



F U N D A Ç Ã O  
GETULIO VARGAS

**EPGE**

Escola de Pós-Graduação  
em Economia

Ensaio Econômico

Escola de

Pós-Graduação

em Economia

da Fundação

Getúlio Vargas

Nº 482

ISSN 0104-8910

## Retornos Anormais e Estratégias Contrárias

Marco Antônio Cesar Bonomo, Ivana Cristina Queiroz Dall Agnol

Junho de 2003

URL: <http://hdl.handle.net/10438/478>

Os artigos publicados são de inteira responsabilidade de seus autores. As opiniões neles emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista da Fundação Getulio Vargas.

ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Diretor Geral: Renato Fragelli Cardoso

Diretor de Ensino: Luis Henrique Bertolino Braido

Diretor de Pesquisa: João Victor Issler

Diretor de Publicações Científicas: Ricardo de Oliveira Cavalcanti

Antônio Cesar Bonomo, Marco  
Retornos Anormais e Estratégias Contrárias/  
Marco Antônio Cesar Bonomo, Ivana Cristina Queiroz Dall Agnol -  
Rio de Janeiro : FGV,EPGE, 2010  
(Ensaio Econômico; 482)

Inclui bibliografia.

CDD-330

Nº 482

ISSN 0104-8910

***Retornos anormais e estratégias contrárias***

***Marco Antonio Bonomo  
Ivana Dall'Agnol***

*Junho de 2003*

# Retornos Anormais e Estratégias Contrárias<sup>α</sup>

Marco Antonio Bonomo<sup>γ</sup>  
EPGE/FGV

Ivana Dall'Agno<sup>z</sup>  
EPGE/FGV

Junho 2003

## Resumo

Neste artigo testamos a hipótese de que estratégias que compram carteiras de ações perdedoras e vendem carteiras de ações vencedoras geram retornos anormais no Brasil. Esta evidência, obtida para o mercado americano para horizontes relativamente longos, foi interpretada por De Bondt e Thaler (1985) como sendo repleta de erros sistemáticos de avaliação no mercado de ações causados pelo excessivo pessimismo/otimismo dos agentes. Encontramos evidência de lucratividade de estratégias contrárias para horizontes de 3 meses a 3 anos, numa amostra de retornos de ações da BOVESPA e da SOMA de 1986 a 2000. A lucratividade das estratégias contrárias é inclusive maior para horizontes mais curtos, não havendo portanto nenhum indício do efeito "momentum" que foi detectado por Jagadeesh e Titman (1993) para os EUA para estes horizontes. A rentabilidade das estratégias contrárias sobrevive a correções por risco, tamanho e liquidez.

Palavras-chave: Retorno Anormal, estratégias contrárias, reação excessiva  
Código de Classificação JEL : G1, G14

## 1 Introdução

Uma extensa série de trabalhos vêm constatando a existência de regularidades no comportamento dos mercados de capitais que estão em desacordo com os modelos de apreçamento de ativos tradicionalmente utilizados na investigação empírica. Seguindo esta linha de pesquisa, De Bondt e Thaler (1985) encontraram que carteiras de ações com rentabilidades inferiores (superiores) à média 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 reagir exageradamente às notícias sobre os fundamentos, sobrevalorizando (subvalorizando) as ações de companhias que apresentam uma história recente de lucros altos (baixos)<sup>1</sup>. Em tal caso as rentabilidades passadas poderiam ser utilizadas para identificar ações valoradas erroneamente pelo mercado e prever a sua rentabilidade futura. Uma estratégia contrária, consistindo na compra de uma carteira de ações perdedoras financiada com a venda de uma carteira de ações ganhadoras permitiria explorar esta ineficiência do mercado e realizar uma rentabilidade anormal.

Esta interpretação foi objeto de críticas por parte de alguns estudos posteriores. Chan (1988) e Ball e Kothary (1989) argumentaram que a rentabilidade exigida pelo mercado

<sup>α</sup>Os autores agradecem a Marcelo Fernandes, a Newton da Costa Júnior, a Ricardo Leal e a Ruy Ribeiro pelos preciosos comentários. O autor agradece a bolsa de pesquisa do CNPq e recursos de pesquisa do PRONEX. A autora agradece a FAPERJ pelo apoio financeiro e a Marcos de Barros pelo precioso apoio na parte computacional.

<sup>γ</sup>bonomo@fgv.br

<sup>z</sup>ivana@mellonbrascan.com.br

<sup>1</sup>O artigo de Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994) viria a encontrar evidências mais diretamente relacionadas a esta interpretação.

com respeito a carteira perdedora não é constante, isto é, a reversão no retorno seria devido principalmente à mudanças sistemáticas no retorno de equilíbrio requerido que não foram captadas de maneira correta por De Bondt e Thaler. Estas mudanças ocorreriam porque uma série de retornos baixos aumenta o beta da carteira - haja visto ser este uma função do risco e do grau de endividamento da mesma - o que acabaria por aumentar o retorno esperado requerido para se manter a ação em carteira. Por outro lado a correlação positiva entre o tamanho das empresas e suas rentabilidades acumuladas sobre o horizonte passado também sugerem que os resultados encontrados não seriam uma anomalia diferente, mas sim reflexo do efeito tamanho, estudado por Banz (1981).

Não obstante, a possibilidade da diferença entre a rentabilidade das carteiras perdedoras e ganhadoras ser explicada por diferenças no risco sistemático, ou pelo tamanho das carteiras, é rejeitada por Chopra, Lakonishok e Ritter (1992). Chopra et al. (1992) desenvolveram uma metodologia que procurou incorporar as críticas feitas, permitindo uma avaliação coerente da hipótese de lucros extraordinários advindos de estratégias contrárias. Eles encontraram evidência estatisticamente significativa deste efeito para a economia americana utilizando dados de 1926 até 1986 da bolsa de valores de Nova York. Além disso, encontraram evidência de que a reação excessiva é muito mais forte entre empresas pequenas, que estão em poder de indivíduos, do que entre empresas grandes, que são predominantemente controladas por instituições, sugerindo a interpretação de que a reação exagerada no mercado deve-se principalmente aos investidores não-institucionais.

Subseqüentemente à De Bondt e Thaler (1985), outros pesquisadores identificaram novas maneiras de prever retornos relativos de ativos a partir de seu desempenho relativo passado. Jegadeesh e Titman (1993) mostraram que, no mercado americano, as ações que tiveram com maior valorização nos últimos meses (3 a 12 meses) tendem a ser as que mais se valorizam no mesmo período subsequente. Ou seja, ao contrário da tendência de reversão no longo prazo, no curto-prazo os retornos apresentam "momentum".

No Brasil, Costa Jr (2000) encontrou evidência de sobre-reação no mercado acionário, utilizando dados da Bovespa de 1970 a 1989 e seguindo a metodologia desenvolvida De Bondt e Thaler (1985).

O objetivo do artigo consiste na verificação da lucratividade das estratégias contrárias usando-se dados brasileiros. Algumas adaptações e melhorias foram feitas em relação à metodologia desenvolvida por Chopra et al (1992) de modo a adequá-la às idiossincrasias do mercado acionário brasileiro, aumentando a aderência do modelo à nossa realidade e, por conseguinte o seu poder explicativo<sup>2</sup>. Utilizamos horizontes de tempo a partir de três meses, o que também inclui os horizontes de investigação de Jegadeesh e Titman (1993). Encontramos evidência de lucratividade de estratégias contrárias para horizontes de 3 meses a 3 anos. A lucratividade das estratégias contrárias é inclusive maior para horizontes mais curtos, não havendo portanto nenhum indício do efeito "momentum" nos dados brasileiros. A rentabilidade das estratégias contrárias sobrevive a correções por risco, tamanho e liquidez.

O restante do trabalho está estruturado da seguinte forma. A próxima seção trata dos dados, a terceira apresenta a metodologia, a quarta e a quinta descrevem a evidência existente para o curto-prazo e o longo-prazo, respectivamente. A sexta e a sétima seções investigam se a evidência de rentabilidade das estratégias contrárias sobrevive a ajustes pelo risco e pelo tamanho separadamente, oitava estuda o padrão sazonal do efeito de sobre-reação, a nona faz o controle do retorno ajustado à liquidez e a décima faz controles simultâneos para beta, tamanho e liquidez. A última seção apresenta as conclusões.

## 2 Dados

Os dados utilizados neste estudo compreendem valores mensais referentes à cotação de preço, quantidade e índice de liquidez das ações e séries de índices de ações representativos

<sup>2</sup> Como exemplo podemos citar a inclusão da variável liquidez a qual não faz parte da metodologia original.

da carteira de mercado. Adicionalmente foram utilizados séries mensais de índice de preços e de rendimentos de um ativo sem risco. A amostra utilizada para a análise compreende o período de janeiro de 1986 à julho de 2000.

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.

As séries de preços das ações foram obtidas da Economática e consistem no preço de fechamento ajustado por proventos, inclusive dividendos, em moeda local. 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 tem 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. Como muitas das séries selecionadas apresentavam-se incompletas foi adotado o seguinte critério<sup>3</sup>: todas as séries de ações com mais de 5% dos dados incompletos foram retiradas da amostra e as séries remanescentes foram completadas por interpolação geométrica. O universo total de ações efetivamente utilizado compõe-se de 287 empresas.

Como proxy de um ativo sem risco foi usado o CDI (Certificado de Depósito Interbancário) 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<sup>4</sup>, 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 da carteira de mercado.

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. Por último foi utilizado um indicador de Liquidez em Bolsa (IN), cuja fonte também é a Economática, calculado da seguinte forma:

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

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 arbitrado em 12 meses.

### 3 Metodologia

Utilizando as séries de retornos mensais<sup>5</sup> das ações previamente selecionadas foram construídas 10 carteiras 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 carteira) são ordenadas com base no seu retorno acumulado neste período e atribuídas

<sup>3</sup> Convém 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 mais indicado fez com que considerássemos o procedimento adotado tanto coerente como satisfatório.

<sup>4</sup> O índice igualmente ponderado é gerado pelo valor de mercado de todas as ações pertencentes à amostra a cada mês.

<sup>5</sup> Retornos mensais minimizam o viés no cálculo dos retornos causado por bid-ask spreads (ver Blume e Stambaugh (1983) e Roll (1983))

a uma de 10 carteiras. Os períodos de teste ou pós-ordenamento são os intervalos de K meses superpostos e subsequentes aos períodos de formação.

Para cada uma das 10 carteiras este procedimento resulta numa série de observações de retornos para cada um dos J+K meses de evento (período de formação + período de teste). Estas observações são usadas para estimar betas e os retornos anormais para cada 1 dos K meses do período de teste.

Para obter-se o retorno mensal de uma carteira faz-se a média igualmente ponderada dos retornos mensais das ações que compõem aquela carteira. E se o retorno de alguma ação deixa de ser reportado por alguma razão tal ação é retirada da carteira e o retorno da carteira é computado pela média dos retornos das ações remanescentes que compõem aquela carteira a cada mês. Tal procedimento permite diminuir o viés de sobrevivência.

Convém mencionar que a existência de viés de sobrevivência<sup>6</sup> é um fato relevante na nossa amostra. No intuito de minimizar seus efeitos utilizamos todas as empresas existentes ao ...nal de cada período de formação<sup>7</sup> para construir as carteiras, ao invés de utilizar somente as ações que foram cotadas ininterruptamente do início ao ...m do horizonte analisado<sup>8</sup>. Consideramos, portanto, na nossa análise as ações que porventura deixaram de ser listadas neste período. A presença do viés de sobrevivência vies a nossa amostra a favor de ...rmas grandes, já estabelecidas no mercado. No entanto se o efeito que queremos estudar for veri...cado os resultados são no mínimo mais interessantes porque respondem à crítica comum de que o efeito de sobre-reação é em grande parte um efeito de ...rmas pequenas (efeito tamanho).

Para estimar os coeficientes rodamos a regressão<sup>9</sup> (1), pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO), para cada carteira (p) e para cada mês de evento<sup>10</sup>  $\zeta = 1; \dots; K$  utilizando as observações das séries de retornos das carteiras:

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

onde:

$r_{pt}(\zeta)$  é o retorno mensal da carteira p no mês calendário t no mês de evento  $\zeta$ ,  $r_{mt}$  é o retorno de um índice de mercado no mês t e  $r_{ft}$  é o retorno do ativo sem risco no mês t.

O coeficiente estimado  $\alpha_p(\zeta)$ ; conhecido como coeficiente de Jensen (1969), fornece uma medida do retorno anormal de cada carteira, medindo a diferença entre o excesso de retorno da carteira e o excesso de retorno previsto pelo CAPM.

Como proxy do retorno do carteira de mercado foram utilizados 3 índices, o Ibov, o Ibovespa e um índice que atribui ponderações iguais para o retorno de todas as ações existentes em determinada data (denominado de EW - Equally Weighted -).

O objetivo inicial é simplesmente obter um retrato da evidência existente, examinando a lucratividade de estratégias contrárias para diferentes medidas do período de formação e de teste para as carteiras. Enquanto num primeiro momento teremos uma análise de cunho meramente investigativo, posteriormente iremos nos restringir ao estudo pormenorizado de uma determinada estratégia.

## 4 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 economia dos mercados de capitais teve

<sup>6</sup> O próprio banco de dados da Economatica apresenta 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 operacionalmente inviável.

<sup>7</sup> Intervalo de tempo utilizado para o ordenamento dos ativos para posterior construção das carteiras.

<sup>8</sup> O que totaliza um montante de 173 meses na amostra utilizada.

<sup>9</sup> Procedimento denominado de RATS -returns across time and securities- desenvolvido por Ibbotson (1975).

<sup>10</sup> Chamamos de mês de evento os meses compreendidos no período de formação e de teste, de acordo com a sua ordenação no mesmo. O foco de nossa análise será o período de teste, desta forma convencionouse que  $\zeta = 1$  signi...ca o primeiro mês do período de teste,  $\zeta = 2$  signi...ca o segundo mês do período de teste e assim sucessivamente até  $\zeta = K$  que signi...ca o último mês do período de teste.

seu foco de interesse em estratégias diretas<sup>11</sup>.

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 a carteira perdedora continuando a perder e a carteira ganhadora 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 examinadas.

Nosso objetivo nesta seção é investigar rapidamente a evidência existente para prazos inferiores a um ano. Utilizando a amostra e a metodologia descritas na seção 2 e 3, respectivamente, estamos interessados em investigar a eficiência do mercado acionário brasileiro examinando a lucratividade de algumas estratégias contrárias. As estratégias consideradas selecionam ações com base no seu retorno acumulado nos últimos 1,2,3,4 trimestres (período de formação) e então as mantêm em carteira (período de teste) pelos próximos 1,2,3,4 trimestres. Como já mencionado os períodos de formação e de teste constituem-se em intervalos superpostos e subseqüentes.

No total examinamos um conjunto de 16 estratégias. Especificamente uma estratégia seleciona ações com base no seu retorno nos últimos J meses e as mantêm em carteira por K meses. Os valores de J e K para as diferentes estratégias estão indicados na primeira coluna e linha respectivamente da tabela 1. A carteira de venda é uma carteira igualmente ponderada de ações vencedoras e a de compra é uma carteira igualmente ponderada de ações perdedoras. Desta forma iremos examinar a lucratividade da estratégia contrária p10-p1 que consiste na compra da carteira perdedora (p10) e venda da carteira vencedora (p1), utilizando como índice de mercado o Ibovespa<sup>12</sup>. Segundo Brito (1989) as carteiras contém 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 1

---

<sup>11</sup> Estratégias que compram ações que obtêm uma boa performance no passado recente e vendem ações que obtêm uma péssima performance.

<sup>12</sup> Os resultados utilizando os outros índices de mercado (IBA e EW) foram semelhantes e não serão apresentados por motivos de espaço. Mais detalhes ver Dall'Agnol (2001).



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

Período de Formação	Período de Teste			
	3	6	9	12
<b>3</b>	<b>3,07%</b>	<b>1,27%</b>	<b>1,10%</b>	<b>1,00%</b>
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
<b>6</b>	<b>2,09%</b>	<b>1,09%</b>	<b>0,93%</b>	<b>1,02%</b>
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
<b>9</b>	<b>2,13%</b>	<b>1,18%</b>	<b>1,16%</b>	<b>1,23%</b>
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
<b>12</b>	<b>2,38%</b>	<b>1,80%</b>	<b>1,59%</b>	<b>1,49%</b>
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

Da tabela podemos observar nitidamente que há evidência de um padrão de reversão para o retorno das ações no curto-prazo nos períodos analisados, haja visto que em todos os casos a estratégia contrária utilizada apresentou-se lucrativa e os números gerados revelaram-se estatisticamente signi...cativos<sup>13</sup>. A medida de retorno anormal (®) varia de 1% a 3% em termos mensais (de 12% até 44% em termos anuais) sendo que a diferença entre os betas é pequena, não podendo ser responsável por uma grande parcela da diferença dos retornos encontrada. Portanto, ao contrário do que acontece no mercado acionário americano (Jegadeesh e Titman( 1993)) a hipótese de "momentum" não se veri...ca no Brasil para o horizonte de tempo analisado.

Um resultado interessante que surge da tabela é que independentemente do período de formação o período de teste que fornece a maior lucratividade para a estratégia p10-p1 é o de 3 meses. Já, ...xando-se o período de teste, com exceção da estratégia 3/3, o período de formação de 12 meses resulta em lucros maiores para a estratégia mencionada. Outro resultado importante é que a estratégia com período de formação e de teste de 3 meses (estratégia 3/3) é a mais lucrativa, sendo a diferença de retorno signi...cativa a 1% (43,82% a.a.).

Adicionalmente investigamos como é a lucratividade da estratégia 3/3 no período Pós-Real e Pré-Real para veri...car se a lucratividade da estratégia está con...nada a uma parcela da amostra em particular. Encontramos, para antes do Plano Real, diferenças expressivas para o retorno, com a lucratividade da estratégia contrária analisada atingindo 69,63% em termos anuais (4,5 %a.m.), como pode ser visto na tabela 2 abaixo. Além disso as diferenças entre os betas continuam não sendo su...cientes para explicar toda a diferença de retorno encontrada entre os portfólios extremos.

Tabela 2

<sup>13</sup> É importante mencionar que todos os p-values para as estimativas de diferença dos retornos foram corrigidos para autocorrelação serial dos resíduos pelo estimador da matriz de covariância de Newey-West, onde o número de truncagem do lag (q) que representa o número de autocorrelações usadas para avaliar a dinâmica dos resíduos é dado por (segundo a própria sugestão de Newey-West):

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

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 ...quem muito baixos afetando não a magnitude das estimativas, mas sim a sua signi...cância.

Período de Formação e Teste: 3 meses  
 número de observações: 95  
 Início: Maio-86  
 Término: Abril-94

portfólios	Retorno Médio Bruto Mensal	IBA**		Índice EW		Ibovespa		
		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						

\* 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 depois do Plano Real (tabela 3) a diferença dos retornos diminui, mas deixando de ser significativa. Em termos anuais a diferença é de 19,16% para p10-p1. Desta forma para o período a partir de setembro de 1994 não encontramos evidência de reversão no retorno dos carteiras o que sugere que a partir de 1994 tenha havido um aumento de eficiência no mercado acionário brasileiro com a introdução do Plano Real. A evidência sugere que com o aumento da estabilidade os agentes passaram a cometer menos erros sistemáticos de avaliação.

Tabela 3

Período de Formação e Teste: 3 meses  
 número de observações: 66  
 Início: Dezembro-94  
 Término: Maio-00

portfólios	Retorno Médio Bruto Mensal	IBA		Índice EW		Ibovespa		
		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
Média		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						

\* 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 Evidência no Longo-Prazo

Começamos nossa análise de longo-prazo investigando a rentabilidade de estratégias contrárias para o período de formação e de teste de 12 meses, mais pormenorizadamente. Primeiramente computamos o retorno acumulado, a cada mês, dos 12 meses anteriores para cada uma das ações constituintes da nossa amostra, e classificamos as mesmas em

decis. Desta forma obtivemos uma média de 18 ações por carteira (decis) 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. A seguir acompanhamos o retorno das carteiras a cada um dos próximos 12 meses (período de teste). Os períodos de teste e de formação, convém lembrar, constituem-se de intervalos superpostos. Procedendo desta forma obtivemos 151 períodos de formação e de teste para a estratégia analisada, cada período composto por 12 meses e 151 observações de retorno mensal da carteira p num mês de evento  $\zeta$ . Estas 151 observações são usadas na estimativa dos alfas e betas<sup>14</sup>, usando-se três índices como medida da carteira de mercado (Iba, EW, Ibovespa).

A tabela 4 resume os resultados encontrados:

Tabela 4

Período de Formação e de Teste: 12 meses  
 número de observações: 151  
 Início: Fevereiro-87  
 Término: Agosto-99

portfólios	Retorno Médio Bruto Mensal	IBA		Índice EW		Ibovespa		
		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						

\* 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 da estratégia p10-p1 que implica na compra da carteira perdedora (p10) e venda da carteira vencedora (p1). O resultado interessante é a relação inversa encontrada entre retorno prévio e retorno posterior. A carteira perdedora (p10) tem um retorno médio mensal de 3,2% nos 12 meses subsequentes a sua data de formação enquanto a carteira vencedora (p1) tem o retorno médio de 1,7% neste mesmo período, uma diferença de 1,5% ao mês, totalizando 19,39% em termos anuais. Tal estimativa é significativamente diferente de zero em termos estatísticos e contrária a evidência encontrada por Chopra et al (1992) onde numa análise semelhante para o mesmo período de formação e teste eles encontraram uma diferença de -7,2% aa entre as carteiras extremas, usando dados americanos. Jegadeesh e Titman (1993) por sua vez encontram uma diferença de -8,5%aa. Em outras palavras, no Brasil, não há a tendência de "momentum" encontrada no curto prazo por Jegadeesh e Titman (1993) e Chopra et al (1992) para dados americanos.

Este resultado sugere um padrão claro de reversão no retorno das ações para o período analisado, sendo este estatisticamente significativo. Além disso, a diferença entre os retornos encontrada não pode ser atribuída a uma grande diferença de risco entre as carteiras uma vez que as diferenças entre os betas são pequenas.

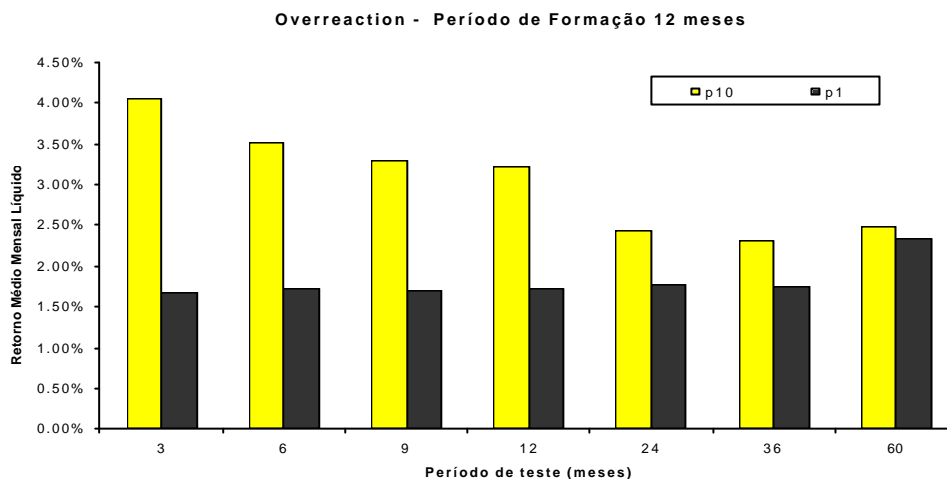
Ao mantermos o período de formação em 12 meses, aumentando o período de teste para 24, 36, 60 meses, percebemos que a diferença encontrada entre os retornos das carteiras extremas é cada vez menor, embora continue positiva e significativa (maiores

<sup>14</sup> 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.

detalhes ver Dall'Agnol (2001)). A diferença entre os betas também diminui (algumas se tornando até negativas), bem como a parte atribuída aos alfas.

Tais resultados sugerem que embora o padrão de reversão ainda se mantenha quando alongamos o horizonte de análise, a magnitude desta reversão é cada vez menor quanto mais tempo estas ações forem mantidas em carteira a partir da classificação inicial. Na Figura 1 plotamos a diferença de retornos encontrada, em termos de retorno médio mensal líquido, entre a carteira perdedora e a vencedora para os vários períodos de teste mantendo-se o período de formação fixo. Percebemos nitidamente que a medida que o período de teste aumenta os desvios sistemáticos dos agentes diminuem, ou seja, ocorre uma correção das expectativas dos agentes.

Figura 1



Quando aumentamos tanto o período de formação quanto o de teste para 24 meses, a lucratividade da estratégia analisada (de 10,83% aa) é menor do que a encontrada para a estratégia 12/12 e a estimativa deixa de ser significativa ao nível de significância de 5%. As diferenças entre os betas continuam não suficientes para explicar a diferença encontrada entre os retornos, algumas até sugerindo que não só a carteira perdedora tenha maior retorno como também seja menos arriscada. O número médio de ações por carteira permaneceu sendo de 18 ações.

Aumentando o horizonte de tempo analisado para 36 meses tanto para o período de formação quanto o de teste a lucratividade da estratégia contrária, de 10,95% aa, é bastante semelhante à magnitude encontrada para a estratégia de 24/24, mas também não significativa ao nível de 10%. O número médio de ações por carteira foi de 17 ações. 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 a carteira perdedora e vender a carteira vencedora, ou seja, no horizonte analisado o padrão de reversão para dados brasileiros é maior.

Por último, quando utilizamos como período de teste e de formação 60 meses<sup>15</sup> 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. Em termos anuais a diferença é de -5,49% para p10-p1. Tal resultado vai de encontro ao reportado por Chopra et al (1992) que para dados americanos encontram uma diferença no retorno das

<sup>15</sup> O número médio de ações por carteira foi de 17 ações.

carteiras extremas 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 carteiras ao invés das 10 aqui utilizadas.

É interessante notar que os resultados aqui encontrados estão em linha com outros trabalhos realizados (como Bonomo, Torres e Fernandes (2001) que reportam a existência de autocorrelação negativa no retorno das ações no horizonte de 1,2,3 e até 4 anos) e sugerem que há um efeito de sobre-reação no mercado brasileiro, confirmando e corroborando a evidência encontrada por Costa Jr (2000). A evidência brasileira no entanto distingue-se da americana em dois aspectos; o período de análise no qual ocorre a sobre-reação é distinto do americano e, 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 subsequentes 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 1994<sup>16</sup> e outra que utiliza dados a partir de setembro de 1994.

Tabela 5

Período de Formação e de Teste: 12 meses  
 número de observações: 78  
 Início: Fevereiro-87  
 Término: Julho-93

	portfólios	Retorno Médio Bruto		IBA		Índice EW		Ibovespa	
		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	
<b>p10-p1</b>		<b>0,022</b>	<b>0,022</b>	<b>0,018</b>	<b>0,010</b>	<b>0,347</b>	<b>0,017</b>	<b>0,160</b>	
<i>p-value *</i>		<i>0,00</i>							

\* 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 da estratégia analisada. Em termos anuais teríamos um retorno de 30,05% para a estratégia p10-p1 sendo a estimativa bastante significativa e de novo não podendo ser atribuída a uma grande diferença em termos de risco das carteiras.

Tabela 6

<sup>16</sup> 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.

Período de Formação e de Teste: 12 meses  
 número de observações: 48  
 Início: Setembro-95  
 Término: Agosto-99

portfólios	Retorno Médio Bruto Mensal	IBA		Índice EW		Ibovespa		
		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					

\* 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 mais uma vez não encontramos evidência de...nitiva de reversão no retorno dos carteiras. Em termos anuais a lucratividade da estratégia analisada seria de -1,95% para a compra da carteira perdedora e venda da vencedora.

Tal evidência con...rma o resultado anteriormente encontrado quando da partição da amostra para o período de teste e de formação de 3 meses, sugerindo ter havido um aumento da e...ciência pós-Plano Real.

## 6 "Overreaction" ou risco maior?

Uma crítica comum ao estudo realizado é que as ...rmas selecionadas na carteira perdedora 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 as carteiras extremas remonta a 19,39% aa para a estratégia 12/12. O que queremos determinar agora é quanto da diferença de retorno encontrada é devido a uma compensação pelo risco, tendo em vista que uma série de retornos absurdamente negativos irá aumentar o risco do ativo e portanto o retorno esperado requerido.

Em particular, 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 ( $r_{mt} - r_{ft}$ ). Numerosos estudos empíricos, no entanto, acharam uma estimativa menor para a compensação de risco do que a prevista pelo CAPM. Corroborando esta hipótese Chopra et al (1992) encontraram um prêmio de risco empírico menor do que o teórico.

Baseado nestes resultados, para estimarmos a relação empírica existente entre risco e retorno na nossa amostrta construímos carteiras com base no ordenamento dos betas, sendo o beta de cada ...rma calculado com base na regressão (2) por MQO usando os retornos mensais durante o período de ordenamento (12 meses<sup>17</sup>).

$$R_i = \beta_i + \epsilon_{im} R_{mt} \quad (2)$$

onde:

<sup>17</sup> Utilizamos também o período de ordenamento de 24 meses para o cômputo dos betas e os resultados encontrados foram bastante semelhantes.

$R_i$  é o retorno do ativo  $i$  e  $R_{mt}$  é o retorno da carteira de mercado.

Os betas de cada empresa foram calculados com base nos 3 índices de mercado (Ibo, Ibovespa, Ew), isto é, para cada empresa temos três betas diferentes de acordo com o índice de mercado utilizado. Para cada um dos meses as empresas são então ordenadas com base nestes betas e atribuídas a uma de dez carteiras.

Como a liquidez das ações é tida como um fator importante no Brasil para explicar o retornos dos ativos, criamos um modelo de fatores introduzindo o índice de Liquidez em Bolsa da Economatica<sup>18</sup> como um dos regressores. 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.

O que fizemos então foi rodar um painel com o retorno das dez carteiras ordenadas pelos betas contra os betas das carteiras e o índice de liquidez das carteiras. Computamos o retorno das carteiras para determinado período de teste como sendo o retorno médio de se manter investimentos em tal carteira pelo período de 12 meses a partir da sua data de ordenação (ou formação). O beta da carteira a cada mês do período de teste foi computado como a média dos betas dos ativos que compunham a carteira nesta data. O beta total da carteira para determinado período de teste foi então computado como uma média dos 12 betas computados para os 12 meses daquele período de teste. O índice de liquidez foi calculado da mesma forma que os betas. Como temos 145 períodos de teste<sup>19</sup> este procedimento nos retorna uma série de 145 retornos, betas e índice de liquidez para cada carteira, como são 10 carteiras, temos então 1450 observações.

Com estas séries em mãos rodamos um painel por GMM<sup>20</sup>, utilizando a regressão (3) e 1450 observações.

$$R_p = \mu + \beta_p r_{ps} + \alpha_p \frac{1}{L} \quad (3)$$

onde:

$R_p$  é o retorno da carteira  $p$  e  $\beta_p$  é o beta da carteira  $p$ ;  $r_{ps}$  é o prêmio de risco empírico,  $\alpha_p$  é o índice de liquidez (na sua forma logarítmica) e  $\frac{1}{L}$  é o prêmio do índice de liquidez.

Como instrumentos utilizamos os betas e os índices de liquidez defasados. Pelo fato de estarmos utilizando o beta dos portfólios como regressor e não os betas das ações o problema que poderia surgir por estarmos utilizando variáveis estimadas como regressores é minimizado. Tal problema seria fruto do erro de mensuração da variável estimada que poderia fazer com que o regressor não fosse decorrelatado do erro. Como o beta do portfólio representa uma agregação dos betas individuais tal variável tende a apresentar um erro menor fruto da soma dos desvios para cima e para baixo dos betas individuais que compõem a carteira. O uso de variáveis instrumentais representa, então, um cuidado a mais fazendo com que apenas a parte do regressor correlacionada com a variável instrumental e ortogonal ao erro seja utilizada na regressão, melhorando as propriedades estatísticas dos estimadores. Os resultados são mostrados a seguir.

É importante notar que de acordo com o índice utilizado para construir o beta dos ativos teremos o retorno das carteiras ordenadas com base nestes betas, os próprios betas destas carteiras e o índice de liquidez destas carteiras, ou seja teremos três séries distintas de cada uma destas variáveis correspondendo aos três índices de mercado utilizados como medida da carteira de mercado. Convém mencionar também que as estimativas feitas foram corrigidas para heterocedasticidade e autocorrelação<sup>21</sup>.

<sup>18</sup> O índice de liquidez ( $ln_{pt}(L)$ ) é usado na forma funcional logarítmica por ser esta uma forma bastante usada no mercado:

<sup>19</sup> São 145 meses e não mais 151 porque o início do período de teste dá-se em agosto de 1987 uma vez que o Ibo 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.

<sup>20</sup> A estimativa por GMM é uma estimativa robusta no sentido de que nenhuma informação a priori sobre a distribuição dos resíduos é requerida.

<sup>21</sup> 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, afetando 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  $t$

Tabela 7

**Excesso de Retorno Ajustado ao Beta ( 12 meses)**

$$r_p - r_f = a_0 + a_1 \text{beta}_{(p)} + a_2 \log(\ln)_{(p)} + e_p$$

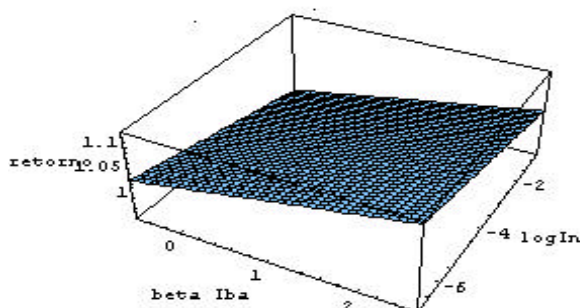
	Beta Iba		Beta EW		Beta Ibov	
	coeficientes	estatística t	coeficientes	estatística t	coeficientes	estatística t
intercepto	0,9680	133,207	1,0102	269,194	0,9825	157,084
beta <sub>(p)</sub>	0,0279	6,842	0,0009	0,482	0,0223	5,050
log(ln) <sub>(p)</sub>	-0,0119	-9,909	-0,0043	-5,946	-0,0090	-9,474
R2	0,2018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

Analisando a tabela 7 encontramos que as estimativas para o prêmio de risco encontradas utilizando-se o Iba e o Ibovespa como índice de mercado não diferem muito. 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<sup>2</sup> muito baixo os parâmetros advindos deste modelo foram descartados.

Na figura abaixo plotamos o plano estimado (o modelo de fatores) para as 10 carteiras formadas com base no ordenamento dos betas, utilizando o Iba como índice de mercado.

Figura 2



Os desvios em relação a este plano nos dão uma estimativa do retorno anormal que queremos mensurar. Segundo a tabela 7 o prêmio de risco empírico fica em torno de 2% a.m. a 3% a.m. e o prêmio de liquidez em torno de -1% a.m. Na tabela 8 computamos o retorno estimado das carteiras calculados a partir dos coeficientes estimados na regressão 3 e dos valores dos betas e do índice de liquidez das carteiras; o retorno anormal de cada carteira (o desvio em relação ao plano, representado pela subtração do retorno estimado do retorno amostral) e o retorno anormal da estratégia p10-p1 que consiste na diferença entre os retornos anormais de cada carteira, ou seja, a soma dos desvios em relação ao plano. Usamos os coeficientes advindos da regressão na qual o Iba é usado como o índice de mercado por ser esta a regressão que apresentou o maior R<sup>2</sup>:

Tabela 8

muito baixas o que não parece ser o caso para as estimativas em questão.



Retorno Médio Bruto Mensal							
rp10 estimado	1,0266	rp10 amostral	1,0315	rp10 (amostral - estimado)	0,0049	rp10-rp1	2,38%
rp1 estimado	1,0356	rp1 amostral	1,0167	rp 1 (amostral - estimado)	-0,0188		

Usando dados mensais a carteira perdedora tem uma performance superior a uma carteira de mesmo beta de 4,9% e a carteira vencedora tem uma performance inferior a uma carteira de mesmo beta de 1,88%. Os desvios em relação ao plano totalizam 2,38%, um valor ligeiramente maior do que a estimativa encontrada na tabela 4 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 índice 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 efeito de "overreaction" sobrevive a correções para o risco e 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) para dados americanos.

## 7 "Overreaction" ou Efeito Tamanho?

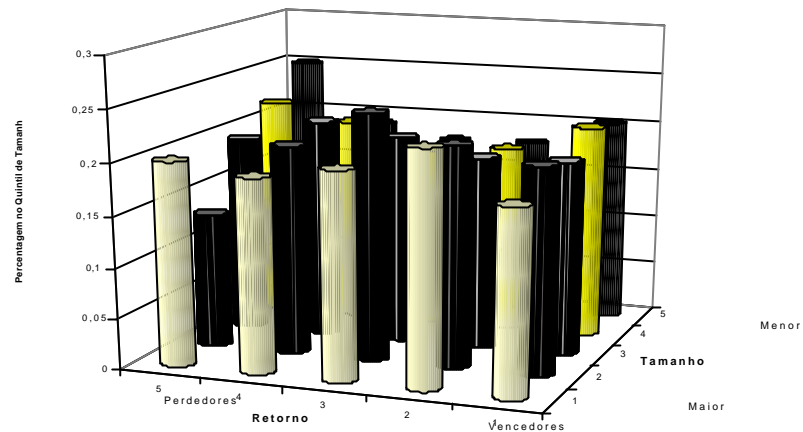
A relação entre tamanho<sup>22</sup> da empresa e retorno em excesso ao previsto pelo CAPM foram estudados por Banz (1981), Reinganum (1981), Fama e French (1992) entre outros. Banz (1981) e Reinganum (1981) evidenciaram que, na média, empresas com pequena capitalização de mercado obtêm retornos significativamente maiores do que as empresas com grande capitalização de mercado, mesmo ajustando-se para diferenças entre os betas. Concomitantemente, Zarowin (1990) argumenta que a performance superior da carteira perdedora em relação a carteira vencedora não deve-se ao efeito de "overreaction" e sim é uma manifestação do tamanho ou do efeito janeiro, uma vez que ao final do período de ordenamento a carteira perdedora tende a ser composta de empresas menores do que a carteira vencedora. 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, 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 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. Dado que os resultados anteriores não são conclusivos, queremos verificar a existência ou não deste efeito na nossa amostra. Em sendo o caso, um ajuste para tamanho seria justificável.

A Figura 3 nos mostra a distribuição conjunta das empresas caracterizadas por tamanho e retorno. Para cada quintil classificado pelo tamanho observamos sua composição em termos das empresas ordenadas por retorno prévio.

Figura 3

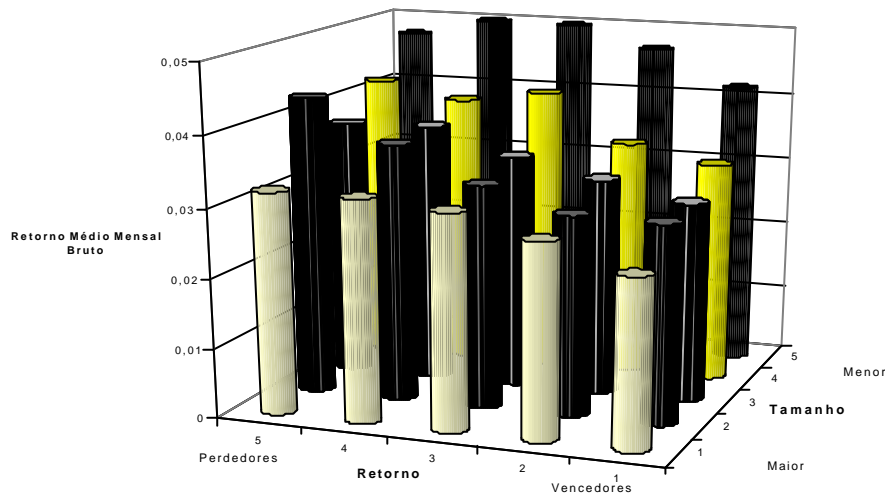
<sup>22</sup> Tamanho aqui é medido pela capitalização de mercado que é igual ao preço da ação multiplicado pelo número de ações existente.



Pela ...gura 3 observamos que aproximadamente 25% do quintil de menor capitalização (quartil 5), é composto pelas ...rmas que estão no quintil das perdedoras (quartil 5), enquanto que as ...rmas vencedoras (quartil 1) totalizam 20% da composição<sup>23</sup>. A diferença de concentração em termos de ...rmas previamente perdedoras e vencedoras é pequena, o que nos fornece a priori apenas um indício de haver uma correlação negativa entre tamanho e retorno.

Na ...gura 4 abaixo plotamos a distribuição conjunta dos retornos mensais para os mesmos quintis usados na ...gura 3.

Figura 4



Analisando a ...gura percebemos que mantendo o quintil classi...cado por retorno constante, os retornos são maiores quanto menor for a capitalização. Há também uma tendência de que, mantendo-se o tamanho ...xo, o retorno aumente quanto menor tiver sido o retorno anterior.

Diante do exposto procedemos o cômputo do retorno das carteiras classi...cadas de acordo com o tamanho (tabela 9). Na tabela 9 observamos claramente que quanto menor o tamanho maior o retorno subsequente, tanto quando utilizamos a amostra toda ou

<sup>23</sup> Para dados americanos Chopra et al (1992) mostram que o quintil com menor capitalização de mercado é composto por 40% de ...rmas perdedoras e 10% de ...rmas ganhadoras, revelando portanto uma correlação muito forte entre tamanho e retorno para dados americanos.

quando utilizamos apenas uma amostra restrita, expurgando da amostra todas as ações que previamente pertenceram às carteiras perdedoras ou vencedoras (carteiras 10 e 1) no intuito de maximizar a distinção entre o efeito de “overreaction” e o efeito tamanho.

As diferenças nos retornos encontradas entre as menores ...rmas e as maiores são altamente signi...cativas quando utilizamos a amostra toda e permanecem positivas, um pouco menos signi...cativas, quando a amostra restrita é utilizada. É interessante notar que a diferença no retorno das carteiras extremas quando a amostra restrita é utilizada é da mesma magnitude da diferença nos retornos encontrada quando as carteiras são ordenadas por retorno prévio acumulado, sugerindo que o padrão de reversão anteriormente encontrado seja fruto apenas do efeito tamanho na amostra. Prosseguimos, então, com a realização de um ajuste para tamanho para observar, se a despeito deste efeito, a diferença entre as carteiras perdedoras e vencedoras permanece positiva e signi...cativa.

Tabela 9

Período de Formação e de Teste: 12 meses  
 número de observações: 151  
 Início: Fevereiro-87  
 Término: Agosto-99

Retorno Médio Bruto Mensal

portfólios		Portfólios Ranqueados por Tamanho			Capitalização Média	
		Retorno Acumulado	Amostra total	Amostra Restrita	Amostra total	Amostra Restrita
( em milhares de Reais )						
menor	10	1,032	1,049	1,032	1.878,9	10.656,5
	9	1,029	1,037	1,023	7.113,3	31.989,2
	8	1,031	1,033	1,022	16.185,0	56.046,7
	7	1,026	1,026	1,019	29.832,3	85.826,8
	6	1,024	1,022	1,012	50.098,8	131.927,1
	5	1,023	1,018	1,012	80.342,6	218.820,0
	4	1,021	1,018	1,012	138.190,8	471.007,7
	3	1,021	1,014	1,022	272.781,3	876.520,7
	2	1,019	1,024	1,023	839.921,4	13.271.984,0
maior	1	1,017	1,005	1,017	1.761.217.597,3	686.527.220,4
Média		1,02	1,02	1,02	176.265.394,2	70.168.199,9
p10-p1		0,015	0,043	0,015		
p-value *		0,006	0,000	0,004		

\* 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 construir os retornos ajustados para tamanho as ...rmas são ordenadas com base na sua capitalização de mercado ao ...nal de cada um dos períodos de formação e atribuídas a uma de 10 carteiras formadas com base no tamanho. Para cada uma das 10 carteiras formadas com base no retorno é formado uma carteira controlada para tamanho da seguinte forma: a carteira controlada para tamanho é construída de forma a ter a mesma composição em termos de tamanho, isto é, a mesma capitalização média, do que a sua correspondente carteira formada com base no retorno, a partir de uma combinação convexa das carteiras ordenadas por tamanho<sup>24</sup>. Desta forma poderemos inferir quanto do retorno da carteira é proveniente apenas do tamanho que aquela carteira possui (sua capitalização média).

Tabela 10

<sup>24</sup> É fato que existiriam inúmeras formas de se fazer esta combinação convexa, foi então arbitrado que a mesma seria feita entre as carteiras classi...cadas por tamanho cujas capitalizações médias fossem imediatamente adjacentes a capitalização média da carteira classi...cada por retorno.

Período de Formação e de Teste: 12 meses  
 número de observações: 151  
 Início: Fevereiro-87  
 Término: Agosto-99

Portfólios	Retorno Médio Bruto Mensal (%)				Retornos Ajustados para tamanho		
	Portfólios Ranqueados por Retorno Acumulado	Portfólios controlados para tamanho			$e = rp - rs$		
		(rp)	Amostra total (rs)	Amostra Restrita (rs)	Diferença	1 - 2	1 - 3
	1	2	3	2 - 3	5	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
<b>p10-p1</b>		<b>0,015</b>	<b>0,001</b>	<b>0,004</b>	<b>-0,003</b>	<b>0,014</b>	<b>0,011</b>
p-value *		0,006	0,491	0,324	0,291	0,001	0,072

\* 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 a carteira perdedora e a vencedora (1,5% - 1,1%). Ou seja, a despeito da influência do tamanho continua existindo uma diferença positiva e significativa no retorno das carteiras extremas de aproximadamente 14,33% a.a.

## 8 Padrão sazonal

Keim (1983), usando dados americanos, mostra que aproximadamente 1/2 do efeito tamanho pode ser atribuído ao mês de janeiro (efeito janeiro) e que a maior parte do prêmio de janeiro ocorre nos primeiros dias úteis do mês, o que 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.

Para o Brasil, Costa Jr. e O' Hanlon (2000) não encontram evidência de efeito janeiro para o período de 70 a 89 e Bonomo, Torres e Fernandes (2001) revelam a existência de sazonalidades mensais em outubro e novembro, mas não verificam a sazonalidade de janeiro para a amostra utilizada que abrange o período de 1986 a 1998.

Na tabela observamos a relação existente entre "overreaction" e sazonalidade na nossa amostra:

Tabela 11

Período de Formação e Teste: 12 meses  
 Período de Teste: 12 meses  
 Início: fevereiro-87  
 Término: agosto-99

portfolios	Retorno Médio Bruto (%)			Retornos Ajustados para Tamanho			
	Mensal	Jan	Fev-Dez	Mensal	Jan	Fev-Dez	
	(rp) 1	2	3	$e = rp - rs$ 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

\* 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

Percebemos que há um forte indício de efeito janeiro no período analisado<sup>25</sup> (diferenças nos retornos muito signi...cativas em janeiro), mesmo controlando-se para o efeito tamanho.

A principal hipótese existente para explicar a anomalia descrita é a hipótese do efeito tax-loss selling: Roll (1983) levantou a hipótese de que a maior volatilidade das ...rmas pequenas faz com que as mesmas experimentem mais perdas no curto prazo os quais os investidores podem querer realizar por motivos ...scais antes do término do ano ...scal. Esta pressão de venda reduziria o preço das ações de ...rmas pequenas em dezembro tendo um repique em janeiro quando os investidores recompram as ações para reestabelecer as posições de investimento. Branch (1977), Roll (1982, 1983), Dyl (1977) fornecem evidência da associação do efeito janeiro com a hipótese de tax-loss selling. 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. Expectativas racionais implicariam pouca relação entre a sazonalidade de janeiro e perdas no longo prazo, no entanto 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 ...scal.

Como no Brasil os impostos sobre ganhos de capital são pagos ao ...m de cada mês haveria menos incentivo para que os agentes agissem da forma prevista pela hipótese de tax-loss selling e portanto menos incentivo para ocorrer a sazonalidade de janeiro. Uma possível explicação para a evidência encontrada poderia ser, então, a integração existente entre o mercado acionário brasileiro e o norte-americano, o que levaria o mercado acionário brasileiro a mimetizar o comportamento dos mercado americano, para prevenir qualquer possibilidade de arbitragem.

Para veri...car esta hipótese, com base no resultado encontrado por Castro (2001) de que o Brasil tornou-se mais integrado ao mercado mundial a partir de maio de 1991, particionamos a amostra em dois períodos: o primeiro indo de fevereiro de 87 a abril de 1991 (tabela 12) e o segundo indo de maio de 1991 à agosto de 1999 (tabela 13).

Tabela 12

<sup>25</sup> Replicamos a tabela tanto aumentando o período de formação quanto o de teste e o resultado encontrado foi o mesmo. A sazonalidade de janeiro permanece até dois anos depois do período de formação.

Período de Formação e 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)			$e = rp - rs$		
portfólios		1	2	3	1-4	2-5	3-6
		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
maior	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

\* 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 13

Período de Formação e de Teste: 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	2-5	3-6
		7	8	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

\* 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 14

Se a hipótese previamente levantada estivesse 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. No entanto, o que verificamos é que o retorno ajustado para tamanho em janeiro é altamente significativo nos dois períodos enquanto que para fevereiro-dezembro não.

Adicionalmente decidimos verificar se o mesmo padrão sazonal sugerido por Bonomo, Torres e Fernandes (2001) de que há sazonalidade no retorno das ações em outubro e novembro é evidenciado no cross-section. O que percebemos é que não há sazonalidade cross-section para outubro e novembro (os valores não são significativos), isto é, todas as ações perdem igual ou ganham igual em outubro e novembro, não havendo um grupo que perca ou ganhe mais.

Período de Formação e de Teste: 12 meses  
 Início: Fevereiro-87  
 Término: Agosto-99

		Retorno Médio Bruto (%)			Retornos Ajustados para Tamanho		
		Mensal	Out	Acumulado	Mensal	Out	Acumulado
		(rp)			$e = rp - rs$		
portfólios		1	2	3	1-4 7	2-5 8	3-6 9
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

\* 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 15

Período de Formação e de Teste: 12 meses  
 Início: Fevereiro-87  
 Término: Agosto-99

		Retorno Médio Bruto (%)			Retornos Ajustados para Tamanho		
		Mensal	Nov	Acumulado	Mensal	Nov	Acumulado
		(rp)			$e = rp - rs$		
portfólios		1	2	3	1-4 7	2-5 8	3-6 9
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	0,845	0,004	0,072	0,160	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

## 9 Retorno ajustado à Liquidez

Uma vez que no cômputo do modelo de fatores na seção 6 inferimos que a variável liquidez é altamente signi...cativa, nesta seção procedemos o cômputo do retorno ajustado para liquidez, de maneira análoga ao que foi feito para o controle do tamanho. O objetivo consiste em veri...car quanto da diferença encontrada no retorno dos portfólios pode ser atribuída a uma diferença de liquidez entre os mesmos.

Primeiramente, a cada mês ordenamos as ações pelo índice de liquidez em bolsa e classi...camos as ações em decis construindo as carteiras. Estas carteiras são então acompanhadas durante os 12 meses subseqüentes ao período de formação e os seus retornos são computados como uma média do retorno do período. Este procedimento é o mesmo adotado na seção 3, a única diferença é a maneira pela qual as ações são ordenadas.

Tabela 16

Período de Formação e de Teste: 12 meses  
 número de observações: 148  
 Início: Maio-87  
 Término: Agosto-99

**Retorno Médio Bruto Mensal**

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

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

Tabela 17

Período de Formação e de Teste: 12 meses  
 número de observações: 148  
 Início: Maio-87  
 Término: Agosto-99

**Retorno Médio Bruto Mensal**

portfólios	Portfólios Ranqueados por Retorno Acumulado		Portfólios controlados para IN Amostra total		Diferença	Retornos Ajustados para liquidez	
	(rp)	(rs)	(rs)			e = rp - rs	
	1	2	3	2 - 3	1 - 2	1 - 3	
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
maior	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

\* 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 ajustamos a diferença do retorno para diferenças de liquidez (coluna 6) a primeira continua positiva e signi...cativa, totalizando 1,2% em termos mensais, sugerindo que a diferença de liquidez por si só não pode explicar a magnitude da diferença encontrada no retorno das carteiras extremas (1,5% a.m.). Para a estratégia p10-p1 há nitidamente um efeito de overreaction além do que poderia ser atribuído a uma diferença de liquidez entre os portfólios.



## 10 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-ordenamento (período de teste), levando em conta a correlação entre eles. Esta análise é feita usando-se 100 carteiras, cada uma contendo um número desigual de ...rmas, formadas com base em ordenamentos independentes com respeito ao tamanho das ...rmas e retornos prévios. Isto assegura que as ...rmas pertencentes ao menor (maior) decil sejam realmente pequenas (grandes) com respeito a todas as ...rmas na amostra e não são somente com respeito à ...rmas no seu quintil de retorno prévio<sup>26</sup>.

Para cada uma destas carteiras o beta é calculado da seguinte forma: para cada uma das 100 carteiras é feita uma regressão por MQO (4) usando até 151 observações dos retornos das carteiras para cada um dos 12 meses de evento do período de teste. Desta forma estimamos, por exemplo, o beta para o mês de evento  $i = 1$  para a carteira 1. Repetindo o procedimento para os 12 meses de evento e computando a média dos números teremos uma estimativa do beta para a carteira 1. Uma desvantagem deste método é que há muitas carteiras com observações inexistentes em alguns dos 151 períodos de formação, devido ao fato das carteiras serem construídas a partir de ordenamentos independentes do tamanho e do retorno.

$$r_{pt}(i) - r_{ft}(i) = \beta_p(i) + \gamma_p(i) [r_{mt} - r_{ft}] + \delta_{pt}(i) [\text{Log}(I_{pt}(i))] + e_{pt}(i) \quad (4)$$

De posse dos betas iremos computar o excesso de retorno da carteira ( $r_p - r_f$ ). O excesso de retorno da carteira para determinado mês é calculado como uma média dos excessos de retorno dos ativos que compõem a carteira naquele mês. O excesso de retorno da carteira para cada período de teste é então computado como o excesso de retorno médio de se manter o investimento na carteira por 12 meses a partir da sua data de formação. Como temos 151 períodos de teste teremos 151 excessos de retorno para cada carteira. O excesso de retorno total para cada carteira é então computado como a média destes 151 excessos de retornos.

O índice de liquidez é calculado de forma semelhante ao excesso de retorno da carteira. Primeiro o índice de liquidez para determinada carteira em determinado mês é calculado como uma média dos índices de liquidez das ações que compõem aquela carteira naquele mês. O índice de liquidez para determinado período de teste é computado como uma média dos índices de liquidez mensais da carteira para o período de teste e o índice de liquidez "total" da carteira é então calculado como uma média dos índices de liquidez dos períodos de teste.

Com as séries de excesso de retorno das carteiras, betas e liquidez estimamos a regressão (5) usando MQO e 100 observações referentes às 100 carteiras construídas a partir de ordenamentos independentes com base em retorno prévio e tamanho.

$$r_p - r_f = a_0 + a_1 \text{Tamanho}_p + a_2 \text{Retorno}_p + a_3 \text{Betas}_p + a_4 \log(I_n)_p + a_5 e_p \quad (5)$$

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

Os resultados podem ser vistos na tabela 18:

Tabela 18

<sup>26</sup> Este método é o mesmo usado por Zarowin (1990).

$$r_p - r_f = a_0 + a_1 \text{ tamanho} + a_2 \text{ retornop} + a_3 \text{ betap} + a_4 \log(\ln)p + \epsilon_p$$

	lba		EW		lbov	
	coeficientes	estatística t	coeficientes	estatística t	coeficientes	estatística t
intercepto	-0.0345	-3.498	-0.0370	-4.938	-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%	
9*coef log(ln)	-31.9%		-6.0%		-18.2%	
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 a menor carteira o que o sinal do parâmetro nos informa é que quanto menor a carteira 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 lba como índice de mercado) implica que depois de se controlar para tamanho, beta e liquidez, os perdedores extremos excedem os vencedores extremos por 0,91% ao mês em média nos 12 meses do período de teste<sup>27</sup>. Também vale a pena notar que o coeficiente do beta de 0,0166 é menor que o coeficiente de 0,0279 encontrado na regressão (3), 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 carteira, dependendo da carteira ser formada de carteiras pequenas, médias ou grandes. O objetivo é descobrir para qual tamanho de carteira 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 a carteira pertence às 40% carteiras menores, DM é uma variável dummy igual à 1 se a carteira pertence às 40% intermediárias e DL é uma variável dummy igual à 1 se a carteira pertence às 20% maiores.

Tabela 19

$$r_p - r_f = a_0 + a_1 \text{ tamanho} + a_2 \text{ DS*retornop} + a_3 \text{ DM*retornop} + a_4 \text{ DL*retornop} + a_5 \text{ betap} + a_6 \log(\ln)p + \epsilon_p$$

	lba		EW		lbov	
	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	

<sup>27</sup> Uma vez que tanto Retorno quanto Tamanho são medidos com o "rank" do portfólio, 0,0010 multiplicado por (10-1) resulta em 0.91% de diferença.

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

Este fato merece uma análise mais cuidadosa. Na tabela 20 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 e o Iba como índice de mercado.

Cada uma das 5 regressões usa 20 observações referentes às 20 carteiras do total de 100 que correspondem ao grupo adequado (as estatísticas t encontram-se abaixo das estimativas dos coe...cientes).

Tabela 20

$$r_p - r_f = a_0 + a_1 \text{ retorno} + a_2 \text{ beta} + a_3 \log(\text{Iba}) + e_p$$

Decil de Tamanho	Intercepto	Estimativas dos coeficientes*			R2 ajustado	9 * coeficiente do retorno
		Retorno	Beta	Log(Iba)		
5	<b>-0.0070</b>	<b>0.0013</b>	<b>0.0184</b>	<b>0.2107</b>	<b>0.22</b>	<b>1.13%</b>
	-1.008	1.754	0.913	1.857		
4	<b>0.0018</b>	<b>0.0009</b>	<b>-0.0199</b>	<b>0.2748</b>	<b>0.13</b>	<b>0.79%</b>
	0.182	1.989	-0.824	0.645		
3	<b>-0.0099</b>	<b>0.0009</b>	<b>-0.0094</b>	<b>0.1606</b>	<b>0.17</b>	<b>0.82%</b>
	-1.146	1.853	-0.733	0.801		
2	<b>-0.0161</b>	<b>0.0016</b>	<b>-0.0026</b>	<b>0.2084</b>	<b>0.56</b>	<b>1.47%</b>
	-1.770	4.730	-0.179	1.383		
1	<b>-0.0308</b>	<b>0.0023</b>	<b>0.0090</b>	<b>-0.7010</b>	<b>0.80</b>	<b>2.04%</b>
	-2.221	6.931	0.448	-8.676		

Como podemos ver da tabela 20 o coe...ciente do retorno é cada vez 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 a carteira perdedora e a vencedora para cada decil de tamanho, mantendo beta e liquidez constantes. Os números demonstram que para as ...rmas 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). Outro aspecto encontrado é que para as pequenas ...rmas tanto as variáveis explicativas beta quanto Retorno não apresentam coe...cientes estatisticamente signi...cativos e o R<sup>2</sup> destas regressões é baixo (0,22), o que quer dizer que nem os retornos anteriores nem os betas explicam muito do retorno das pequenas ...rmas.

## 11 Conclusão

Pesquisas de psicologia experimental tem 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 rejeitado 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 identi...car 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.

Em primeiro lugar observamos que ao contrário da tendência de “momentum”, documentada no curto-prazo<sup>28</sup> por Jegadeesh e Titman (1993) para dados americanos, no mercado acionário brasileiro há tendência de reversão, sendo a estratégia que rebalança a carteira em três meses com base nos retornos dos três meses passados a de maior lucratividade.

Consistentemente com a hipótese de “overreaction” identificamos que 12 meses após o período de formação, as carteiras perdedoras têm um retorno de cerca de 19% em excesso ao da carteira vencedora. Esta estimativa é bem superior ao valor encontrado por De Bondt e Thaler (1985) de 8%, e de Chopra et al (1992), de 14%. 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 resultados 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 presença 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 das carteiras extremas de 18% (amostra total) ou 14% (amostra restrita). O efeito de overreaction, então, não é só uma manifestação do tamanho ao contrário do argumentado por Zarowin (1990).

Quanto a 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% (11,48%) 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 as carteiras perdedoras tendo uma melhor performance do que as vencedoras em 1,88% (25%).

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.

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.

Outro fator importante é que os investidores podem ter menos tempo do que as estratégias contrárias exigem para se pagar.<sup>29</sup> 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

<sup>28</sup> Este definido como compreendendo o período de 3 a 12 meses.

<sup>29</sup> 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.

uma estratégia muito arriscada. Se não há garantias de que os desvios serão corrigidos em tempo hábil (por exemplo antes da próxima 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. A abordagem de ...anças comportamentais nos oferece o ponto de vista estas diferenças existem pela propensão dos investidores a cometer erros na formação de suas expectativas dando peso exagerado e extrapolando os resultados recentes das empresas.

## 12 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*, vol 9 pp3-18

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

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. *Revista Brasileira de Econometria – 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*, vol50 pp198-207

Brito, N. (1989) *Gestão de Investimentos* Editora Atlas, São Paulo

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

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

Ceretta, P.S. e NCA da Costa Jr (2000) Quantas ações tornam um carteira diversificada no mercado de capitais brasileiro?. *Coleção Coppead de Administração Mercado de Capitais: Análise Empírica no Brasil* Org: Newton Carneiro Afonso 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* vol 41 pp 1115-1128

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

Chopra, N. , J. Lakonishok e J. R. Ritter (1992), Measuring Abnormal Performance: Do stocks overreact? *Journal of Financial Economics* vol 31 pp235-268

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

Costa Jr. NCA 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 Afonso da Costa JR, Ricardo Pereira Câmara Leal, Eduardo Facó Lemgruber

Costa Jr. NCA 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 Afonso da Costa JR, Ricardo Pereira Câmara Leal, Eduardo Facó Lemgruber

- Dall'Agnol I. (2001) Retornos Anormais e Estratégias Contrárias. Dissertação de mestrado sob orientação de Marco Antonio Bonomo. EPGE. FGV.
- De Bondt, Werner F. M. and Richard H. Thaler (1985) Does the stock market overreact?, *Journal of Finance* 40,793-805
- De Bondt, Werner F. M. and Richard H. Thaler (1985) Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality, *Journal of Finance* 42,557-581
- Dyl, E. (1977) Capital gains taxation and year-end stock market behavior *Journal of Finance* vol 32 pp 165-175
- Fama, E e K. French (1992) The cross-section of expected returns, *Journal of Finance* vol 47, p.427-465
- Ibbotson, R. G. (1975) Price performance of common stock new issues. *Journal of Financial Economics* 2, 235-272
- Jegadeesh, Narasimahn and Sheridan Titman.1993>Returns to buying winners and selling losers:Implications for stock market efficiency, *Journal of Finance*,48 pp 65-91
- Jensen , M. C. (1969) Risk, the pricing of capital assets, and the evaluation of investment portfolios, *Journal of Business* 42, 167-247
- Keim, D. B. (1983) Size-related anomalies and stock return seasonality: further empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, vol 12 p 13-32
- Lakonishok, J. A. Shleifer e R.W. Vishny (1994) Contrarian investments, extrapolation and risk, *Journal of Finance* 49, 1541-1578
- Levy R. (1967) Relative strength as a criterion for investment selection *Journal of Finance* vol 22 595-610
- 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 yields and 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 n22 Graduate School of Management, University of California, Los Angeles, CA
- Roll, R. (1983) Was ist das? The turn-of-the-year effect and the return premia of small firms, *Journal of Portfolio Management*, vol 9 pp 18-28
- Schwert, G W (1983) Size and stock returns, and other empirical regularities *Journal of Financial Economics* vol 12 p3-12
- 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