alfa	beta	alfa	beta	alfa	beta
menor	10	1,021	0,02	0,49	0,01	0,67	0,01	0,48
	9	1,023	0,02	0,54	0,01	0,69	0,01	0,52
	8	1,020	0,02	0,54	0,01	0,66	0,01	0,52
	7	1,015	0,02	0,54	0,01	0,65	0,01	0,52
	6	1,015	0,02	0,55	0,01	0,64	0,01	0,53
	5	1,018	0,02	0,56	0,01	0,65	0,01	0,54
	4	1,016	0,02	0,56	0,01	0,63	0,01	0,54
	3	1,015	0,02	0,55	0,01	0,61	0,01	0,53
	2	1,020	0,02	0,56	0,01	0,62	0,01	0,54
maior	1	1,023	0,02	0,51	0,01	0,59	0,01	0,50
Média		1,019	0,02	0,54	0,0	0,64	0,0	0,52
p10-p1		-0,002	0,000	-0,018	0,000	0,079	0,000	-0,019
p-value *		0,83						
p10-p2		0,001	0,00	-0,07	0,00	0,05	0,00	-0,06
p-value *		0,89						
p9-p1		0,001	0,001	0,031	0,001	0,095	0,001	0,022
p-value *		0,91						
p9-p2		0,003	0,002	-0,021	0,002	0,065	0,002	-0,022
p-value *		0,41						

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West, com o q número de truncagem do lag =3

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

Já para o período a partir de setembro de 1994 não encontramos evidência definitiva de reversão no retorno dos portfólios o que sugere que a partir de 1994 tenha havido um aumento de eficiência no mercado acionário brasileiro com a introdução do Plano Real. Com o aumento da estabilidade os agentes começaram a ser capazes de prever melhor o preço das ações no horizonte futuro, acarretando menos erros sistemáticos de avaliação. Em termos anuais a lucratividade das estratégias analisadas seria -1,95% para p10-p1; 1,05% para p10-p2; 0,70% para p9-p1 e 3,77% para p9-p2.

5.1 Excesso de retorno ajustado ao risco

Uma crítica comum feita a hipótese de “overreaction” é que as firmas selecionadas no portfólio perdedor podem ser na realidade mais arriscadas e não simplesmente estarem sendo subavaliadas. Em princípio podemos atribuir qualquer retorno anormal aparente à algum fator de risco que não foi corretamente mensurado.

Da seção anterior observamos que a diferença entre os portfólios extremos remonta a 19,39% aa para a estratégia 12/12. A questão que se coloca agora é determinar quanto da diferença de retorno encontrada é devido a uma compensação pelo risco e quanto é um retorno anormal realmente, tendo em vista que uma série de retornos absurdamente negativos irá aumentar o risco do ativo e portanto o retorno esperado requerido.

De fato, como demonstrado por Ball e Kothary (1989), uma grande parte da diferença de retornos comumente encontrada pode ser explicada pelo prêmio de risco imposto pelo CAPM ($r_{mt} - r_{ft}$) na presença de uma diferença significativa entre os betas. Numerosos estudos, no entanto, acharam uma compensação menor do que a prevista pelo CAPM. Corroborando esta hipótese, Chopra et al. (1992) encontraram um prêmio de risco empírico menor do que o teórico e betas estimados muito diferentes dependendo do prêmio de risco do mercado ser positivo ou negativo, o que levanta a questão sobre a validade do beta como medida de risco.

Nesta seção estamos interessados em estimar qual seria o retorno dos portfólios devido apenas a uma compensação pelo risco, ou seja, o excesso de retorno ajustado ao risco. Para tanto estimaremos a relação empírica existente entre risco e retorno a partir de portfólios construídos com base no ranqueamento dos betas das ações, utilizando a mesma amostra da seção anterior.

O beta de cada firma é calculado com base na regressão (2) por MQO usando os retornos mensais durante o período de ranqueamento. Inicialmente utilizamos dois períodos de ranqueamento, 12 meses e 24 meses, 12 meses por ser este o período de ranqueamento da estratégia que estamos estudando e 24 meses porque a estimativa dos betas utilizando 24 meses de observações tende a ser mais estável do que a de 12 meses.

$$R_i = \alpha + \beta_{im} R_{mt} \quad (2)$$

onde R_i é o retorno do ativo i e R_{mt} é o retorno do portfólio de mercado. Estes betas foram calculados com base nos 3 índices de mercado (Iba, Ibovespa, Ew), isto é, para cada firma temos três betas diferentes de acordo com o índice de mercado utilizado.

Para cada um dos períodos de ranqueamento as firmas são então ranqueadas com base nestes betas e atribuídas a um de 10 portfólios. Para estimar os betas dos portfólios utilizamos a mesma metodologia da seção anterior rodando a regressão (1). O procedimento é o mesmo que o utilizado no caso anterior, a única diferença é a maneira pela qual as ações são ranqueadas.

Para determinarmos a relação empírica entre risco e retorno estimamos o prêmio de risco do mercado (λ) usando o retorno dos 10 portfólios e seus betas estimados, através de uma regressão cross-section (3) por MQO. Tal estimativa para dados americanos é menor do que a prevista pelo CAPM (Chopra et al. (1992)).

$$R_p = \theta + \beta_p \lambda, \quad p = 1, \dots, 10 \quad (3)$$

onde R_p é o retorno do portfólio p , β_p é o beta do portfólio p , λ é o prêmio de risco empírico.

Os retornos dos portfólios ranqueados pelos betas e os respectivos betas estimados são reportados a seguir para os betas computados utilizando-se o Iba como portfólio de mercado na regressão (2) e 12 meses como período de ranqueamento para a estimativa do beta:²²

Tabela 11

²²Os resultados obtidos utilizando-se os outros índices de mercado estão no apêndice.

Decis classificados pelos betas calculados a partir do IBA (12 meses)
 Período de Formação: 12 meses
 Período de Teste : 12 meses
 número de observações: 145
 Início: agosto-87
 Término: agosto-99

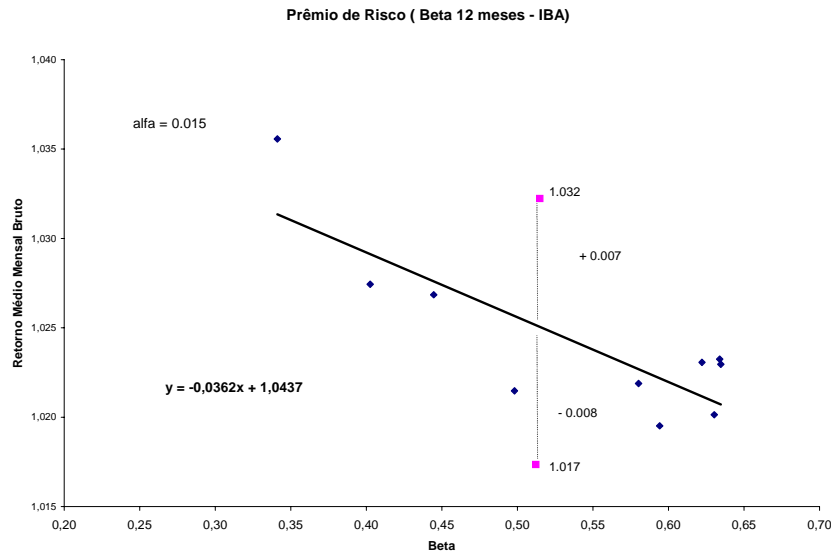
		Retorno Médio Bruto	IBA	
	portfólios	Mensal	alfa	beta
maior	1	1,023	0,09	0,62
	2	1,020	0,08	0,63
	3	1,023	0,09	0,63
	4	1,023	0,09	0,63
	5	1,020	0,08	0,59
	6	1,022	0,08	0,58
	7	1,021	0,07	0,50
	8	1,027	0,07	0,44
	9	1,027	0,06	0,40
menor	10	1,036	0,07	0,34
Média		1,024	0,1	0,54
p1-p10		-0,013	0,022	0,281
p-value *		0,012		
p1-p9		-0,004	0,02	0,22
p-value *		0,394		
p2-p10		-0,015	0,019	0,289
p-value *		0,000		
p2-p9		-0,007	0,021	0,228
p-value *		0,026		

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West com o q número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

O início do período de teste é agosto de 1987 porque o Iba só está disponível a partir de agosto de 1986. Usando-se 12 meses de retornos passados no cálculo dos betas o primeiro beta estimado é, então, de agosto de 1987. Da tabela percebemos nitidamente que o modelo de CAPM não se ajusta adequadamente aos dados pois a relação encontrada entre o retorno e os betas dos portfólios que deveria ser positiva de acordo com a teoria revela-se, na verdade, negativa o que significa um prêmio de risco empírico negativo. Tal fato pode ser observado no gráfico abaixo onde plotamos o retorno médio mensal bruto dos portfólios contra os seus betas. Esta mesma evidência foi obtida utilizando-se os betas calculados a partir de outros índices como medida do portfólio de mercado.

Figura 3



As premissas do CAPM implicam uma relação linear positiva entre risco sistemático e retorno, no entanto, nos últimos anos, vários trabalhos surgiram desafiando a utilização do beta como medida do risco de um ativo. Alguns estudiosos defendem a tese de se medir respostas sistemáticas a outras variáveis macroeconômicas (taxa de juros, câmbio, etc) e também a fatores relacionados ao preço das ações (índice preço/lucro, valor patrimonial da ação/preço, etc) modificando a noção de que o beta seja a medida de risco mais eficiente para ativos individuais. Outros asseguram que recentes evidências empíricas indicam a inexistência de relação sistemática entre o beta e os retornos de ativos, como Fama e French (1992), ou seja, o beta não mede o risco. Vários outros fatores que não o risco sistemático das ações foram apontados como capazes de explicar a diferença cross-section dos retornos. Outras razões que também poderiam ser apontadas para a rejeição do CAPM seriam a não-normalidade dos resíduos, a autocorrelação ou heterocedasticidade dos resíduos, data-snooping, dentre outras (para maiores detalhes ver Campbell, Lo, Mc Kinlay, 1997).

Na tabela a seguir observamos que o portfólio composto com as ações com maiores betas no período de ranqueamento (portfólio 1) continua sendo um portfólio bastante arriscado no período de teste (beta de 0,62), mas o retorno atribuído a este portfólio neste mesmo período, ao contrário do que o que seria esperado pela teoria, é menor do que o atribuído à um portfólio menos arriscado (portfólio 10). Ao computarmos o retorno dos portfólios ranqueados pelos betas tanto no período de formação quanto no período de teste fica evidente que enquanto no período de formação quanto maior o beta maior o retorno a relação se inverte no período de teste, atestando a má especificação do CAPM que pode estar sofrendo de um viés de variável omitida. Ao tentarmos particionar a amostra, trabalhando com dados a partir de setembro de 1994 apenas, para verificar se o problema encontrado era um problema da amostra ou não, encontramos um prêmio de risco empírico positivo (2,03%) porém não significativo (p-value de 0,4525).

Tabela 12

Decis classificados pelos betas calculados a partir do IBA (12 meses)

Período de Formação: 12 meses

Período de Teste : 12 meses

número de observações:145

Início: agosto-87

Término: agosto-99

nota: 1 é o maior decil
10 é o menor decil

		Período de Formação Retorno Médio Bruto Mensal	Período de teste Retorno Médio Bruto Mensal	Iba beta
maior	1	1,047	1,023	0,62
	2	1,022	1,020	0,63
	3	1,015	1,023	0,63
	4	1,012	1,023	0,63
	5	1,008	1,020	0,59
	6	1,007	1,022	0,58
	7	1,010	1,021	0,50
	8	1,009	1,027	0,44
	9	1,008	1,027	0,40
menor	10	1,024	1,036	0,34
Média		1,016	1,024	0,54
p1-p10		0,023	-0,013	0,281
p-value *		0,005	0,012	
p1-p9		0,039	-0,004	0,22
p-value *		0,000	0,394	
p2-p10		-0,002	-0,015	0,289
p-value *		0,777	0,000	
p2-p9		0,014	-0,007	0,228
p-value *		0,000	0,026	

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West com o q número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

O que tentamos então, diante da não-adequação do CAPM foi criar um modelo de fatores introduzindo uma variável que captasse a liquidez das ações, estas medidas pelo índice de Liquidez em Bolsa da Economatica, na tentativa de explicar parte da diferença dos retornos das ações por uma diferença da liquidez dos portfólios. A correlação entre o índice de liquidez e os betas foi de 0,54, portanto julga-se não se estar incorrendo num problema sério de multicolinearidade.

Introduzindo o índice de liquidez rodamos a regressão (4) para cada um dos K meses do período de teste ($\tau = 1, \dots, K$). Tal regressão é a mesma da equação (1), a única diferença é a inclusão do índice de liquidez ($I_{pt}(\tau)$) na forma funcional logarítmica, por ser esta uma forma bastante usado no mercado:

$$r_{pt}(\tau) - r_{ft}(\tau) = \alpha_p(\tau) + \beta_p(\tau) [r_{mt} - r_{ft}] + \gamma_{pt}(\tau) [\log(I_{pt}(\tau))] + e_{pt}(\tau) \quad (4)$$

Decis classificados pelos betas calculados a partir do IBA (12 meses)

Período de Formação: 12 meses

Período de Teste : 12 meses

número de observações: 145

Início: agosto-87

Término: agosto-99

nota: 1 é o maior decil
10 é o menor decil

	portfólios	Retorno Médio Bruto Mensal	alfa	IBA beta	log(IN) gama
maior	1	1.023	0.17	0.64	0.03
	2	1.020	0.12	0.64	0.01
	3	1.023	0.16	0.64	0.03
	4	1.023	0.23	0.68	0.05
	5	1.020	0.14	0.61	0.02
	6	1.022	0.20	0.62	0.04
	7	1.021	0.15	0.52	0.02
	8	1.027	0.17	0.48	0.03
	9	1.027	0.17	0.43	0.02
menor	10	1.036	0.14	0.35	0.02
<i>Média</i>		1.024	0.2	0.56	0.03
p1-p10		-0.013	0.031	0.282	0.019
p-value *		0.012			
p1-p9		-0.004	0.01	0.21	0.01
p-value *		0.394			
p2-p10		-0.015	-0.026	0.283	-0.003
p-value *		0.000			
p2-p9		-0.007	-0.051	0.206	-0.011
p-value *		0.026			

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West com o q número de truncagem do lag = 4

No entanto, mesmo com este modelo os resultados não foram promissores. Ao estimarmos o prêmio de risco do mercado (λ) usando o retorno dos 10 portfólios, os betas estimados e os gamas, através da regressão cross-section (5) por MQO continuamos encontrando um prêmio de risco negativo de 4,23% (p-value de 0,0017) e prêmio de liquidez de 13,74% (p-value de 0,136). Ou seja, exatamente o contrário do que a teoria prevê.

$$R_p = \theta + \beta_p \lambda + \gamma_p \pi, \quad p = 1, \dots, 10 \quad (5)$$

onde R_p é o retorno do portfólio p , β_p é o beta do portfólio p , λ é o prêmio de risco empírico, γ_p é o índice de liquidez do portfólio (na sua forma logarítmica) e π é o prêmio do índice de liquidez.

Mais uma vez ao particionarmos a amostra encontramos valores não significativos de 1,4% para o prêmio de risco empírico (p-value de 0,5950) e prêmio de liquidez de 2,9% (p-value de 0,7531), usando dados a partir de setembro de 1994.

Tal resultado poderia estar ocorrendo devido ao pequeno número de observações que dispomos para estimar o prêmio de risco (10 observações no cross-section) ou pelo fato de estarmos usando uma variável estimada, e portanto, contendo erro de mensuração, como regressor.²³ Este fato leva a um conhecido problema estatístico

²³Chopra et al. (1992) não fazem menção a este tipo de viés rodando todas as regressões por OLS indistintamente.

denominado de “erros nas variáveis”. Segundo Costa Jr e Neves (2000) : “Este problema é devido ao fato das variáveis do modelo incorporarem erros de medida. Quando o erro ocorre na variável explicativa, os valores do coeficiente de inclinação tornam-se viesados para baixo e do termo constante para cima o que poderia invalidar testes empíricos do CAPM”.

O que fizemos então foi rodar um painel com o retorno dos 10 portfólios ranqueados pelos betas contra os betas dos portfólios e o índice de liquidez dos portfólios. Desta forma obtivemos 1450 observações (10 portfólios por 145 meses de ranqueamento) aumentando sobremaneira a precisão das estimativas. Computamos o retorno dos portfólios para cada um dos 145 meses de ranqueamento como sendo o retorno médio de se manter tal portfólio em carteira pelo período de 12 meses a partir da sua data de formação. O beta do portfólio a cada mês do período de teste foi computado como a média dos betas dos ativos que compunham o portfólio nesta data. O beta do portfólio para cada um dos 145 meses de ranqueamento foi então computado como uma média dos betas do portfólio dos 12 meses do período de teste. O índice de liquidez foi calculado da mesma forma que os betas, primeiramente o índice de liquidez a cada mês do período de teste como uma média dos índices de liquidez das ações que compunham o portfólio e depois o índice de liquidez do portfólio como uma média dos índices de liquidez do período de teste²⁴ para o portfólio.

Com estas séries em mãos rodamos um painel por Método dos Momentos Generalizados (MMG),²⁵ utilizando a regressão (5) e 1450 observações. A estimativa por MMG é adequada porque por estarmos utilizando betas estimados como variável, não podemos garantir que o regressor seja descorrelatado do erro em virtude do erro de mensuração da variável estimada. O uso de variáveis instrumentais faz com que apenas a parte do regressor correlacionada com a variável instrumental e ortogonal ao erro seja utilizada na regressão garantindo a consistência dos estimadores. Os resultados são mostrados a seguir. As séries escolhidas como instrumentos foram as séries de $\log(\text{IN})$ e betas defasadas por estarem altamente correlacionadas com os regressores e descorrelatadas com o erro no tempo t , exatamente o que se espera de um instrumento, por definição.

É importante notar que de acordo com o índice utilizado para construir o beta dos ativos teremos o retorno dos portfólios ranqueados com base nestes betas, os próprios betas destes portfólios e o índice de liquidez destes portfólios, ou seja teremos três séries distintas de cada uma destas variáveis correspondentes aos três índices de mercado utilizados como medida do portfólio de mercado. Convém mencionar também que as estimativas feitas foram corrigidas para heterocedasticidade e autocorrelação.

Tabela 13

²⁴Usou-se aqui a forma funcional $\log(\text{IN})$.

²⁵A estimativa por MMG é uma estimativa robusta no sentido de que nenhuma informação a priori sobre a distribuição dos resíduos é requerida.

Excesso de Retorno Ajustado aos Betas (12 meses)

$$rp - rf = a_0 + a_1 \cdot \text{betap} + a_2 \log(\ln)p + \epsilon_p$$

	Beta Iba		Beta EW		Beta Ibov	
	coeficientes	estatística t	coeficientes	estatística t	coeficientes	estatística t
intercepto	0,9680	133,207	1,0102	269,194	0,9825	157,084
beta(p)	0,0279	6,842	0,0009	0,482	0,0223	5,050
log(ln)(p)	-0,0119	-9,909	-0,0043	-5,946	-0,0090	-9,474
R2	0,2018		0,0335		0,1023	
R2 ajustado	0,1894		0,0185		0,0059	

Estimativas corrigidas para heterocedasticidade e para autocorrelação serial, feitas por GMM usando como instrumentos as variáveis log(ln) e betas defasadas

Retornos Médio Bruto Mensal calculados segundo o Modelo de Mercado

rp10 estimado	1,0266	1,0303	1,0270
rp9 estimado	1,0266	1,0274	1,0267
rp2 estimado	1,0239	1,0231	1,0239
rp1 estimado	1,0356	1,0248	1,0334

Retornos Médio Bruto Mensal

rp10 amostral	1,031
rp9 amostral	1,029
rp2 amostral	1,019
rp1 amostral	1,017

Retorno Anormal

rp10 (amostral - estimado)	0,0049	0,0012	0,0045
rp 9 (amostral - estimado)	0,0024	0,0015	0,0022
rp 2 (amostral - estimado)	-0,0052	-0,0044	-0,0052
rp 1 (amostral - estimado)	-0,0188	-0,0081	-0,0167

Diferença nos Retornos Anormais (% am)

rp10-rp1	2,38%	0,93%	2,11%
rp10-rp2	1,01%	0,57%	0,97%
rp9-rp1	2,12%	0,96%	1,89%
rp9-rp2	0,76%	0,60%	0,74%

Tabela 14

Excesso de Retorno Ajustado aos Betas (24 meses)

$$rp - rf = a_0 + a_1 \cdot \text{betap} + a_2 \log(\ln)p + \epsilon_p$$

	Beta Iba		Beta EW		Beta Ibov	
	coeficientes	estatística t	coeficientes	estatística t	coeficientes	estatística t
intercepto	0.9005	116.029	0.9938	204.435	0.9489	179.379
beta(p)	0.0275	14.933	0.0027	2.062	0.0274	10.490
log(ln)(p)	-0.0237	-15.173	-0.0079	-6.964	-0.0146	-12.025
R2	0.6052		0.1228		0.4039	
R2 ajustado	0.4720		-0.0173		0.2678	

Estimativas corrigidas para heterocedasticidade e para autocorrelação serial, feitas por GMM usando como instrumentos as variáveis log(in) e betas defasadas

Retornos Médio Bruto Mensal calculados segundo o Modelo de Mercado

rp10 estimado	1.0261	1.0332	1.0224
rp9 estimado	1.0246	1.0274	1.0212
rp2 estimado	1.0279	1.0077	1.0251
rp1 estimado	1.0334	1.0218	1.0278

Retornos Médio Bruto Mensal

rp10 amostral	1.031
rp9 amostral	1.029
rp2 amostral	1.019
rp1 amostral	1.017

Retorno Anormal

rp10 (amostral - estimado)	0.0054	-0.0017	0.0091
rp 9 (amostral - estimado)	0.0044	0.0015	0.0078
rp 2 (amostral - estimado)	-0.0092	0.0110	-0.0064
rp 1 (amostral - estimado)	-0.0167	-0.0051	-0.0111

Diferença nos Retornos Anormais (% am)

rp10-rp1	2.20%	0.34%	2.02%
rp10-rp2	1.46%	-1.27%	1.56%
rp9-rp1	2.10%	0.66%	1.89%
rp9-rp2	1.36%	-0.95%	1.42%

Quanto ao problema de multicolinearidade que poderia surgir por estarmos usando variáveis correlacionadas (índice de liquidez e o beta) vale lembrar que este problema é essencialmente um problema amostral e de grau. A multicolinearidade afeta a precisão das estimativas e não sua magnitude. Uma das maneiras de se distinguir a presença de forte multicolinearidade é através da existência de R^2 elevados e estatísticas t muito baixas o que não parece ser o caso para as estimativas em questão. Outra forma de distingui-la seria a presença de correlação linear acima de 0,8 o que também não parece ser o caso pois a correlação entre o índice de liquidez e o beta calculado a partir do Iba é de 0,63, entre o índice de liquidez e o beta calculado a partir do EW é de 0,35 e finalmente entre o índice de liquidez e o beta calculado a partir do Ibovespa é de 0,62.

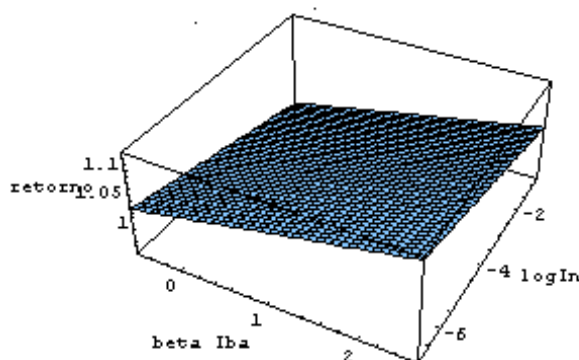
Analisando as tabelas encontramos que as estimativas para o prêmio de risco encontradas utilizando-se o Iba e o Ibovespa como portfólio de mercado não diferem muito, quando utilizamos o beta calculado a partir do período de ranqueamento de 12 meses. Como para o modelo rodado utilizando-se o índice de mercado EW a estimativa para o prêmio de risco não foi significativa e o R^2 muito baixo (tanto para os betas calculados a partir de 12 meses quanto para os calculados a partir de 24 meses) os parâmetros advindos deste modelo foram descartados.

Segundo a tabela 13 o prêmio de risco empírico fica em torno de 2% a 3% e o prêmio de liquidez em torno de -1% quando o beta de 12 meses é utilizado. Isto é, para cada aumento de uma unidade no beta o excesso de retorno tem que aumentar de 2 a 3% para que o agente mantenha o portfólio em carteira e, para um aumento de uma unidade no log do índice de liquidez o excesso de retorno pode descer 1% porque ações mais líquidas requerem um retorno menor. Quando o beta de 24 meses é utilizado o prêmio de risco empírico atinge 2,8% em relação ao Iba e 2,7% em relação ao Ibovespa.

O retorno anormal da estratégia p10-p1 fica em torno de 2%, para a estratégia p10-p2 em torno de 1%, para a estratégia p9-p1 2% e para a estratégia p9-p2 0,8%, para estimativas do beta utilizando 12 meses como período de ranqueamento. Utilizando o beta com período de ranqueamento de 24 meses as estimativas para p10-p1 e p9-p1 se mantêm, alterando-se as demais. As estimativas para p10-p1 e p9-p1 parecem ser então bastante robustas.

Nas figuras abaixo plotamos os planos estimados (o modelo de fatores) para os 10 portfólios formados com base no ranqueamento dos betas 12 meses, utilizando tanto o Iba quanto o Ibovespa como portfólio de mercado.

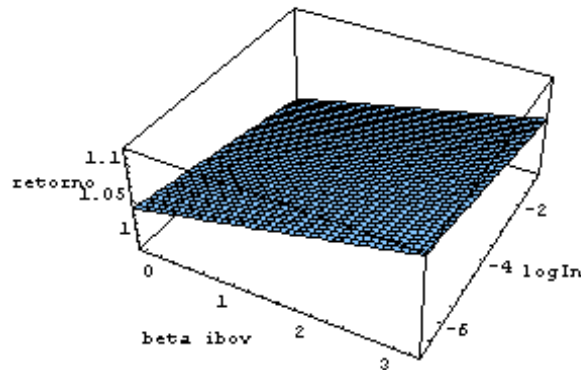
Figura 4



Usando dados mensais o portfólio perdedor tem uma performance superior a um portfólio de mesmo beta de 4,9% (utilizando-se o Iba como portfólio de mercado) e o portfólio vencedor tem uma performance pior que um portfólio de mesmo beta de 1,88%. Os desvios em relação a este plano dão uma estimativa do retorno anormal que no caso totaliza 2,38%, um valor ligeiramente maior do que a estimativa encontrada na tabela 1 de 2,1% para o alfa. A diferença entre estes dois números pode ser atribuída a diferentes hipóteses sobre a inclinação da Security Market Line (SML). Analogamente utilizando-se o Ibovespa como portfólio de mercado os desvios em relação ao plano totalizam 2,11%, um valor também maior do que o previamente estimado de 1,8%.

Verificamos então que o uso do prêmio de risco teórico do CAPM resulta numa estimativa mais baixa do efeito de “overreaction” do que quando o prêmio de risco empírico é utilizado, corroborando a evidência encontrada por Chopra et al (1992).

Figura 5



5.2 Excesso de retorno ajustado ao tamanho

A relação entre tamanho²⁶ da firma e retorno em excesso ao previsto pelo CAPM foram estudados por Banz (1981), Reinganum (1981), Fama e French (1992) entre outros.²⁷ Banz (1981) e Reinganum (1981) evidenciaram que, na média, firmas com pequena capitalização de mercado obtêm retornos significativamente maiores do que as firmas com grande capitalização de mercado, mesmo ajustando-se para diferenças entre os betas. Concomitantemente, Zarowin (1990) argumenta que a performance superior do portfólio perdedor em relação ao portfólio vencedor não se deve ao efeito de “overreaction” e sim é uma manifestação do tamanho ou do efeito janeiro, uma vez que ao final do período de ordenamento o portfólio perdedor tende a ser de firmas menores do que o portfólio vencedor.

Isto posto, para verificação da hipótese de ineficiência dos mercados, fruto de um comportamento irracional por parte dos investidores, um ajustamento para “tamanho” é apropriado para que se possa separar quanto do retorno anormal é devido ao efeito do tamanho e quanto é um retorno anormal realmente. Chopra et al. (1992) encontraram evidência de que mantendo-se o tamanho constante, os retornos são maiores quanto menores forem os retornos anteriores e mantendo-se o retorno constante o retorno é maior quanto menor for o tamanho,²⁸ utilizando dados da bolsa de Nova York.

Para o mercado acionário brasileiro, Costa Jr e Neves (2000) utilizando uma amostra de 1986 a 1996 para dados da Bovespa encontraram também uma relação

²⁶Tamanho aqui é medido pela capitalização de mercado que é igual ao preço da ação multiplicado pelo número de ações existente.

²⁷Para uma revisão da literatura ver Schwert (1983).

²⁸Chopra et al (1992) mostram que, para o mercado acionário norte-americano, na média, mantendo-se o tamanho constante, o quintil extremo dos perdedores têm um retorno médio anual 5.4% maior do que o quintil extremo dos vencedores. Além disso, na média, mantendo-se o retorno prévio constante, o quintil com o menor tamanho têm um retorno médio anual 8.2% maior do que o quintil com o maior tamanho.

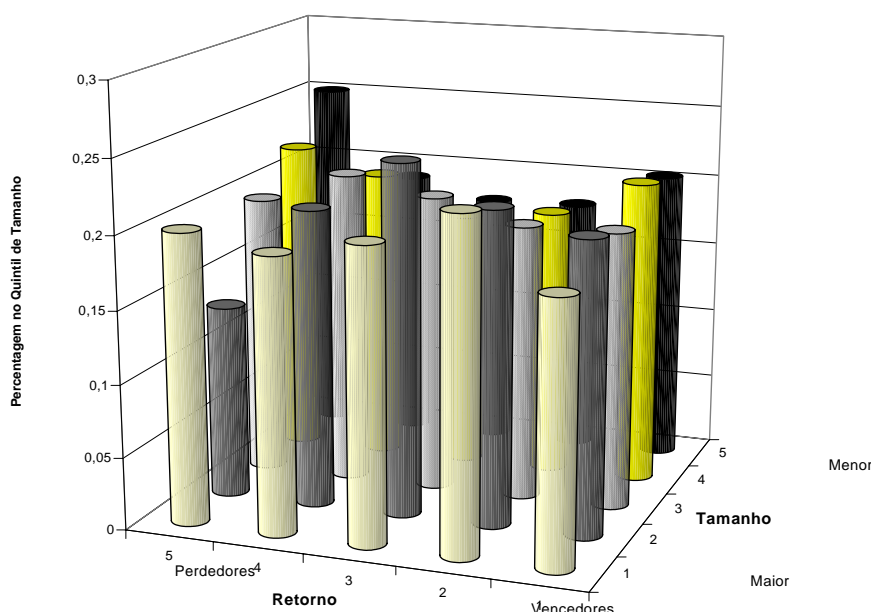
negativa entre o retorno das carteiras e a variável tamanho, ou seja concluíram pela existência de efeito tamanho no período analisado. Mellone Jr (1999) encontrou resultado semelhante para o período de janeiro de 1994 a agosto de 1998, bem como Costa Jr e O'Hanlon (1991) para o período entre 1970 e 1989. Em contrapartida, Braga e Leal (2001) não encontraram efeito tamanho entre 1991 e 1998 e Rodrigues (2000) encontrou um efeito tamanho favorável às ações de empresas de maior valor de mercado.

Estudos internacionais como Rouwenhorst (1999) e Barry et alli (1997) também não encontraram evidência de efeito tamanho, sendo que o estudo de Barry et alli (1997) examina a América Latina de forma agregada não encontrando efeito tamanho para a região. Claessens et alli (1999), por sua vez encontraram uma relação direta entre o tamanho das empresas com o prêmio de risco em dólar de 25 ações brasileiras entre 1988 e 1992.

Em primeiro lugar, tendo em vista que os resultados encontrados anteriormente estão longe de serem conclusivos a respeito da existência ou não de efeito tamanho no mercado acionário brasileiro, queremos verificar a existência ou não deste efeito na nossa amostra. Em sendo o caso, um ajuste para tamanho seria justificável.

A figura 6 nos mostra a distribuição conjunta das firmas caracterizadas por tamanho e retorno. Para cada quintil classificado pelo tamanho observamos sua composição em termos das firmas ranqueadas por retorno prévio.²⁹

Figura 6



Pela figura observamos que aproximadamente 25% do quintil de menor capitalização (quintil 5), é composto pelas firmas que estão no quintil com menor

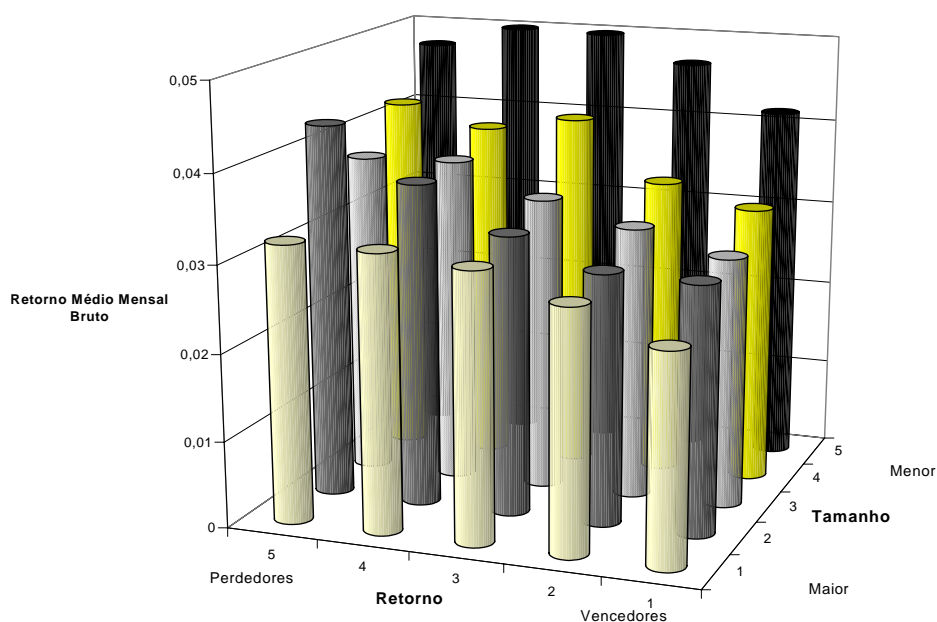
²⁹Plotamos quintis ao invés de decis para facilitar a visualização porque 100 portfólios (10 x 10) iriam produzir uma figura muito confusa comparado aos 25 portfólios utilizados.

retorno prévio (quartil 5), enquanto que as firmas com maior retorno prévio (quartil 1) totalizam 20% da composição. Apesar da maior parte das firmas classificadas no quartil com menor tamanho estar concentrada no quartil de perdedores, a diferença de concentração em termos de firmas previamente perdedoras e vencedoras é pequena, o que nos fornece a priori apenas um indício de haver uma correlação negativa entre tamanho e retorno; no sentido de que os perdedores tenham menor capitalização de mercado em média do que os vencedores.

Para dados americanos Chopra et al. (1992) mostram que o quartil com menor capitalização de mercado é composto por 40% de firmas perdedoras e 10% de firmas ganhadoras, revelando portanto uma correlação muito forte entre tamanho e retorno para dados americanos.

Na figura 7 plotamos a distribuição conjunta dos retornos mensais para os mesmos quintis usados na figura 6. Analisando a figura 7 percebemos que mantendo o quartil classificado por retorno constante, os retornos são maiores quanto menor for a capitalização. Já mantendo-se a capitalização constante (quintis classificados por tamanho) não podemos afirmar que o retorno seja maior quanto menor for o retorno anterior, há no entanto uma tendência para que mantendo-se o tamanho fixo, o retorno aumente quanto menor tiver sido o retorno anterior.

Figura 7



Diante do exposto procedemos o cômputo do retorno dos portfólios classificados de acordo com o tamanho. Na tabela observamos claramente que quanto menor o tamanho maior o retorno subsequente, tanto quando utilizamos a amostra toda ou quando utilizamos apenas uma amostra restrita, expurgando da amostra todas as ações que previamente pertenceram aos portfólios perdedores ou vencedores

(portfólios 10 e 1) no intuito de maximizar a distinção entre o efeito de “overreaction” e o efeito tamanho. Os resultados estão reportados abaixo:

Tabela 15

Decis classificados por Tamanho
Período de Formação: 12 meses
Período de Teste : 12 meses
número de observações: 151
Início: fevereiro-87
Término: agosto-99

Retorno Médio Bruto Mensal						
		Portfolios Ranqueados por Retorno Acumulado	Portfolios Ranqueados por Tamanho Amostra total	Portfolios Ranqueados por Tamanho Amostra Restrita	Capitalização Média Amostra total Amostra Restrita (em milhares de Reais)	
	portfólios	(rp) 1				
menor	10	1,032	1,049	1,032	1878,9	10656,5
	9	1,029	1,037	1,023	7113,3	31989,2
	8	1,031	1,033	1,022	16185,0	56046,7
	7	1,026	1,026	1,019	29832,3	85826,8
	6	1,024	1,022	1,012	50098,8	131927,1
	5	1,023	1,018	1,012	80342,6	218820,0
	4	1,021	1,018	1,012	138190,8	471007,7
	3	1,021	1,014	1,022	272781,3	876520,7
	2	1,019	1,024	1,023	839921,4	13271984,0
maior	1	1,017	1,005	1,017	1761217597,3	686527220,4
Média		1,02	1,02	1,02	176265394,16	70168199,92
p10-p1		0,015	0,043	0,015		
p-value *		0,006	0,000	0,004		
p10-p2		0,014	0,025	0,009		
p-value *		0,007	0,000	0,052		
p9-p1		0,012	0,031	0,006		
p-value *		0,004	0,000	0,346		
p9-p2		0,010	0,013	0,000		
p-value *		0,001	0,001	0,926		

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West, com o q número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

As diferenças nos retornos encontradas entre as menores firmas e as maiores são altamente significativas quando utilizamos a amostra toda e permanecem positivas porém menos significativas quando a amostra restrita é utilizada. Diante do exposto concluímos haver evidência de efeito tamanho na amostra utilizada para o período considerado e prosseguimos então com a realização de um ajuste para tamanho para observar, se a despeito deste efeito, a diferença entre os portfólios perdedores e vencedores permanece positiva e significativa.

Para construir os retornos ajustados para tamanho as firmas serão ranqueadas com base na sua capitalização de mercado ao final de cada um dos períodos de ranqueamento e atribuídas a um de 10 portfólios formados com base no tamanho. Para cada um dos 10 portfolios formados com base no retorno é formado um portfolio controlado para tamanho da seguinte forma: o portfolio controlado para tamanho é construído de forma a ter a mesma composição em termos de tamanho, isto é, a mesma capitalização média, do que o seu correspondente portfolio formado com base no

retorno, a partir de uma combinação convexa dos portfólios ranqueados por tamanho. É fato que existiriam inúmeras formas de se fazer esta combinação convexa, foi então arbitrado que a mesma seria feita entre os portfólios classificados por tamanho cujas capitalizações médias fossem imediatamente adjacentes à capitalização média do portfólio classificado por retorno. Este procedimento é adotado para permitir inferir-se quanto do retorno do portfólio é proveniente apenas do tamanho que aquele portfólio possui (sua capitalização média) e quanto é fruto de erros de avaliação por parte do agente.

Tabela 16

Decis classificados por Tamanho

Período de Formação: 12 meses

Período de Teste : 12 meses

número de observações: 151

Início: fevereiro-87

Término: agosto-99

		Retorno Médio Bruto Mensal (%)			Retornos Ajustados para tamanho		
		Portfólios Ranqueados por Retorno Acumulado	Portfólios controlados para tamanho				
			Amostra total	Amostra Restrita	Diferença	$e = rp - rs$	
	portfólios	(rp) 1	(rs) 2	(rs) 3	2 - 3 4	1 - 2 5	1 - 3 6
menor	10	1,032	1,020	1,020	0,000	0,013	0,012
	9	1,029	1,019	1,019	0,000	0,010	0,010
	8	1,031	1,019	1,016	0,003	0,012	0,015
	7	1,026	1,021	1,018	0,003	0,005	0,008
	6	1,024	1,021	1,019	0,001	0,003	0,005
	5	1,023	1,020	1,019	0,001	0,003	0,004
	4	1,021	1,020	1,019	0,001	0,001	0,002
	3	1,021	1,020	1,019	0,001	0,001	0,003
	2	1,019	1,019	1,019	0,000	0,000	0,000
maior	1	1,017	1,019	1,016	0,003	-0,002	0,001
Média		1,02	1,02	1,02	0,00	0,00	0,01
p10-p1		0,015	0,001	0,004	-0,003	0,014	0,011
p-value *		0,006	0,491	0,324	0,291	0,001	0,072
p10-p2		0,014	0,001	0,001	-0,001	0,013	0,012
p-value *		0,007	0,433	0,731	0,483	0,000	0,033
p9-p1		0,012	0,000	0,003	-0,002	0,011	0,009
p-value *		0,004	0,740	0,361	0,248	0,002	0,037
p9-p2		0,010	0,000	0,000	0,000	0,010	0,010
p-value *		0,001	0,698	0,950	0,736	0,000	0,002

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West, com o q número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

Olhando para a coluna 6 observamos que o efeito tamanho é responsável por apenas 0,4% da diferença do retorno entre o portfólio perdedor e o vencedor, isto é, a despeito da influência do tamanho no retorno do portfólio continua existindo uma diferença positiva e significativa (alguns ao nível de 10% de significância) no retorno dos portfólios extremos e adjacentes. Ou seja a diferença encontrada entre os retornos é maior do que a que seria justificada por um efeito tamanho apenas. Em termos anuais a diferença de retorno entre os portfólios 10 e 1 seria de 14,33%, entre os portfólios 10 e 2 de 15,97%, entre os portfólios 9 e 1 de 11,23% e entre os

portfólios 9 e 2 de 12,82%, depois de controlado para o efeito tamanho. O número médio de ações por portfólio foi de 18 quando a amostra toda foi utilizada e de 10 ações quando a amostra restrita foi usada. Encontramos portanto um efeito de “overreaction” maior do que o que seria justificado pelo efeito tamanho, corroborando portanto as conclusões de De Bondt e Thaler (1985) e Chopra et al. (1992).

5.3 Padrão sazonal

Como visto na seção anterior, investigações empíricas recentes sobre o CAPM reportam a existência de retornos anormais que parecem ser negativamente relacionados ao tamanho das ações. Keim (1983) mostra que a relação empírica entre retorno e tamanho é sempre negativa e mais pronunciada em janeiro do que em qualquer outro mês. Keim reporta que aproximadamente metade do efeito tamanho pode ser atribuída ao mês de janeiro e que a maior parte do prêmio de janeiro ocorre nos primeiros dias úteis do mês. O estudo de Keim (1993) indica que a natureza do padrão sazonal é sistematicamente relacionada com a capitalização de mercado, ou seja, evidencia a existência de uma anomalia dentro de outra anomalia.

As duas principais hipóteses existentes para explicar a anomalia descrita são a hipótese do efeito tax-loss selling e a hipótese da informação.³⁰ Segundo Costa Jr e O’ Hanlon (2000) “a hipótese do efeito tax-loss selling diz que em mercados onde existe taxa sobre ganhos de capital, os investidores que possuem ações que sofreram perdas de valor ao longo do ano são motivados a vendê-las ao final do ano fiscal (dezembro, nos EUA), para fins de abatimento no imposto de renda. No início do próximo exercício, com o fim das pressões de venda, os preços, que estavam deprimidos, voltam ao equilíbrio e, portanto, as ações que tiveram um declínio artificial no final do período anterior sofrem um retorno acima do normalmente esperado. Além disso, as ações de pequenas empresas, devido à maior volatilidade de seus retornos, têm probabilidade de sofrer maiores perdas ao longo do ano, o que explicaria ser o efeito janeiro mais intenso em relação às ações dessas empresas.

A hipótese da informação, proposta por Keim (1983), salienta que o mês de janeiro é o mês em que iniciam e terminam diversos eventos financeiros e informacionais, tais como o início do ano fiscal para os investidores e a maioria das empresas, e quando as primeiras informações sobre lucros são conhecidas pelo mercado. Esse volume maior de informações disponível em janeiro faz com que o risco seja maior, pois aumenta a incerteza em razão das importantes informações que devem ser absorvidas pelo mercado. Dessa maneira, uma relação de equilíbrio baseada no binômio risco-retorno deve estabelecer um retorno esperado maior para o mês de janeiro. Além do mais, esse impacto deve ser maior para as pequenas empresas, já que elas têm menos informações disponíveis no mercado, aumentando o grau de incerteza a seu respeito e, por conseguinte, resultando num maior retorno esperado em seus papéis”.

Branch (1977), Roll (1982), Dyl (1977) fornecem evidência da associação do efeito janeiro com a hipótese de tax-loss selling. Roll (1983) também encontra evidência de efeito janeiro favorável à hipótese de tax-loss selling. Roll (1983) argumenta que a

³⁰Cabe mencionar que existem outras hipóteses para explicar a anomalia descrita, mas estas não serão tratadas aqui.

maior volatilidade das firmas pequenas faz com que as mesmas experimentem mais perdas no curto prazo os quais os investidores podem querer realizar por motivos fiscais antes do término do ano fiscal. Esta pressão de venda reduziria o preço das ações pequenas em dezembro tendo um repique em janeiro quando os investidores recompram as ações para reestabelecer as posições de investimento.

Já Reinganum (1983) e Barry e Brown (1984) argumentam que existe um efeito tamanho além do que o que poderia ser relacionado a um efeito de tax-loss selling. Reinganum (1983) indica, através de testes empíricos, que o retorno anormal verificado para firmas pequenas em janeiro parece ser consistente com a hipótese de tax-loss selling mas que esta hipótese não é suficiente para explicar a totalidade do efeito.

Brown, Keim, Kleidon e Marsh (1983), usando dados mensais de 1958 até 1981 do mercado australiano, escolhido em função de ter o ano fiscal terminando em junho ao invés de dezembro como no mercado norte-americano o que permitiria testar a hipótese de tax-loss selling; encontram para os meses de dezembro-janeiro e julho-agosto retornos médios maiores do que para os outros meses e detectam um efeito janeiro uniforme ao longo do ano. Concluem que a hipótese de tax-loss selling não é consistente com a presença conjunta dos efeitos tamanho e mês-do-ano no mercado australiano, apesar da existência de sazonalidades mensais. Brown et al (1983) concluem que a relação entre os impostos anuais nos EUA podem ser mais correlação do que causação.

Berges, Mc Connell e Schlarbaum (1984), por sua vez, investigam o mercado canadense. Como até 1972 o Canadá não possuía impostos sobre ganhos de capital, pela teoria não deveriam ser encontrados os efeitos janeiro e tamanho, segundo a hipótese citada, até essa data. Berges et al (1984), no entanto detectaram anomalias semelhantes às encontradas nos EUA, mesmo antes de 1972 utilizando uma amostra que abrangia o período de 1950 a 1980.

Ainda, Gultekin e Gultekin (1983) analisaram os índices de ações de 17 países com diferentes leis de imposto de renda sobre ganhos de capital e com diferentes meses de início do ano fiscal e encontram o efeito janeiro na maioria desses países.

Chan (1986) analisa a hipótese de tax-loss selling como uma explicação para a sazonalidade de janeiro. Expectativas racionais implicariam pouca relação entre a sazonalidade de janeiro e perdas no longo prazo. Resultados empíricos mostram que a sazonalidade de janeiro é fortemente relacionada com perdas no longo prazo. Esta evidência é inconsistente com um modelo que explique a sazonalidade de janeiro através de uma política ótima fiscal.

Para o Brasil, Costa Jr. e O'Hanlon (2000) não encontram evidência de efeito janeiro para o período de 70 a 89 e concluem que como no Brasil não existia imposto sobre ganho de capital durante o período abrangido pelo estudo não seria esperada a existência do efeito mês-do-ano dando suporte, ainda que indiretamente, à hipótese de "tax-loss selling".

Bonomo, Torres e Fernandes (2001) investigam versões do modelo de passeio aleatório dos preços dos ativos em diversos horizontes de tempo, para carteiras diversificadas de ações no mercado brasileiro, e revelam a existência de sazonalidades mensais em outubro e novembro. Não verificam a sazonalidade de janeiro para a

amostra utilizada abrangendo o período de 1986 a 1998.

Claessens et alli (1995) fazendo um estudo para mercados emergentes também não encontram evidência de efeito janeiro para o Brasil. No entanto, segundo Costa Jr e O'Hanlon, o ponto fraco do estudo reside no uso de índices, os quais não permitem discriminar entre o efeito tamanho e o efeito janeiro.

Para dados americanos, Chopra et al. (1992) mostram que a diferença no retorno médio anual e de janeiro entre os portfólios extremos é significativamente diferente de zero, enquanto o retorno médio de fevereiro-dezembro não é significativamente diferente de zero a níveis convencionais de significância.

No Brasil, como os impostos sobre ganhos de capital são pagos ao fim de cada mês, haveria menos incentivo para que os agentes agissem da forma prevista pela hipótese de tax-loss selling, logo poderíamos esperar que a sazonalidade de janeiro não ocorresse para dados brasileiros. Na tabela abaixo observamos a evidência existente.

Tabela 17

Padrão sazonal para os decis classificados por retorno e ajustados para tamanho

Período de formação: 12 meses

Período de Teste: 12 meses

Início: fevereiro-87

Término: agosto-99

		Retorno Médio Bruto (%)			Retornos Ajustados para Tamanho		
		Mensal	Jan	Fev-Dez	Mensal	Jan	Fev-Dez
		(rp)			$e = rp - rs$		
portfólios		1	2	3	1-4 7	2-5 8	3-6 9
menor	10	1,0322	1,015	1,018	0,012	0,008	0,004
	9	1,0290	1,012	1,017	0,010	0,006	0,003
	8	1,0307	1,012	1,019	0,015	0,004	0,010
	7	1,0263	1,010	1,016	0,008	0,003	0,005
	6	1,0238	1,008	1,016	0,005	0,001	0,003
	5	1,0233	1,008	1,015	0,004	0,002	0,002
	4	1,0214	1,007	1,014	0,002	0,001	0,001
	3	1,0214	1,007	1,014	0,003	0,000	0,002
	2	1,0187	1,006	1,013	0,000	-0,002	0,002
maior	1	1,0174	1,007	1,011	0,001	-0,001	0,002
Média		1,0244	1,0091	1,0153	0,0059	0,0023	0,0035
p10-p1		0,015	0,008	0,007	0,011	0,009	0,002
p-value *		0,006	0,000	0,223	0,072	0,000	0,707
p10-p2		0,014	0,009	0,004	0,012	0,010	0,002
p-value *		0,007	0,000	0,407	0,033	0,000	0,710
p9-p1		0,012	0,006	0,006	0,009	0,007	0,001
p-value *		0,004	0,003	0,094	0,037	0,000	0,754
p9-p2		0,010	0,007	0,004	0,010	0,009	0,001
p-value *		0,001	0,000	0,157	0,002	0,000	0,697

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West, com o q número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

Da tabela percebemos que há um forte indicio de efeito janeiro para o período utilizado, contrapondo-se à intuição anterior,³¹ mesmo controlando-se para o efeito

³¹Replicamos a tabela tanto aumentando o período de formação quanto o de teste e o resultado encontrado foi o mesmo como pode ser visto no apêndice. A sazonalidade de janeiro permanece até dois anos depois do período de teste.

tamanho. Uma possível explicação para a evidência encontrada poderia ser a integração existente entre o mercado acionário brasileiro e o norte-americano, o que levaria o mercado acionário brasileiro a mimetizar o comportamento dos investidores nos EUA. Ou seja, na hipótese dos 2 mercados serem integrados a sazonalidade de janeiro pode aparecer no mercado acionário brasileiro para prevenir qualquer possibilidade de arbitragem.³²

Para verificar esta hipótese, ancorado no resultado encontrado por Castro (2001) de que o Brasil tornou-se mais integrado ao mercado mundial em maio de 1991, particionamos a amostra em dois períodos: o primeiro indo de fevereiro de 1987 a abril de 1991 e o segundo indo de maio de 1991 à agosto de 1999. Se a hipótese previamente levantada estiver correta, esperaríamos que antes de maio de 1991 não houvesse nenhum indício de sazonalidade e que a mesma só se manifestasse a partir de maio do referido ano. Mais uma vez não é o que encontramos como pode ser visto na tabela abaixo. O retorno ajustado para tamanho em janeiro é altamente significativo enquanto que para fevereiro-dezembro não:

Tabela 18

Padrão sazonal para os decis classificados por retorno e ajustados para tamanho

Período de formação: 12 meses

Período de Teste: 12 meses

Início: fevereiro-87

Término: abril-91

		Retorno Médio Bruto (%)			Retornos Ajustados para Tamanho		
		Mensal	Jan	Fev-Dez	Mensal	Jan	Fev-Dez
		(rp)			$e = rp - rs$		
		1	2	3	1-4	2-5	3-6
portfólios		7	8	9			
menor	10	1,0181	1,017	1,003	0,001	0,007	-0,005
	9	1,0204	1,015	1,006	0,000	0,005	-0,005
	8	1,0343	1,015	1,020	0,018	0,004	0,014
	7	1,0280	1,012	1,016	0,007	0,002	0,005
	6	1,0254	1,009	1,016	0,006	-0,002	0,008
	5	1,0204	1,010	1,011	0,001	-0,001	0,002
	4	1,0186	1,007	1,012	0,001	-0,003	0,003
	3	1,0153	1,008	1,008	-0,008	-0,004	-0,004
	2	1,0094	1,005	1,004	-0,011	-0,006	-0,005
	1	1,0091	1,007	1,002	-0,004	-0,004	0,000
Média		1,0199	1,0105	1,0097	0,0011	-0,0003	0,0013
p10-p1		0,009	0,009	0,000	0,005	0,011	-0,005
p-value *		0,093	0,002	0,944	0,690	0,000	0,672
p10-p2		0,009	0,011	-0,002	0,012	0,013	0,000
p-value *		0,215	0,000	0,839	0,358	0,000	0,987
p9-p1		0,011	0,007	0,004	0,004	0,009	-0,005
p-value *		0,088	0,000	0,482	0,576	0,001	0,482
p9-p2		0,011	0,009	0,002	0,011	0,011	0,000
p-value *		0,012	0,000	0,640	0,103	0,000	0,944

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West, com o q número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

³²No entanto isto cria uma nova oportunidade de arbitragem para aqueles não sujeitos às leis americanas, o que aumenta a quantidade de pessoas capazes de lucrar com a queda de preço induzida pela hipótese de “tax-loss-selling”. Além disso, os ativos de maior interesse aqui, aqueles de firmas pequenas, não parecem ser de interesse primordial dos investidores estrangeiros.

Tabela 19

Padrão sazonal para os decis classificados por retorno e ajustados para tamanho
 Período de formação: 12 meses
 Período de Teste: 12 meses
 Início: maio-91
 Término: agosto-99

		Retorno Médio Bruto (%)			Retornos Ajustados para Tamanho		
		Mensal	Jan	Fev-Dez	Mensal	Jan	Fev-Dez
		(rp)			$e = rp - rs$		
portfólios		1	2	3	1-4 7	2-5 8	3-6 9
menor	10	1,0394	1,014	1,025	0,018	0,008	0,009
	9	1,0333	1,011	1,022	0,015	0,007	0,007
	8	1,0288	1,010	1,019	0,013	0,004	0,008
	7	1,0254	1,009	1,016	0,009	0,004	0,005
	6	1,0230	1,007	1,016	0,004	0,002	0,001
	5	1,0248	1,007	1,018	0,006	0,003	0,002
	4	1,0228	1,007	1,015	0,003	0,003	-0,001
	3	1,0245	1,007	1,018	0,008	0,003	0,005
	2	1,0234	1,006	1,018	0,005	0,000	0,006
maior	1	1,0216	1,006	1,015	0,004	0,001	0,003
Média		1,0267	1,0084	1,0181	0,0084	0,0036	0,0047
p10-p1		0,018	0,008	0,010	0,015	0,008	0,006
p-value *		0,019	0,004	0,188	0,034	0,001	0,324
p10-p2		0,016	0,008	0,008	0,013	0,009	0,004
p-value *		0,014	0,000	0,233	0,018	0,000	0,459
p9-p1		0,012	0,005	0,007	0,011	0,007	0,004
p-value *		0,016	0,056	0,119	0,025	0,015	0,390
p9-p2		0,010	0,005	0,004	0,009	0,008	0,002
p-value *		0,017	0,016	0,165	0,006	0,002	0,613

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West, com o q número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

Adicionalmente como sugerido por Bonomo, Torres e Fernandes (2001) de que há sazonalidade no retorno das ações em outubro e novembro decidimos verificar se o mesmo padrão sazonal é evidenciado no “cross-section” .

Tabela 20

Padrão sazonal para os decis classificados por retorno e ajustados para tamanho
Período de formação: 12 meses
Período de Teste: 12 meses
Início: fevereiro-87
Término: agosto-99

		Retorno Médio Bruto (%)			Retornos Ajustados para Tamanho		
		Mensal	Out	Acumulado	Mensal	Out	Acumulado
		(rp)			$e = rp - rs$		
		1	2	3	1-4	2-5	3-6
		7	8	9			
portfólios							
menor	10	1,0322	0,996	1,036	0,012	-0,001	0,013
	9	1,0290	0,997	1,032	0,010	-0,001	0,011
	8	1,0307	0,997	1,034	0,015	0,001	0,014
	7	1,0263	0,997	1,029	0,008	0,000	0,008
	6	1,0238	0,997	1,027	0,005	0,001	0,004
	5	1,0233	0,997	1,027	0,004	0,000	0,004
	4	1,0214	0,997	1,024	0,002	0,000	0,002
	3	1,0214	0,997	1,024	0,003	0,001	0,001
	2	1,0187	0,997	1,021	0,000	0,001	-0,001
maior	1	1,0174	0,997	1,021	0,001	0,001	0,000
Média		1,0244	0,9970	1,0275	0,0059	0,0003	0,0057
p10-p1		0,015	0,000	0,015	0,011	-0,002	0,014
p-value *		0,006	0,845	0,004	0,072	0,160	0,026
p10-p2		0,014	-0,001	0,014	0,012	-0,002	0,014
p-value *		0,007	0,347	0,004	0,033	0,209	0,011
p9-p1		0,012	0,000	0,012	0,009	-0,002	0,011
p-value *		0,004	0,921	0,004	0,037	0,130	0,011
p9-p2		0,010	-0,001	0,011	0,010	-0,001	0,011
p-value *		0,001	0,394	0,001	0,002	0,289	0,001

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West, com o q número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

Tabela 21

O que percebemos é que não há sazonalidade “cross-section” para outubro e novembro (tabela 22), isto é, todas as firmas perdem igual ou ganham igual em outubro e novembro, não havendo um grupo que perca ou ganhe mais.

Tabela 22

Padrão sazonal para os decis classificados por retorno e ajustados para tamanho
Período de formação: 12 meses
Período de Teste: 12 meses
Início: fevereiro-87
Término: agosto-99

		Retorno Médio Bruto (%)			Retornos Ajustados para Tamanho		
		Mensal	Nov	Acumulado	Mensal	Nov	Acumulado
		(rp)			$e = rp - rs$		
		1	2	3	1-4	2-5	3-6
		7	8	9			
portfólios							
menor	10	1,0322	0,996	1,036	0,012	-0,002	0,014
	9	1,0290	0,997	1,032	0,010	-0,002	0,012
	8	1,0307	0,998	1,033	0,015	-0,001	0,016
	7	1,0263	0,997	1,029	0,008	-0,002	0,010
	6	1,0238	0,997	1,027	0,005	-0,002	0,007
	5	1,0233	0,997	1,026	0,004	-0,003	0,007
	4	1,0214	0,998	1,024	0,002	-0,001	0,003
	3	1,0214	0,998	1,023	0,003	-0,002	0,004
	2	1,0187	0,997	1,022	0,000	-0,003	0,003
maior	1	1,0174	0,997	1,021	0,001	-0,002	0,003
Média		1,0244	0,9973	1,0273	0,0059	-0,0022	0,0081
p10-p1		0,015	0,000	0,015	0,011	0,000	0,011
p-value *		0,006	0,764	0,003	0,072	0,929	0,059
p10-p2		0,014	-0,001	0,014	0,012	0,001	0,012
p-value *		0,007	0,393	0,003	0,033	0,582	0,055
p9-p1		0,012	0,000	0,012	0,009	0,000	0,009
p-value *		0,004	0,944	0,004	0,037	0,853	0,022
p9-p2		0,010	0,000	0,011	0,010	0,001	0,009
p-value *		0,001	0,729	0,001	0,002	0,376	0,003

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West,
com o q número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

5.4 Excesso de retorno ajustado à liquidez

Uma vez que no cômputo do modelo de fatores na seção 5.1 inferimos que a variável liquidez é altamente significativa, nesta seção procedemos ao cômputo do retorno ajustado para liquidez. Nosso objetivo é verificar o quanto da diferença encontrada no retorno dos portfólios pode ser atribuída a uma diferença de liquidez entre os mesmos.

Primeiramente, a cada mês ranqueamos as ações pelo índice de liquidez em bolsa e classificamos as ações em decis construindo os portfólios. Estes portfólios são então acompanhados durante os 12 meses subseqüentes ao período de formação e o seus retornos são computados como uma média do retorno do período. Este procedimento é o mesmo adotado na seção 4.1, a única diferença é a maneira pela qual as ações são ranqueadas.

Tabela 23

Decis classificados por In
Período de Formação: 12 meses
Período de Teste : 12 meses
número de observações: 148
Início: maio-87
Término: agosto-99

Retorno Médio Bruto Mensal

		Portfólios Ranqueados por Retorno Acumulado	Portfólios Ranqueados por In		Liquidez Média	
			Amostra total	Amostra Restrita	Amostra total	Amostra Restrita
portfólios						
menor	10	1,032	1,052	1,032	0,0	0,0
	9	1,029	1,039	1,025	0,0	0,0
	8	1,031	1,025	1,020	0,0	0,0
	7	1,026	1,030	1,017	0,0	0,1
	6	1,024	1,024	1,009	0,0	0,1
	5	1,023	1,020	1,012	0,1	0,2
	4	1,021	1,015	1,016	0,1	0,2
	3	1,021	1,009	1,013	0,2	0,4
	2	1,019	1,014	1,020	0,4	1,1
maior	1	1,017	1,013	1,019	3,6	3,3
Média		1,02	1,02	1,02	0,45	0,55
p10-p1		0,015	0,039	0,013		
p-value *		0,006	0,000	0,013		
p10-p2		0,014	0,038	0,012		
p-value *		0,007	0,000	0,004		
p9-p1		0,012	0,026	0,006		
p-value *		0,004	0,000	0,171		
p9-p2		0,010	0,025	0,005		
p-value *		0,001	0,000	0,185		

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West,
com o q número de truncagem do lag =4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

Da tabela inferimos que os portfólios com menor liquidez têm maior retorno tanto para a amostra toda quanto para amostra na qual foram expurgadas as ações previamente pertencentes aos portfólios perdedor e vencedor (10 e 1, respectivamente). Tal resultado levanta a hipótese que a diferença de retorno encontrada entre portfólios perdedores e vencedores possa ser advinda de uma diferença de liquidez entre os mesmos e não de desvios de racionalidade sistemáticos por parte do agente. Para verificarmos esta hipótese fizemos um controle para liquidez, de maneira análoga ao que foi feito para o controle de tamanho.

Tabela 24

Decis classificados por In
 Período de Formação: 12 meses
 Período de Teste : 12 meses
 número de observações: 148
 Início: maio-87
 Término: agosto-99

		Retorno Médio Bruto Mensal			Retornos Ajustados para liquidez		
		Portfólios Ranqueados por Retorno Acumulado	Portfólios controlados para IN			$e = rp - rs$	
			Amostra total	Amostra Restrita	Diferença		
	portfólios	(rp) 1	(rs) 2	(rs) 3	2 - 3 4	1 - 2 5	1 - 3 6
menor	10	1,032	1,019	1,021	-0,002	0,014	0,011
	9	1,029	1,017	1,018	-0,001	0,012	0,011
	8	1,031	1,013	1,016	-0,003	0,017	0,014
	7	1,026	1,013	1,017	-0,004	0,013	0,009
	6	1,024	1,014	1,014	0,000	0,010	0,010
	5	1,023	1,014	1,016	-0,001	0,009	0,008
	4	1,021	1,014	1,017	-0,004	0,008	0,004
	3	1,021	1,013	1,015	-0,001	0,008	0,007
	2	1,019	1,013	1,012	0,001	0,006	0,006
	1	1,017	1,015	1,018	-0,003	0,003	0,000
Média		1,02	1,01	1,02	0,00	0,01	0,01
p10-p1		0,015	0,004	0,003	0,000	0,011	0,012
p-value *		0,006	0,121	0,283	0,909	0,060	0,060
p10-p2		0,014	0,005	0,009	-0,003	0,008	0,005
p-value *		0,007	0,015	0,002	0,218	0,119	0,390
p9-p1		0,012	0,003	0,000	0,002	0,009	0,011
p-value *		0,004	0,288	0,874	0,357	0,062	0,028
p9-p2		0,010	0,004	0,006	-0,001	0,006	0,005
p-value *		0,001	0,021	0,014	0,506	0,108	0,288

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West, com o q número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

O que observamos é que as diferenças dos retornos ajustados para liquidez continuam todas positivas embora algumas não sejam significativas. Para a estratégia p10-p1 e p9-p1 há nitidamente um efeito de “overreaction” além daquele que seria atribuído apenas a um efeito de liquidez do portfólio, mas para as outras estratégias (p10-p2 e p9-p2) não podemos afirmar que há uma diferença de retornos encontrada além daquela que poderia ser atribuída a uma diferença de liquidez entre os portfólios.

5.5 Testes de Regressões Múltiplas

Nas seções anteriores foi feito o controle separadamente para beta, tamanho e liquidez no cômputo dos retornos anormais. Nesta seção será apresentado um teste de regressão múltipla que simultaneamente incorpora o efeito do beta, tamanho, liquidez e retornos prévios no retorno do período de pós-ranqueamento (período de teste), levando em conta a correlação entre eles. Esta análise é feita usando-se 100 portfólios, cada um contendo um número desigual de firmas, formados com base em ranqueamentos independentes com respeito ao tamanho das firmas e retornos prévios. Isto assegura que as firmas pertencentes ao menor (maior) decil sejam realmente pequenas (grandes) com respeito a todas as firmas na amostra e não somente com

respeito à firmas no seu quintil de retorno prévio³³.

Para cada um destes portfólios o beta e o índice de liquidez são calculados de forma análoga à seção (5.1): para cada um dos 100 portfólios é feita uma regressão por MQO (4) usando até 151 observações dos retornos dos portfólios para cada um dos 12 meses do período de teste e então computamos uma média destes 12 números. Uma desvantagem deste método é que há muitos portfólios com observações inexistentes em alguns dos 151 meses de ranqueamento, devido ao fato dos portfólios serem construídos a partir de ranqueamentos independentes do tamanho e do retorno.

O excesso de retorno do portfólio ($r_p - r_f$) para determinado mês é calculado como uma média dos excessos de retorno dos ativos que compõem o portfólio naquele mês. O excesso de retorno do portfólio é então computado como o excesso de retorno médio de se reter o portfólio em carteira por 12 meses a partir da data de formação do portfólio. Com as séries de excesso de retorno dos portfólios, betas e liquidez estimamos a regressão (6) usando-se 100 portfólios construídos a partir de ranqueamentos independentes com base em retorno prévio e tamanho.

$$r_p - r_f = a_0 + a_1 Tamanho_p + a_2 Retorno_p + a_3 Betas_p + a_4 \log(In)_p + a_5 e_p \quad (6)$$

As variáveis explicativas são a capitalização de mercado (Tamanho) medida como o rank do portfolio (10 pequeno, 1 grande) , o retorno acumulado dos 12 meses anteriores (Retorno) medido como o rank do portfólio (10 perdedores, 1 ganhadores) , o beta do portfólio e o índice de liquidez do portfólio.

Os resultados podem ser vistos abaixo:

Tabela 25

rp - rf = a0 + a1 tamanhop + a2 retornop + a3 betap + a4 log(ln)p + ep						
	Iba		EW		Ibov	
	coeficientes	estatística t	coeficientes	estatística t	coeficientes	estatística t
intercepto	-0,0345	-3,498	-0,0370	-4,936	-0,0481	-6,184
tamanhop	0,0036	6,047	0,0028	7,050	0,0036	8,845
retornop	0,0010	3,589	0,0007	1,748	0,0006	1,774
betap	0,0166	1,204	0,0152	1,921	0,0318	3,253
log(ln)p	-0,0354	-2,897	-0,0067	-0,044	-0,0202	-1,251
9*coef. retorno	0,91%		0,59%		0,51%	
9*coef. tamanho	3,25%		2,49%		3,21%	
R2 ajustado	0,62		0,57		0,61	

Todas as 4 variáveis explicativas são significativamente diferentes de zero e os coeficientes têm o sinal previsto. O sinal positivo do coeficiente tamanho, por exemplo, nos diz que quanto maior o rank do tamanho maior o excesso de retorno, como o rank 10 é na verdade o menor portfólio o que o sinal do parâmetro nos informa é que quanto menor o portfólio maior o excesso de retorno que deve ser esperado, o que é condizente com o efeito tamanho que tínhamos identificado previamente. O coeficiente do Retorno de 0,0010 (usando o Iba como portfólio de mercado) implica que depois de controlar para tamanho, beta e liquidez, os perdedores extremos

³³Este método é o mesmo usado por Zarowin (1990).

excedem os vencedores extremos por 0,91% ao mês em média nos 12 meses do período de pós-ranqueamento.³⁴ Também vale a pena notar que o coeficiente do beta de 0,016 menor que o coeficiente de 0,027 encontrado na regressão (5), o que quer dizer que aparentemente as estimativas da Security Market Line (prêmio de risco empírico determinado anteriormente) para regressões univariadas sofrem de um viés de variável omitida.

Outro aspecto interessante é que a magnitude do efeito de “overreaction” é menor do que o efeito do tamanho, como pode ser visto a partir da comparação dos dois coeficientes, ao contrário do que acontece para dados americanos como reportado por Chopra et al. (1992).

Adicionalmente será permitido que o efeito de “overreaction” varie de acordo com o tamanho da firma, dependendo do portfólio ser formado de firmas pequenas, médias ou grandes. O objetivo é descobrir para qual tamanho de firma o efeito de “overreaction” é maior. Para isso introduzimos as dummies DS, DM e DL onde DS é uma variável dummy que assume o valor 1 se o portfólio pertence as 40% firmas menores, DM é uma variável dummy =1 se o portfólio pertence as 40% intermediárias e DL é uma variável dummy =1 se o portfólio pertence as 20% maiores.

Tabela 26

$$rp - rf = a0 + a1 \text{ tamanho} + a2 \text{ DS*retorno} + a3 \text{ DM*retorno} + a4 \text{ DL*retorno} + a5 \text{ betap} + a6 \log(\ln)p + ep$$

	Iba		EW		Ibov	
	coeficientes	estatística t	coeficientes	estatística t	coeficientes	estatística t
intercepto	-0,0379	-3,768	-0,0380	-5,035	-0,0482	-6,608
tamanho	0,0043	5,547	0,0036	6,297	0,0042	7,340
DS* retorno	0,0006	1,890	0,0004	1,021	0,0003	0,839
DM* retorno	0,0010	2,834	0,0007	1,448	0,0006	1,352
DL*retorno	0,0021	3,972	0,0020	2,229	0,0018	2,337
beta	0,0147	1,171	0,0108	1,640	0,0261	3,132
log(ln)	-0,0285	-3,034	0,0257	0,153	-0,0127	-0,866
9*coef DS*retorno	0,58%		0,39%		0,30%	
9*coef DM*retorno	0,86%		0,59%		0,51%	
9*coef DL*retorno	1,88%		1,81%		1,59%	
9*coef tamanho	3,84%		3,20%		3,75%	
R2 ajustado	0,66		0,62		0,66	

Revela-se que o efeito de “overreaction” é maior entre as firmas maiores, independente do índice de mercado utilizado. O coeficiente DS*Retorno (variável dummy que iguala-se a 1 se o portfolio é composto das firmas classificadas como as 40% menores) é de 0,006 implicando uma diferença de 0,58% ao mês entre os portfolios extremos para as 40% firmas menores, usando-se o Iba como portfólio de mercado. Para as firmas médias esta diferença nos retornos é de 0,86% e para as firmas grandes (as 20% maiores) esta diferença é de 1,88%. A evidência encontrada demonstra que o efeito de “overreaction” é maior para as firmas maiores. Chopra et al. (1992) reportam que o efeito é maior para firmas menores para dados americanos ao que eles atribuem que os indivíduos têm reações exageradas e as instituições não

³⁴Uma vez que tanto Retorno quanto Tamanho são medidos com o rank do portfólio, 0,0010 multiplicado por (10-1) resulta em 0.95% de diferença.

Este fato merece uma análise mais cuidadosa. Na tabela a seguir nós examinamos a extensão do efeito de “overreaction” para cada 1 dos 5 quintis construídos com base no tamanho, através de uma regressão usando as variáveis retorno, beta e liquidez como variáveis explicativas.

Cada uma das 5 regressões usa 20 portfólios dos 100 da tabela que corresponde ao grupo adequado (as estatísticas t encontram-se abaixo das estimativas dos coeficientes).

Tabela 27

$$rp - rf = a_0 + a_1 \text{ retorno} + a_2 \text{ beta} + a_3 \log(\ln) + ep$$

Decil de Tamanho	Intercepto	Estimativas dos coeficientes*			R2 ajustado	9 * coeficiente do retorno
		Retorno	Beta	Log(ln)		
5	-0,0070	0,0013	0,0184	0,2107	0,22	1,13%
	-1,008	1,754	0,913	1,857		
4	0,0018	0,0009	-0,0199	0,2748	0,13	0,79%
	0,182	1,989	-0,824	0,645		
3	-0,0099	0,0009	-0,0094	0,1606	0,17	0,82%
	-1,146	1,853	-0,733	0,801		
2	-0,0161	0,0016	-0,0026	0,2084	0,56	1,47%
	-1,770	4,730	-0,179	1,383		
1	-0,0308	0,0023	0,0090	-0,7010	0,80	2,04%
	-2,221	6,931	0,448	-8,676		

$$rp - rf = a_0 + a_1 \text{ retorno} + a_2 \text{ beta} + a_3 \log(\ln) + ep$$

Decil de Tamanho	Intercepto	Estimativas dos coeficientes*			R2 ajustado	9 * coeficiente do retorno
		Retorno	Beta	Log(ln)		
5	-0,0172	0,0004	0,0264	0,4010	0,29	0,35%
	-1,666	0,378	1,719	2,244		
4	-0,0197	-0,0004	0,0212	0,4763	0,21	-0,39%
	-1,777	-0,671	1,614	1,343		
3	-0,0027	0,0014	-0,0131	0,1130	0,24	1,25%
	-0,332	2,874	-1,405	0,440		
2	-0,0248	0,0012	0,0110	0,1280	0,53	1,08%
	-1,986	1,636	0,703	0,592		
1	-0,0348	0,0015	0,0152	-1,0111	0,47	1,33%
	-4,189	1,140	1,851	-1,510		

$$rp - rf = a_0 + a_1 \text{ retorno} + a_2 \text{ beta} + a_3 \log(\ln) + ep$$

Decil de Tamanho	Intercepto	Estimativas dos coeficientes*			R2 ajustado	9 * coeficiente do retorno
		Retorno	Beta	Log(ln)		
5	-0,0161	0,0006	0,0372	0,3737	0,29	0,56%
	-1,797	0,652	1,769	2,456		
4	-0,0123	0,0002	0,0145	0,4469	0,18	0,19%
	-0,854	0,360	0,573	1,476		
3	-0,0046	0,0010	-0,0130	0,0475	0,18	0,91%
	-0,472	2,399	-0,911	0,199		
2	-0,0423	0,0011	0,0385	0,2203	0,66	1,03%
	-2,570	2,496	1,587	1,045		
1	-0,0437	0,0021	0,0332	-1,7212	0,72	1,88%
	-6,377	1,651	3,464	-6,945		

* Estimativas corrigidas para autocorrelação serial

Como podemos ver da tabela o coeficiente do retorno é cada vez mais próximo de zero quanto menor é o decil (5 é o menor decil). A última coluna nos fornece uma estimativa da diferença mensal nos retornos entre o portfólio perdedor e o vencedor para cada decil de tamanho, mantendo-se beta e liquidez constantes.

As diferenças nos retornos estão plotadas nas figuras a seguir. No eixo x temos os decis de tamanho (de 1 a 5) e no eixo y a diferença mensal entre o retorno dos portfólios extremos. Como título especificamos a partir de que índice o beta utilizado foi construído. Assim betaibov, por exemplo, significa que o Ibovespa foi utilizado no cálculo do beta. Os números demonstram que para as firmas maiores o efeito de “overreaction” é da ordem de 2,04% am (27,36%aa) sendo que para as menores a diferença é de 1,13% (14,39%aa) usando o Iba como medida do portfólio de mercado.

Outro aspecto encontrado é que para as pequenas firmas tanto as variáveis explicativas beta quanto Retorno não apresentam coeficientes estatisticamente significativos e o R^2 destas regressões é baixo (entre 0,22 a 0,29), o que quer dizer que nem os retornos anteriores nem os betas explicam muito do retorno das pequenas firmas.

Figura 8

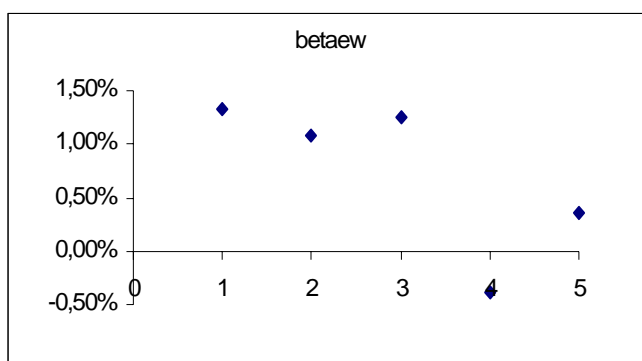


Figura 9

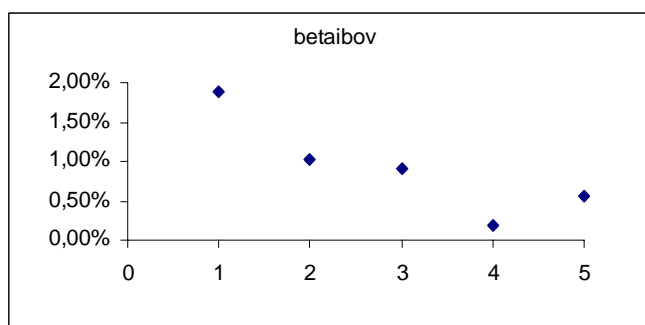
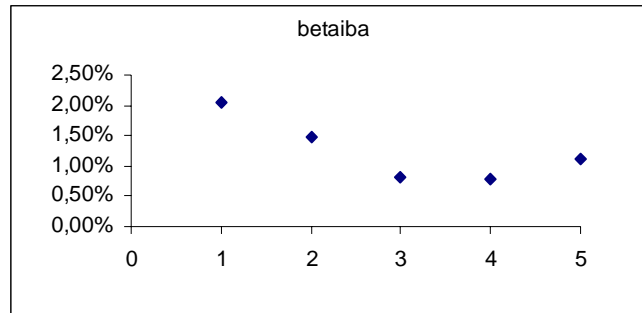


Figura 10



6 Evidência no Curto-Prazo

Muito embora o uso de estratégias contrárias tenha estado no centro do debate da literatura acadêmica recente, a literatura anterior em eficiência dos mercados de capitais teve seu foco de interesse em estratégias diretas³⁵.

Levy (1967) encontrou evidências para dados americanos de que uma estratégia de troca que consistisse em comprar ações com uma boa performance nas 27 semanas passadas atingia retornos anormais. Além disso, na prática, uma gama muito grande de gestores de fundos têm a tendência de comprar ações que aumentaram de preço no último trimestre. O sucesso destes fundos fornece uma sugestiva evidência de que a prática de estratégias diretas gera retornos anormais no curto prazo, ou dito de outra forma, no curto prazo temos momentum, com o portfólio perdedor continuando a perder e o portfólio ganhador continuando a ganhar.

Uma tentativa de reconciliar o uso de estratégias diretas e a literatura acadêmica recente, que aposta no uso de estratégias contrárias para gerar retornos anormais, é atribuir a discrepância à diferença entre os horizontes de tempo estudados. Por exemplo a evidência a favor de estratégias contrárias foca em estratégias baseadas em reversões no curtíssimo prazo (1 semana ou 1 mês) ou reversões no longo prazo (3 a 5 anos). No entanto investidores que usam estratégias diretas selecionam ações com base em sua performance nos últimos 3 a 12 meses.

Jegadeesh e Titman (1993) analisaram o uso de estratégias diretas no horizonte de 3 a 12 meses para dados americanos. Eles documentaram lucros significativos no período estudado para cada uma das estratégias examinadas³⁶.

Nosso objetivo nesta seção é investigar a evidência existente para prazos inferiores a um ano no intuito de verificar a hipótese de “momentum” no caso brasileiro. Usando a mesma metodologia e a mesma amostra da seção anterior estamos interessados em investigar a eficiência do mercado de ações examinando a lucratividade de algumas

³⁵ Estratégias que comprem ações que obtêm uma boa performance no passado recente e vendem ações que obtêm uma péssima performance.

³⁶ Além disto fizeram uma decomposição destes lucros em diferentes fontes e desenvolveram testes para examinar a importância relativa de cada uma. Os resultados indicaram que o lucro não poderia ser atribuído ao risco sistemático destas estratégias. No entanto as evidências eram consistentes com reações de preços defasadas a informações específicas das firmas. Testes adicionais indicaram que parte da mudança previsível nestes 3 a 12 meses poderia não ser permanente.

estratégias contrárias. As estratégias consideradas selecionam ações com base no seu retorno nos últimos 1,2,3,4 trimestres (período de formação) e então as mantém em carteira (período de teste) por 1,2,3,4 trimestres.

No total examinamos um conjunto de 16 estratégias as quais incluem períodos superpostos. Em qualquer mês t , cada estratégia mantém em carteira uma série de portfólios que são selecionados no mês corrente assim como nos meses anteriores.

Especificamente uma estratégia que seleciona ações com base no seu retorno nos últimos J meses e as mantém em carteira por K meses é construída da seguinte forma: no início de cada mês as ações são ordenadas decendentemente com base no seu retorno acumulado nos últimos J meses. Baseado neste ranking as ações são divididas em decis formando portfólios igualmente ponderados. O último decil é chamado de portfólio perdedor enquanto que o primeiro decil é chamado de portfólio vencedor. Em cada mês t , a estratégia compra o portfólio perdedor e vende o vencedor e mantém esta situação por K meses. Os valores de J e K para as diferentes estratégias estão indicados na primeira coluna e linha respectivamente. O portfólio de venda é um portfólio igualmente ponderado de ações perdedoras e o portfólio de compra é um portfólio igualmente ponderado de ações vencedoras.

Apresentaremos aqui somente os resultados referentes à estratégia p10-p1 e p10-p2 por motivos de espaço,³⁷ utilizando como índice de mercado o Ibovespa. Os resultados para as demais estratégias podem ser vistos no apêndice. Segundo Brito (1989) os portfólios contêm um número adequado de ações para diversificação, com um mínimo de 15 ações e uma média de 18 e 19 ações dependendo das diferentes combinações de período de formação e teste.

Tabela 28

<i>Diferença entre portfólio 10 e o portfólio 1 (% am)</i>				
Período de Formação	Período de Teste			
	3	6	9	12
3	3,07%	1,27%	1,10%	1,00%
p-value	0,002	0,082	0,055	0,033
alfa*	3,13%	1,39%	1,23%	1,11%
beta*	0,236	0,135	0,121	0,117
6	2,09%	1,09%	0,93%	1,02%
p-value	0,042	0,155	0,129	0,044
alfa*	2,06%	1,24%	1,07%	1,13%
beta*	0,183	0,133	0,144	0,147
9	2,13%	1,18%	1,16%	1,23%
p-value	0,048	0,139	0,062	0,016
alfa*	2,20%	1,35%	1,33%	1,35%
beta*	0,205	0,169	0,170	0,159
12	2,38%	1,80%	1,59%	1,49%
p-value	0,018	0,027	0,016	0,006
alfa*	2,44%	2,03%	1,80%	1,78%
beta*	0,249	0,195	0,172	0,140

* Calculados usando-se o Ibovespa como índice de mercado

Tabela 29

³⁷Também por motivos de espaço não apresentaremos as estratégias de curto prazo da maneira apresentada para o Longo Prazo, no entanto todas as tabelas encontram-se em posse do autor e estão disponíveis à eventual consulta.

Diferença entre portfólio 10 e o portfólio 2 (% am)

Período de Formação	Período de Teste			
	3	6	9	12
3	2,47%	1,43%	1,25%	1,11%
p-value	0,001	0,005	0,001	0,001
alfa*	2,74%	1,72%	1,52%	1,36%
beta*	0,195	0,106	0,077	0,065
6	1,63%	0,98%	0,87%	0,94%
p-value	0,049	0,099	0,053	0,015
alfa*	1,73%	1,27%	1,13%	1,15%
beta*	0,177	0,118	0,105	0,105
9	2,24%	1,12%	1,17%	1,18%
p-value	0,007	0,059	0,011	0,003
alfa*	2,33%	1,33%	1,37%	1,36%
beta*	0,133	0,103	0,097	0,079
12	1,95%	1,57%	1,40%	1,35%
p-value	0,013	0,016	0,012	0,007
alfa*	2,12%	1,81%	1,62%	1,67%
beta*	0,217	0,143	0,137	0,111

* Calculados usando-se o Ibovespa como índice de mercado

Em primeiro lugar o que verificamos é que ao contrário do que acontece no mercado acionário americano (Jegadeesh e Titman, 1993) a hipótese de “momentum” não se verifica no Brasil para o horizonte de tempo analisado.

Um resultado interessante que surge das tabelas é que independentemente do período de formação o período de teste que fornece a maior lucratividade tanto para a estratégia p10-p1 quanto para a estratégia p10-p2 é o de 3 meses. Já, fixando-se o período de teste, com exceção da estratégia 3/3, o período de formação de 12 meses resulta em lucros maiores para as estratégias mencionadas. Para as outras estratégias (p9-p1) e (p9-p2) tal resultado não se verifica, como pode ser visto no apêndice. Mais uma vez a diferença entre os betas é pequena não podendo ser responsável por uma grande parcela da diferença dos retornos encontrada. Outro resultado importante é que a estratégia de formação 3/3 é a mais lucrativa independente da estratégia de arbitragem adotada, sendo a diferença de retorno conseguida significativa a 10%. Em termos anuais podemos ver a magnitude das diferenças nas tabelas abaixo:

Tabela 30

Curto-Prazo

Diferença entre portfólio 10 e o portfólio 1 (%aa)

Período de Formação	Período de Teste			
	3	6	9	12
3	43,82%	16,36%	13,96%	12,69%
p-value	0,002	0,082	0,055	0,033
6	28,23%	13,85%	11,77%	12,97%
p-value	0,042	0,155	0,129	0,044
9	28,76%	15,10%	14,90%	15,82%
p-value	0,048	0,139	0,062	0,016
12	32,56%	23,92%	20,89%	19,39%
p-value	0,018	0,027	0,016	0,006

Tabela 31

Diferença entre portfólio 10 e o portfólio 2 (%aa)

Período de Formação	3	Período de Teste		
		6	9	12
3	33,97%	18,62%	16,10%	14,16%
p-value	0,001	0,005	0,001	0,001
6	21,37%	12,46%	10,93%	11,90%
p-value	0,049	0,099	0,053	0,015
9	30,52%	14,30%	14,94%	15,05%
p-value	0,007	0,059	0,011	0,003
12	26,03%	20,60%	18,12%	17,51%
p-value	0,013	0,016	0,012	0,007

A rentabilidade da estratégia 3/3 é de 43,82% em termos anuais, altamente significativa, sendo a parcela atribuída ao retorno anormal a maior dentre todas as estratégias.

Investigaremos então como é a lucratividade desta estratégia no período Pós-Real e Pré-Real, para examinar se o mesmo padrão encontrado para o longo prazo se verifica. O propósito é examinar se a lucratividade da estratégia está confinada a uma parcela da amostra em particular. A estratégia é então implementada em duas subamostras : uma antes do Plano Real (maio de 1986 até junho de 1994) e outra Pós-Plano Real (setembro de 1994 até julho de 2000)

Tabela 32

Decis classificados por retorno
Amostra até junho de 94
Período de Formação: 3 meses
Período de Teste : 3 meses
número de observações: 95
Início: maio-86
Término: abril-94

		Retorno Médio Bruto Mensal	IBA**		Índice EW		Ibovespa	
portfólios			alfa	beta	alfa	beta	alfa	beta
menor	10	1,044	0,02	1,16	0,02	1,15	0,03	0,85
	9	1,033	0,02	1,03	0,01	1,02	0,02	0,79
	8	1,028	0,01	1,02	0,01	1,01	0,02	0,78
	7	1,031	0,02	0,94	0,01	0,93	0,02	0,74
	6	1,022	0,01	0,98	0,01	0,97	0,02	0,78
	5	1,018	0,01	0,91	0,01	0,91	0,01	0,73
	4	1,022	0,01	0,91	0,01	0,90	0,02	0,70
	3	1,021	0,01	0,91	0,01	0,90	0,02	0,70
	2	1,016	0,01	0,83	0,01	0,82	0,01	0,67
maior	1	0,999	0,00	0,78	0,00	0,77	0,00	0,63
Média		1,024	0,01	0,95	0,01	0,94	0,02	0,74
p10-p1		0,045	0,022	0,383	0,024	0,382	0,027	0,222
p-value *		0,003						
p10-p2		0,028	0,015	0,327	0,016	0,327	0,019	0,182
p-value *		0,015						
p9-p1		0,034	0,015	0,251	0,016	0,251	0,019	0,162
p-value *		0,013						
p9-p2		0,016	0,008	0,195	0,009	0,196	0,011	0,123
p-value *		0,085						

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West, com o q número de truncagem do lag = 4

** Iba a partir de setembro de 1986

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

Para antes do Plano Real encontramos diferenças expressivas para o retorno, maiores até do que as verificadas usando-se 12 meses como período de formação e de teste, com a lucratividade de 69,63% para p10-p1; 38,77% para p10-p2; 48,84% para p9-p1 e 21,50% para p9-p2 em termos anuais. Podemos observar que as diferenças entre os betas se acentuam em comparação ao estudo de longo-prazo, no entanto não sendo suficientes para explicar toda a diferença de retorno encontrada.

Tabela 33

Decis classificados por retorno
Amostra a partir de set 94
Período de Formação: 3 meses
Período de Teste : 3 meses
número de observações: 66
Início: dezembro-94
Término: maio-00

		Retorno Médio Bruto Mensal	IBA		Índice EW		Ibovespa	
	portfólios		alfa	beta	alfa	beta	alfa	beta
menor	10	1,028	0,03	0,94	0,03	1,09	0,02	0,89
	9	1,014	0,03	0,91	0,02	1,06	0,02	0,86
	8	1,009	0,02	0,91	0,02	1,02	0,02	0,85
	7	1,008	0,02	0,89	0,02	1,01	0,02	0,83
	6	1,014	0,03	0,91	0,02	1,02	0,02	0,86
	5	1,010	0,02	0,89	0,02	1,00	0,02	0,83
	4	1,012	0,02	0,88	0,02	0,99	0,02	0,83
	3	1,008	0,02	0,86	0,02	0,97	0,02	0,80
	2	1,007	0,02	0,87	0,02	0,98	0,02	0,81
maior	1	1,013	0,02	0,86	0,02	0,98	0,02	0,81
<i>Média</i>		1,012	0,02	0,89	0,0	1,01	0,02	0,84
p10-p1		0,015	0,007	0,080	0,007	0,113	0,006	0,079
p-value *		0,162						
p10-p2		0,021	0,010	0,070	0,009	0,114	0,009	0,076
p-value *		0,013						
p9-p1		0,001	0,001	0,051	0,001	0,078	0,001	0,049
p-value *		0,946						
p9-p2		0,007	0,004	0,041	0,003	0,079	0,003	0,046
p-value *		0,388						

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West, com o q número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

Para depois do Plano Real a diferença dos retornos diminui, algumas estimativas deixando de ser significativas mas ainda encontramos diferenças positivas. Em termos anuais a diferença é de 19,16% para p10-p1; 28,37% para p10-p2; 0,87% para p9-p1 e 8,77% para p9-p2. Tal evidência confirma o resultado anteriormente encontrado quando da partição da amostra para o período de teste e de formação de 12 meses, sugerindo ter havido um aumento da eficiência pós-Plano Real.

7 Conclusão

Pesquisas de psicologia experimental têm demonstrado que ao contrário do que prevê a Regra de Bayes, os indivíduos apresentam reações sistematicamente exageradas.

A questão que nos propomos a examinar é se este comportamento é refletido pelo mercado.

A hipótese de sobre-reação prevê que o mercado atribua um preço excessivamente alto (baixo) àqueles ativos que mostram no longo prazo um rendimento muito superior (inferior) ao obtido pelo mercado. Em tal caso, as rentabilidades de cada ativo ajustadas pela rentabilidade do mercado e acumuladas sobre um horizonte passado podem ser utilizadas para identificar títulos ganhadores (perdedores) sobrevalorizados (subvalorizados) e prever o comportamento futuro de seus preços até alcançar seus respectivos níveis de equilíbrio, permitindo assim realizar uma rentabilidade anormal ou extraordinária.

Consistentemente com a hipótese de overreaction identificamos que 12 meses após o período de formação os portfólios perdedores têm um retorno de 19,39% em excesso ao portfólio ganhador sendo tal estimativa bem superior ao valor encontrado por De Bondt e Thaler (1985). de 8% aa, e Chopra et al. (1992), de 14%aa. Encontramos ainda evidência de sobre-reação para o período de 2 e 3 anos, corroborando a evidência encontrada por De Bondt e Thaler (1985), mas não no prazo de 5 anos, ao contrário do reportado por Chopra et al. (1992).

Segundo a metodologia proposta por Chopra et al. (1992) não são utilizadas as hipóteses restritivas do CAPM no cálculo dos retornos anormais para vencedores e perdedores. Ao invés disso estimamos a compensação do mercado por unidade de beta-risco e obtivemos resultado compatíveis com a hipótese de overreaction. Adicionalmente, a estimativa quando se usa o prêmio de risco empírico para o efeito de overreaction é maior do que quando se usa o teórico, corroborando a evidência encontrada por Chopra et al. (1992).

Detectamos também a evidência de efeito tamanho na amostra utilizada, sendo o mesmo insuficiente para explicar a diferença de retornos encontrada. Ajustando-se o excesso de retorno para tamanho achamos uma diferença nos retornos dos portfólios extremos de 18% (amostra total) ou 14%aa (amostra restrita). O efeito de overreaction, então, não é só uma manifestação do tamanho ao contrário do argumentado por Zarowin (1990).

Quanto à sazonalidade, reportamos evidência de efeito janeiro, mas não a sazonalidade de outubro e novembro como sugerido por Bonomo, Torres e Fernandes (2001).

Em geral, porque tamanho, retorno prévio, betas e liquidez são correlacionados qualquer estudo que relaciona retornos a uma ou duas destas variáveis sofre de viés de variável omitida. No contexto de regressões múltiplas usando todas as 4 variáveis achamos um efeito de “overreaction” economicamente significativo de 0,91%am (11,48%aa) utilizando-se o Iba, sendo que o mesmo não é homogêneo entre os grupos classificados por tamanho. É muito mais forte para as empresas maiores, ao contrário do que o documentado por Chopra et al. (1992), com os portfólios perdedores tendo uma melhor performance do que os vencedores em 1,88%am (25%aa).

Observamos também que ao contrário da tendência de momentum, documentada no curto-prazo³⁸ por Jegadeesh e Titman (1993) para dados americanos, no mercado acionário brasileiro há tendência de reversão, sendo a estratégia 3/3 a de maior

³⁸Este definido como compreendendo o período de 3 a 12 meses.

lucratividade. As razões para tal evidência merecem um estudo aprofundado e estão além do escopo deste trabalho.

Por fim, analisando-se a eficiência do mercado, parece ter ocorrido um aumento da mesma depois do Plano Real, com a lucratividade das estratégias contrárias apresentando um declínio considerável em relação ao período anterior.

Todavia existe sempre a possibilidade de que o retorno atribuído a uma manifestação de comportamento irracional do indivíduo seja na realidade uma compensação de equilíbrio para algum fator de risco omitido. Para verificar esta hipótese o ideal seria que fosse feito um estudo sobre horizontes de tempo curtos, portanto pouco sujeitos a variações bruscas do nível de risco e conseqüentemente do retorno de equilíbrio requerido, o que pode vir ser o foco de uma extensão futura.

É importante mencionar também que nenhuma consideração foi feita quanto aos custos de transação. Não houve nenhuma tentativa de mensurá-los ou incorporá-los à análise. A incorporação destes custos certamente reduziria a magnitude da diferença encontrada entre os portfólios extremos e, em último caso, poderia inclusive torná-la nula. Todavia, como muito pouco é feito na literatura existente quanto a mensuração e incorporação destes custos nos estudos efetuados sentimo-nos à vontade com os resultados encontrados, principalmente tendo em vista tratar-se deste apenas um trabalho acadêmico, sem pretensões de fornecer nenhuma possibilidade ilimitada de arbitragem que possa ser explorada com fins lucrativos no mercado financeiro.

Uma questão pertinente diz respeito à persistência dos excessos de retorno no longo prazo. Se as reversões nos retornos documentadas não são simplesmente uma compensação pelo risco, então porque este padrão não desaparece com a ação de arbitradores?

Uma possível explicação é que os investidores ainda não sabem sobre eles. Embora vários estudiosos tenham atestado a lucratividade das estratégias value já há várias décadas, em geral estes trabalhos não eram acompanhados por um tratamento estatístico adequado o que afetava a credibilidade dos resultados obtidos. Especialmente porque muitas outras estratégias eram defendidas também.

Outra possível explicação seria o fato do resultado ser fruto de data snooping (ver Lo e Mc Kinlay, 1990) e que tenhamos identificado apenas um padrão ex-post nos dados. Todavia a existência de resultados similares na literatura para diferentes período amostrais tanto no Brasil quanto nos EUA nos leva a pensar que os resultados reportados aqui refletem uma importante regularidade empírica e não sejam apenas frutos de amostras viesadas.

Outro fator importante é que os investidores podem ter menos tempo do que as estratégia contrárias exigem para se pagar.³⁹ Muitos investidores têm restrição de tempo e procuram estratégias que forneçam retornos elevados num horizonte de poucos meses e não num horizonte anual. Eles podem não conseguir suportar uma estratégia que demore para se pagar e que tenha uma performance abaixo do mercado durante este período. Pode ser uma estratégia muito arriscada. Se não há garantias de que os desvios serão corrigidos em tempo hábil (por exemplo antes da próxima

³⁹ A estratégia discutida aqui, por exemplo, requer um comprometimento de capital durante um período de tempo considerável, dado a instabilidade macroeconômica brasileira, razão pela qual a anomalia possa persistir por tanto tempo.

avaliação de performance) os investidores estarão expostos a custos de oportunidade e por esta razão o dinheiro será concentrado em oportunidades de arbitragem no curto prazo e não no longo prazo e recursos dispensados a oportunidades de longo prazo serão muito limitados.

Estas razões, contudo, podem explicar porque a arbitragem não acaba com a diferença entre os retornos mas não pode explicar porque esta diferença existe em primeiro lugar. No nosso ponto de vista estas diferenças existem pela tendência dos investidores em cometer erros na formação de suas expectativas.

8 Referências Bibliográficas

Ball, R e S. P. Kothary, 1989, "Non-stationary expected returns: Implications for tests of market efficiency and serial correlation of returns", *Journal of Financial Economics* 25 , 51-74.

Banz, R. W., 1981, "The relationship between return and market value of common stocks", *Journal of Financial Economics* 9, 3-18.

Barros, P. da S., M. B. Picanço e N. C. A da Costa Jr., 1998, "Retornos e riscos das value e growth stocks no mercado brasileiro", *Resenha da BM & F* , 41-50.

Barry, C. B e Brown S.J, 1984, "Differential information and the small firm effect" *Journal of Financial Economics* 13, 283-294.

Barry, C. B; E. Goldreyer; L. Lockwood e M. Rodriguez, 1997, "Size and book-to-market effects: evidence from emerging equity markets", Working Paper, M.J. Neeley School of Business, Texas Christian University.

Basu, S., 1977, "Investment performance of common stocks in relation to their price earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis", *Journal of Finance* 32, 663-682.

Berges, A., McConell, J. Schlarbaum .G ,1984, "The turn-of-the-year in Canada". *Journal of Finance* vol.39 (1) p185-192

Black, F., 1971, "Random walk and portfolio management", *Financial Analyst Journal* 27, 16-22.

Blume, M.E. e R. F. Stambaugh, 1983, "Biases in computed returns: an application to the size effect", *Journal of Financial Economics* 12, 387-404.

Bonomo, M. A ; R. Torres e C. Fernandes, 2001, "A aleatoriedade do passeio na Bovespa: testando a eficiência do mercado acionário brasileiro *Finanças Aplicadas ao Brasil*", Marco Antonio Bonomo (Org) – a sair-

Braga, C. M. e R. Leal ,2001, "Risco e Retorno das ações de valor e de crescimento brasileiras nos anos 90. *Finanças Aplicadas ao Brasil*", Marco Bonomo (org) - a sair-

Branch, B. ,1977, "A tax loss trading rule", *Journal of Business* 50, 198-207.

Brito, N. ,1989, "Gestão de Investimentos", Editora Atlas, São Paulo.

Brown, D.; A Kleidon e T. A. Marsh, 1983, "New evidence on the nature of size-relates anomalies in stock prices", *Journal of Financial Economics* 12, 33-56.

Brown, P. , D. Keim, A. Kleidon e T. Marsh, 1983, "Stock return seasonalities and the tax-loss selling hypothesis: Analysis of the arguments and Australian evidence", *Journal of Financial Economics* 12, 105-127.

Campbell, J. Y., A. W. Lo e A. C. Mackinlay, 1997, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press

Capaul, C., I. Rowley e W. Sharpe, 1993, "International value and growth stock returns", *Financial Analysts Journal*, Jan/Feb, 27-36.

Castro, G. V., 2001, "Integração do mercado de renda variável no Brasil", Tese de mestrado EPGE/FGV

Ceretta, P.S. e N. C. A. da Costa Jr, 2000, "Quantas ações tornam um portfólio diversificado no mercado de capitais brasileiro?" *Coleção Coppead de Administração Mercado de Capitais: Análise Empírica no Brasil* Org: Newton carneiro Affonso da Costa JR, Ricardo Pereira Câmara Leal, Eduardo Facó Lemgruber.

Chan, K., 1986, "Can tax-loss selling explain the January seasonal in stock returns?" *Journal of Finance* 41, 1115-1128.

Chan, K., 1988, "On the contrarian investment strategy", *Journal of Business*, 61, 147-163.

Chan, L., Y. Hamao e J. Lakonishok, 1991, "Fundamentals and stock returns in Japan" *Journal of Finance* 46, 1739-1764

Chopra, Navin e Josef Lakonishok e Jay R. Ritter, 1992, "Measuring Abnormal Performance: Do stocks overreact?", *Journal of Financial Economics* 31, 235-268.

Claessens, S., S.Dasgupta e J. Glen, 1995, "Return behavior in emerging stock markets", *The World Bank Economic Review*, January, vol 9, num1 pp 131-151.

Claessens, S., S.Dasgupta e J. Glen, 1999, "The cross-section of stock returns: evidence from the emerging markets Emerging markets" *Quarterly* 2(4) 4-13

Costa Jr, N.C.A da; E.A Menezes e E.F Lemgruber, 1993, "Estimação do beta de ações através do método dos coeficientes agregados", *Revista Brasileira de Economia*, Rio de janeiro, FGV 47(4).

Costa Jr, N.C.A da e M. B. Neves, 2000, "Variáveis Fundamentalistas e os retornos das Ações". *Revista Brasileira de Econometria* 54 (1), 123-137, Jan/Mar.

Costa Jr. N. C. A da, 2000, "Sobre-reação a longo prazo no mercado brasileiro de ações", *Coleção Coppead de Administração Mercado de Capitais: Análise Empírica no Brasil*, Org: Newton carneiro Affonso da Costa JR, Ricardo Pereira Câmara Leal, Eduardo Facó Lemgruber.

Costa Jr. N.C.A e J. O'Hanlon, 2000, "O efeito tamanho versus o efeito mês-do ano no mercado brasileiro: uma análise empírica". *Coleção Coppead de Administração Mercado de Capitais: Análise Empírica no Brasil* Org: Newton carneiro Affonso da Costa JR, Ricardo Pereira Câmara Leal, Eduardo Facó Lemgruber.

Daniel, K. ; D. Hirshleifer e A Subrahmanyam, 1998, "Investor psychology and security market under-and overreactions", *The Journal of Finance* 53, n°6.

De Bondt, W. e R. Thaler, 1987, "Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality", *Journal of finance* 42, 557-581.

De Bondt, W. F. M. e R. H. Thaler, 1990, "Do security analysts overreact?", *American Economic review* 80, n°2.

De Bondt, Werner F. M. e R. H. Thaler, 1985, "Does the stock market overreact?", *Journal of Finance* 40, 793-805.

De Bondt, Werner F. M. and R. H. Thaler, 1995, "Financial Decision-making in Markets and Firms: A Behavioral Perspective" *Handbooks in OR & MS* vol 9, Cap.

13.

Dyl, E., 1977, "Capital gains taxation and year-end stock market behavior", *Journal of Finance* 32, 165-175.

Franco., D., 2001, "Projeções de lucros sistematicamente exageradas: um estudo para o Brasil", mimeo.

Fama, E e K. French, 1993, "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.

Fama, E e K. French, 1995, "Size and book-to-market factors in earnings and returns", *The Journal of Finance* 50, 131-155.

Fama, E e K. French, 1996, "Multifactor explanations of asset pricing anomalies", *The Journal of Finance* 51, 55-84.

Fama, E e K. French, 1998, "Value versus growth stocks: the international evidence", *The Journal of Finance* 53, n^o6, 1975-1999.

Fama, E e K. French, 1992, "The cross-section of expected returns", *Journal of Finance* 47, 427-465.

Fama, E., 1970, "Efficient capital markets: A review of the theory and empirical work", *Journal of Finance* 25, 383-417.

Fama, E., 1998, "Market efficiency, long-term returns and Behavioral Finance", *Journal of Financial Economics*.

Fama, E. F. e K.R. French, 1986, "Common factors in the serial correlation of stock returns", Working Paper. Graduate School of Business, University of Chicago.

Gultekin, M. N. e Gultekin, N.B, 1983, "Stock market seasonality", *Journal of Financial Economics* 12, 469-481.

Haugen, R., 1995, "The new finance: the case against efficient markets", 1^o ed. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall International, Inc.

Hazzan, S., 1991, "Desempenho das ações da Bolsa de valores de São Paulo e sua relação com o índice preço-lucro", Tese de doutorado, São Paulo, EAESP/FGV 263p

Huberts, L.C. e R. J. Fuller, 1995, "Predictability bias in the US equity market", *Financial Analysts Journal* Mar/Abr

Ibbotson, R. G., 1975, "Price performance of common stock new issues", *Journal of Financial Economics* 2, 235-272.

Jaffe, J., D.B. Keim e R. Westerfield, 1989, "Earnings yields, market values and stock returns", *Journal of Finance* 44, 135-148.

Jegadeesh, Narasimahn and Sheridan Titman, 1993, "Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency", *Journal of Finance* 48, 65-91.

Jensen, M. C., 1969, "Risk, the pricing of capital assets, and the evaluation of investment portfolios", *Journal of Business* 42, 167-247.

Kahneman, D. e A. Tversky, 1982, "Intuitive prediction: Biases and corrective procedures in" D. Kahneman, P. Slovic e A. Tversky, Eds: *Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases* (Cambridge University Press, Cambridge, England)

Kahneman, D. e A. Tversky, 1973, "On the psychology of prediction", *Psychological Review* 80, 237-251.

Keim, D. ,1989, “Trading patterns, bid-ask spreads, and estimated security returns: The case of common stocks at calendar turning points”, *Journal of Financial Economics*, 75-98.

Keim, D. B., 1983, “Size-related anomalies and stock return seasonality: further empirical evidence”, *Journal of Financial Economics* 12, 13-32.

Keynes ,1936, “The General Theory of Employment, Interest and Money”, Royal Economic Society, Londres.

Kim, D. ,1995, “The errors in the variables problem in the cross-section of expected stock return”, *The Journal of Finance* 50 (5).

Kim, D. ,1997, “A reexamination of firm size, book to market and earnings price in the cross-section of expected stock returns”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 32(4).

Kothary, S.P. J. Shankin e R.G. Sloan, 1995, “Another look at the cross-section of expected stock returns”. *The Journal of Finance* 50(1).

La porta, R., 1996, “Expectations and the cross-section of stock returns”, *The Journal of Finance* 51, n°5.

Lakonishok, J. A. Shleifer e R. W. Vishny, 1994, “Contrarian investment, extrapolation and risk”, *Journal of Finance* 49, 1541-1578.

Lakonishok, J. e A Shapiro, 1986, “Systematic risk, total risk and size as determinants of stock returns” *Journal of banking and Finance*

Levy, R., 1967, “Relative strength as a criterion for investment selection”, *Journal of Finance* 22, 595-610.

Lo, A.e McKinlay, 1990, “Data-snooping biases in tests of financial asset pricing models”, *Review of Financial Studies* 3, 431-467.

Mellone Jr G .1999, “Evidência empírica da relação cross-section entre o retorno e earnings to price ratio e book to market ratio no mercado de ações do Brasil no período 1995 a 1998” 23º ENANPAD , Anais...

Mescolin, A, C. M. Braga e N.C.A da Costa Jr ,1997,. “Risco e Retorno das value e growth stocks no mercado de capitais brasileiro” 21º ENANPAD, Anais

Ong, H. e J. C. Stein ,1997, “A unified theory of underreaction, momentum trading and overreaction in asset markets”. National Bureau of economic research Working paper 6324 Cambridge MA

Rabin, M. ,1998, “Psychology and Economics”. *Journal of economic Literature* vol 36 March pp11-46

Ramos, P.B. ; M.B. Picanço e N.C.A da Costa Jr ,2000, “Retornos e riscos das value e growth stocks no mercado brasileiro” .Coleção Coppead de Administração Mercado de Capitais: Análise Empírica no Brasil Org: Newton carneiro Affonso da Costa JR, Ricardo Pereira Câmara Leal, Eduardo Facó Lemgruber

Reinganum, M ,1983, “The anomalous stock market behavior of small firms in January: empirical tests for tax-loss selling effects” *Journal of Financial economics* pp 89-104

Reinganum, M. ,1981, “Misspecifications of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings ´ yieldsand market value” *Journal of Financial Economics* vol 9 p.19-46

Rodrigues, M. R. A ,2000, “O efeito valor, o efeito tamanho e o modelo

multifatorial: evidências no caso brasileiro”. ENANPAD, Anais (24 encontro da ANPAD)

Roll, R. ,1982, “On computing mean returns and the small premium”. Working Paper nº22 Graduate School of Management, University of California, Los Angeles, CA

Roll, R. ,1983, “Vas ist das? The turn-of-the-year effect and the return premia of small firms”, Journal of Portfolio Management, vol 9 pp 18-28

Rosenberg, B. K. Reid e R. Lanstein ,1984, “Persuasive evidence of market inefficiency”, Journal of Portfolio Management 11, 9-17

Rouwenhorst, K. Geert ,1999, “Local return factors and turnover in emerging stock markets”. Journal of Finance 54(4) 1439-64

Schwert, G W ,1983, “Size and stock returns, and other empirical regularities” Journal of Financial Economics vol 12 p3-12

Shiller, R J ,1981, “Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?” American Economic review, v71 p421-436

Shleifer, A ,2000, “Inefficient Markets: Na Introduction to Behavioral Finance”. Oxford University Press

Tinic, M. S. e R.R West ,1984, “Risk and return January vs the rest of the year”. Journal of Financial Economics 13 pp 561-574

Zarowin, P ,1989, “Does the stock market overreact to corporate earnings information?” Journal of finance vol 44 pp 1385-1399

Zarowin, P ,1990, “Size, seasonality, and stock market overreaction”, Journal of Financial and Quantitative Analysis vol 25 pp 113

A Apêndice

A.1 Padrão sazonal

Padrão sazonal para os decis classificados por retorno e ajustados para tamanho

Período de formação: 24 meses

Período de Teste: 12 meses

Início: fevereiro-88

Término: agosto-99

		Retorno Médio Bruto (%)			Retornos Ajustados para Tamanho		
		Mensal	Jan	Fev-Dez	Mensal	Jan	Fev-Dez
		(rp)			$e = rp - rs$		
portfólios		1	2	3	1-4 7	2-5 8	3-6 9
menor	10	1,0264	1,012	1,014	0,008	0,004	0,004
	9	1,0234	1,012	1,011	0,002	0,004	-0,002
	8	1,0285	1,011	1,017	0,008	0,003	0,005
	7	1,0279	1,010	1,018	0,010	0,001	0,009
	6	1,0259	1,008	1,017	0,005	0,000	0,005
	5	1,0232	1,007	1,016	0,003	-0,001	0,004
	4	1,0219	1,006	1,016	0,004	-0,002	0,006
	3	1,0178	1,006	1,012	0,000	-0,002	0,002
	2	1,0147	1,005	1,009	-0,003	-0,003	0,000
maior	1	1,0140	1,004	1,010	-0,005	-0,005	0,000
Média		1,0224	1,0082	1,0141	0,0033	-0,0003	0,0035
p10-p1		0,012	0,008	0,004	0,013	0,009	0,004
p-value *		0,018	0,000	0,438	0,011	0,000	0,450
p10-p2		0,012	0,007	0,005	0,011	0,008	0,004
p-value *		0,009	0,000	0,306	0,019	0,000	0,375
p9-p1		0,009	0,008	0,001	0,007	0,009	-0,003
p-value *		0,025	0,000	0,719	0,096	0,000	0,393
p9-p2		0,009	0,007	0,002	0,005	0,007	-0,003
p-value *		0,002	0,001	0,422	0,087	0,000	0,264

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West, com o q número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

Padrão sazonal para os decis classificados por retorno e ajustados para tamanho

Período de formação: 24 meses

Período de Teste: 24 meses

número de observações: 127

Início: fevereiro-88

Término: agosto-98

		Retorno Médio Bruto (%)			Retornos Ajustados para Tamanho		
		Mensal	Jan	Fev-Dez	Mensal	Jan	Fev-Dez
		(rp)			$e = rp - rs$		
		1	2	3	1-4	2-5	3-6
		7				8	9
portfólios							
menor	10	1,02374	1,014	1,010	0,014	0,004	0,004
	9	1,02080	1,013	1,008	0,004	0,003	0,000
	8	1,02040	1,011	1,009	0,002	0,001	0,003
	7	1,02115	1,010	1,010	0,006	0,000	0,007
	6	1,02038	1,009	1,011	0,004	-0,001	0,005
	5	1,01979	1,009	1,011	0,004	-0,001	0,006
	4	1,01903	1,008	1,011	0,005	-0,002	0,008
	3	1,01581	1,008	1,008	0,001	-0,002	0,003
	2	1,01386	1,008	1,006	-0,002	-0,003	0,002
maior	1	1,01514	1,007	1,008	-0,001	-0,004	0,004
Média		1,0190	1,0097	1,0092	0,0037	-0,0004	0,0041
p10-p1		0,009	0,007	0,002	0,014	0,008	0,000
p-value *		0,054	0,000	0,714	0,026	0,000	0,922
p10-p2		0,010	0,006	0,004	0,016	0,006	0,003
p-value *		0,017	0,000	0,337	0,014	0,000	0,420
p9-p1		0,006	0,006	-0,001	0,004	0,007	-0,005
p-value *		0,088	0,000	0,784	0,293	0,000	0,129
p9-p2		0,007	0,006	0,001	0,006	0,006	-0,002
p-value *		0,014	0,000	0,598	0,117	0,000	0,455

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West, com o q número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

A.2 Evidência no curto prazo

Diferença entre portfólio 9 e o portfólio 1 (% am)

Período de Formação	3	Período de Teste		
		6	9	12
3	1,77%	0,77%	0,55%	0,50%
p-value	0,050	0,244	0,296	0,245
alfa*	1,62%	0,75%	0,53%	0,47%
beta*	0,174	0,119	0,100	0,110
6	1,04%	0,19%	0,21%	0,38%
p-value	0,276	0,789	0,700	0,357
alfa*	0,94%	0,15%	0,19%	0,34%
beta*	0,122	0,074	0,101	0,101
9	0,56%	0,61%	0,85%	1,05%
p-value	0,556	0,382	0,109	0,014
alfa*	0,55%	0,63%	0,85%	1,01%
beta*	0,172	0,156	0,169	0,161
12	1,07%	1,04%	1,21%	1,16%
p-value	0,261	0,110	0,014	0,004
alfa*	0,96%	1,09%	1,26%	1,27%
beta*	0,200	0,199	0,171	0,161

* Calculados usando-se o Ibovespa como índice de mercado

Diferença entre portfólio 9 e o portfólio 2 (% am)

Período de Formação	3	Período de Teste		
		6	9	12
3	1,16%	0,93%	0,71%	0,61%
p-value	0,058	0,021	0,020	0,019
alfa*	1,23%	1,09%	0,83%	0,72%
beta*	0,133	0,090	0,056	0,058
6	0,58%	0,08%	0,14%	0,30%
p-value	0,394	0,865	0,706	0,326
alfa*	0,61%	0,17%	0,25%	0,37%
beta*	0,116	0,059	0,062	0,059
9	0,68%	0,55%	0,85%	0,99%
p-value	0,329	0,258	0,033	0,003
alfa*	0,68%	0,62%	0,88%	1,01%
beta*	0,100	0,091	0,095	0,081
12	0,64%	0,81%	1,01%	1,03%
p-value	0,364	0,084	0,005	0,001
alfa*	0,64%	0,88%	1,08%	1,17%
beta*	0,168	0,148	0,136	0,131

* Calculados usando-se o Ibovespa como índice de mercado

Diferença entre portfólio 9 e o portfólio 1 (%aa)

Período de Formação	3	Período de Teste		
		6	9	12
3	23,42%	9,64%	6,79%	6,12%
p-value	0,050	0,244	0,296	0,245
6	13,25%	2,26%	2,53%	4,68%
p-value	0,276	0,789	0,700	0,357
9	6,98%	7,56%	10,68%	13,31%
p-value	0,556	0,382	0,109	0,014
12	13,59%	13,21%	15,48%	14,84%
p-value	0,261	0,110	0,014	0,004

Diferença entre portfólio 9 e o portfólio 2 (%aa)

Período de Formação	3	6	9	12
3	14,87%	11,77%	8,80%	7,51%
p-value	0,058	0,021	0,020	0,019
6	7,13%	1,00%	1,75%	3,68%
p-value	0,394	0,865	0,706	0,326
9	8,46%	6,82%	10,72%	12,56%
p-value	0,329	0,258	0,033	0,003
12	7,94%	10,15%	12,82%	13,03%
p-value	0,364	0,084	0,005	0,001

A.3 Excesso de retorno ajustado ao risco

Decis classificados pelos betas calculados a partir do EW (12 meses)

Período de Formação: 12 meses

Período de Teste : 12 meses

número de observações: 145

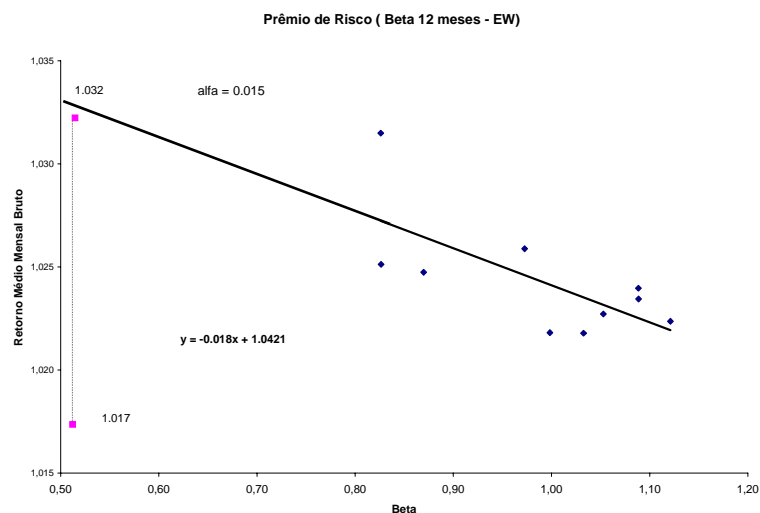
Início: agosto-87

Término: agosto-99

	portfólios	Retorno Médio Bruto	EW	
		Mensal	alfa	beta
maior	1	1,024	0,00	1,09
	2	1,022	-0,01	1,12
	3	1,023	-0,01	1,09
	4	1,023	-0,01	1,05
	5	1,022	-0,01	1,03
	6	1,022	-0,01	1,00
	7	1,026	0,00	0,97
	8	1,025	0,00	0,87
	9	1,025	0,00	0,83
menor	10	1,031	0,00	0,83
<i>Média</i>		1,024	0,0	0,99
p1-p10		-0,008	-0,009	0,263
p-value *		0,021		
p1-p9		-0,001	0,00	0,26
p-value *		0,817		
p2-p10		-0,009	-0,011	0,295
p-value *		0,002		
p2-p9		-0,003	-0,005	0,295
p-value *		0,379		

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West com o q número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil



Decis classificados pelos betas calculados a partir do EW (24 meses)

Período de Formação: 12 meses

Período de Teste : 12 meses

número de observações: 133

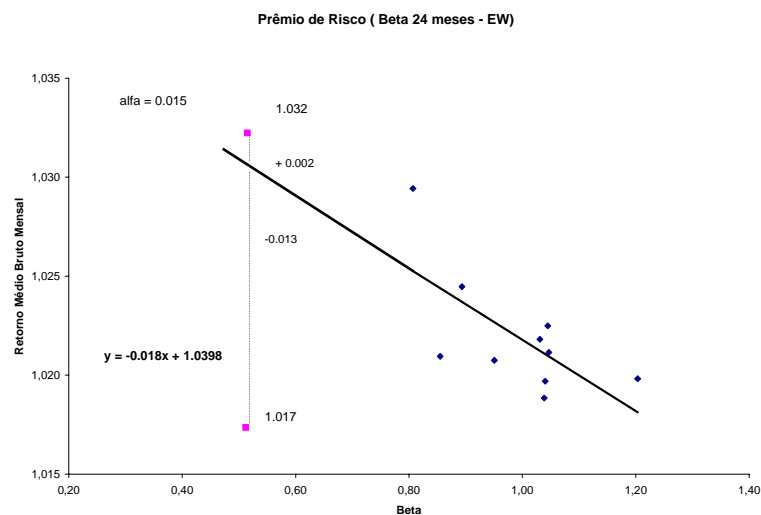
Início: agosto-88

Término: agosto-99

		Retorno Médio Bruto		EW	
	portfólios	Mensal	alfa	beta	
maior	1	1,020	-0,01	1,20	
	2	1,019	-0,01	1,04	
	3	1,020	-0,01	1,04	
	4	1,022	0,00	1,04	
	5	1,022	0,00	1,03	
	6	1,021	-0,01	1,05	
	7	1,021	0,00	0,95	
	8	1,021	0,00	0,86	
	9	1,024	0,00	0,89	
menor	10	1,029	0,00	0,81	
<i>Média</i>		1,022	0,0	0,99	
p1-p10		-0,010	-0,011	0,396	
p-value *		0,011			
p1-p9		-0,005	-0,01	0,31	
p-value *		0,400			
p2-p10		-0,011	-0,011	0,232	
p-value *		0,025			
p2-p9		-0,006	-0,006	0,145	
p-value *		0,262			

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West com o q número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil



Decis classificados pelos betas calculados a partir do Ibov (24 meses)

Período de Formação: 12 meses

Período de Teste : 12 meses

número de observações: 133

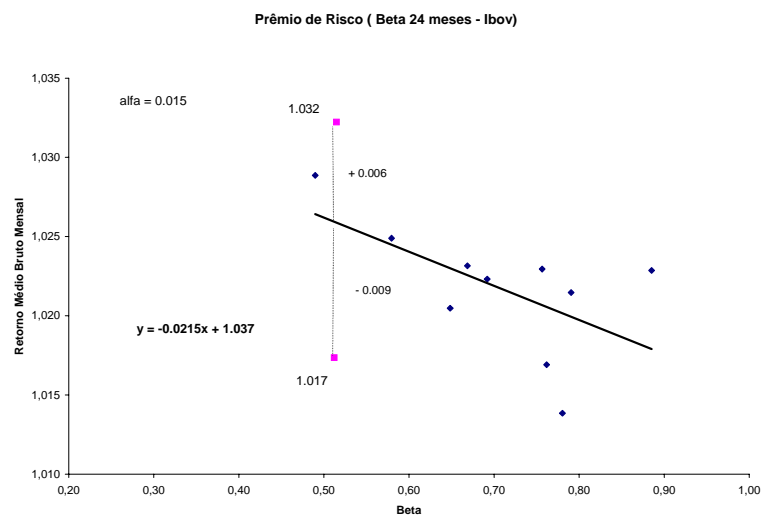
Início: agosto-88

Término: agosto-99

		Retorno Médio Bruto		Ibov	
	portfólios	Mensal	alfa	beta	
maior	1	1,023	0,01	0,89	
	2	1,014	0,00	0,78	
	3	1,017	0,00	0,76	
	4	1,021	0,01	0,79	
	5	1,023	0,01	0,76	
	6	1,023	0,01	0,67	
	7	1,022	0,01	0,69	
	8	1,020	0,01	0,65	
	9	1,025	0,01	0,58	
menor	10	1,029	0,02	0,49	
<i>Média</i>		1,022	0,0	0,71	
p1-p10		-0,006	-0,005	0,395	
p-value *		0,210			
p1-p9		-0,002	0,00	0,31	
p-value *		0,712			
p2-p10		-0,015	-0,014	0,291	
p-value *		0,001			
p2-p9		-0,011	-0,010	0,201	
p-value *		0,045			

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West com o q número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil



Decis classificados pelos betas calculados a partir do Ibov (12 meses)

Período de Formação: 12 meses

Período de Teste : 12 meses

número de observações: 145

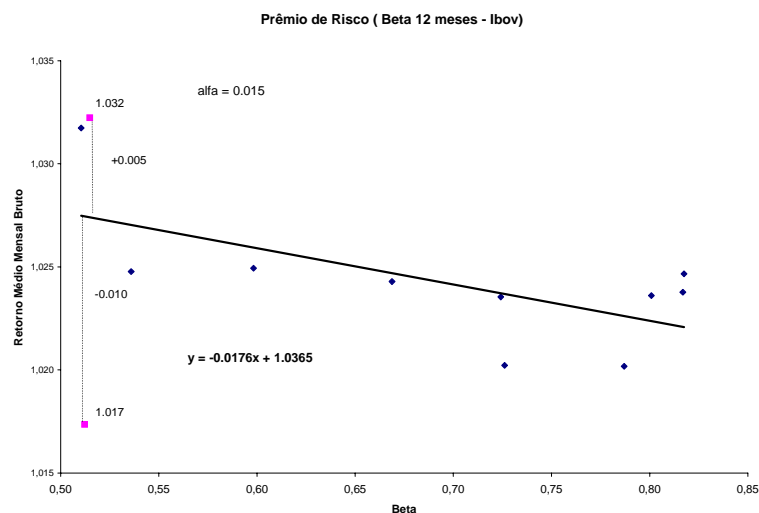
Início: agosto-87

Término: agosto-99

Retorno Médio Bruto			Ibov	
	portfólios	Mensal	alfa	beta
maior	1	1,025	0,01	0,82
	2	1,020	0,01	0,79
	3	1,024	0,01	0,80
	4	1,024	0,01	0,82
	5	1,024	0,01	0,72
	6	1,020	0,01	0,73
	7	1,024	0,01	0,67
	8	1,025	0,01	0,60
	9	1,025	0,01	0,54
menor	10	1,032	0,02	0,51
<i>Média</i>		1,024	0,0	0,70
p1-p10		-0,007	-0,005	0,307
p-value *		0,098		
p1-p9		0,000	0,00	0,28
p-value *		0,981		
p2-p10		-0,012	-0,011	0,277
p-value *		0,000		
p2-p9		-0,005	-0,004	0,251
p-value *		0,197		

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West com o q número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil



Decis classificados pelos betas calculados a partir do IBA (24 meses)

Período de Formação: 12 meses

Período de Teste : 12 meses

número de observações: 133

Início: agosto-88

Término: agosto-99

		Retorno Médio Bruto		IBA	
	portfólios	Mensal	alfa	beta	
maior	1	1,023	0,09	0,69	
	2	1,016	0,07	0,61	
	3	1,013	0,06	0,56	
	4	1,017	0,07	0,58	
	5	1,023	0,08	0,60	
	6	1,022	0,07	0,58	
	7	1,022	0,07	0,51	
	8	1,025	0,06	0,44	
	9	1,026	0,06	0,38	
menor	10	1,032	0,06	0,34	
<i>Média</i>		1,022	0,1	0,53	
p1-p10		-0,009	0,028	0,355	
p-value *		0,087			
p1-p9		-0,003	0,03	0,31	
p-value *		0,543			
p2-p10		-0,016	0,012	0,270	
p-value *		0,001			
p2-p9		-0,010	0,014	0,225	
p-value *		0,022			

* Corrigido para autocorrelação serial segundo a matriz de covariância de Newey-West com o q número de truncagem do lag = 4

** Nota: 1 é o maior decil e 10 é o menor decil

