

# ANOMALIAS EM MERCADOS DE CAPITAIS: UMA ANÁLISE DO EFEITO TAMANHO NA BOLSA DE VALORES DE SÃO PAULO COM O USO DO CAPM E DO MODELO DE MERCADO.

**FLAVIO RODRIGO DA SILVA LIMA**

Fundação Visconde de Cairu

**MARCIO MOREIRA COSTA**

Fundação Visconde de Cairu

**ADRIANO LEAL BRUNI, Dr.**

Unifacs

albruni@infinitaweb.com.br

## RESUMO

Este trabalho buscou medir os reflexos do parâmetro tamanho das empresas na obtenção de retornos anormais de portfólios de ações no mercado brasileiro, no período de 1995 a 2003. Examinou as evidências do Efeito Tamanho com uso dos Modelos CAPM e de Mercado. Concluiu pela presença da anomalia, sob a ótica do CAPM, e por sua inexistência, quando analisada sob a ótica do Modelo de Mercado.

**Palavras-chave:** Efeito-Tamanho; Anomalias; CAPM; Modelo de Mercado.

## ABSTRACT

This work searched to measure the consequences of the firm's size in the attainment of abnormal portfolios returns in the Brazilian stock market, between 1995 and 2003. It examined the evidences of the size effect with use of CAPM and market model. It concluded for the presence of the anomaly, with the use of the CAPM, and for its inexistence, when analyzed with the use of the market model.

**Keywords:** Size effect; Anomalies; CAPM; Market Model.

## 1. INTRODUÇÃO

O modelo de precificação de ativos Capital Asset Pricing Model, CAPM, principal sustentação da Moderna Teoria de Portfólios, estabelece não haver possibilidade de obtenção de retornos extraordinários ou anormais em quaisquer investimentos, quando se consideram os ajustes aos fatores de risco inerentes.

Em mercados eficientes, formados por agentes racionais, os preços seria justos, refletindo todas as informações disponíveis. Assim, os retornos auferidos deveriam ser função exclusiva de dois prêmios: um pela liquidez – que representa um sacrifício temporal do consumo, com remuneração associada a uma taxa livre de risco – e um prêmio pelo risco – associado ao conceito de risco sistemático, não diversificável.

Embora a relação apresentada no CAPM molde a forma de pensar a relação entre risco e retorno em Finanças, diversos tem sido os trabalhos que apresentam exceções, muitas das quais apresentadas sob a denominação anomalias. Pro anomalias entende-se que ou os mercados são ineficientes ou existiriam outros fatores de risco avaliados pelo mercado e não apresentados no CAPM.

Inúmeros foram os trabalhos que apresentaram anomalias. Por exemplo, Rozeff e Kinney (1976) estabeleceram o Efeito Janeiro. Posteriormente, várias pesquisas têm demonstrado possibilidade de obtenção de retornos anormais sob os mais diversos parâmetros.

O parâmetro tamanho de empresa, inicialmente utilizado por Ibbotson e Sinquefeld (1976), Banz e Reinganum (1981), quando preponderante na qualificação e definição de estratégias de investimento, tende a evidenciar melhores retornos, ajustados ao risco, de pequenas empresas em relação a grandes corporações.

Como contribuição ao estudo do Efeito Tamanho, o presente trabalho procurou evidenciar a manifestação do fenômeno, sob os ajustes dos modelos CAPM e de Mercado, no período de 1995 a 2003, no mercado acionário brasileiro.

## 2. EXPLICAÇÕES AO FENÔMENO

Duas correntes tentam explicar o Efeito Tamanho. A primeira questiona a validade de cálculo

do modelo CAPM e a segunda compara tal modelo com outros de fatores múltiplos.

A suposição que aceita o CAPM como adequado modelo de precificação de ativos sustenta que retornos extraordinários são provenientes do viesamento de cálculo do beta. (Elton, Gruber, Brown e Goetzmann, 2003).

Roll (1970) e Reinganum (1981) declaram que o erro de cálculo dos betas ocorre em função do baixo índice de negociabilidade e ausência de sincronização dos ativos de pequenas empresas.

Christie e Hertz (1981) consideram que retornos passados, utilizados no cálculo do coeficiente beta, não contemplam mudanças bruscas na situação econômico-financeira de pequenas corporações. Segundo eles, o coeficiente de ajuste dos retornos ao longo do período de apuração não permite que fortes oscilações próximas ao final do período influenciem, da forma que deveriam, na apuração do índice de risco sistemático. As mudanças bruscas seriam diluídas pelo efeito de média do período completo de apuração.

Os custos de transação, contidos nas margens de compra e venda, afetam de forma decisiva na definição dos retornos exigidos das ações menos líquidas. Amihud e Mendleson (1991) concluem que essa situação ocorre como compensação da insuficiente liquidez das ações.

Roll (1983), Blume e Stambaugh (1983) afirmam que os custos de transação são inversamente proporcionais à periodicidade de reconstituição dos portfólios. Carteiras montadas e recompostas com periodicidade diária e mensal apresentam maior presença do Efeito Tamanho, em virtude da necessidade de compensação dos custos transacionais. Em contrapartida, as remodelagens semestrais e anuais diluem essa necessidade.

A segunda corrente argumenta que o retorno esperado é calculado erroneamente pelo CAPM e sua versão zero-beta. Chan, Roll e Hsieh (1985) afirmam que o modelo APT, de fatores múltiplos, reduz a aproximadamente zero o Efeito Tamanho. Variáveis como diferença de retorno entre obrigações emitidas por empresas de risco elevado e títulos governamentais de longo prazo, eficiência produtiva e nível de endividamento explicam parte da disparidade de resultados dos modelos CAPM e

APT. Segundo Chan e Chen (1991), o Efeito Tamanho é resultado de riscos mais fundamentais e funciona como proxy de outros fatores.

Retornos anormais em portfólios montados com base em tamanho de empresa têm sido evidenciados por vários pesquisadores, desde o clássico “The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks”, de Rolf Banz (1981). Concluindo por haver sinais de existência de grande sensibilidade do Efeito Tamanho ao período de tempo estudado, Brown, Kleindon e Marsh (1983) afirmam a reversibilidade de ganhos entre portfólios de grandes e pequenas corporações.

### 3. METODOLOGIA

Os dados trabalhados no presente estudo foram obtidos da base de dados Economatica e contaram com o suporte estatístico do aplicativo SPSS (Statistical Package for Social Science).

Os retornos diários das ações foram convertidos em médias mensais como forma de amenizar os efeitos dos dados extremos. Utilizou-se o valor médio mensal de mercado como indicador de tamanho de ativo, a taxa efetiva mensal da SELIC como ativo livre de risco e o retorno médio mensal do IBOVESPA como indicador de comportamento de mercado. Analisou-se o comportamento das ações de 278 corporações, considerado apenas um ativo por empresa (de maior volume), negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo, no período de 01/01/1995 a 31/12/2003.

Os portfólios foram compostos anualmente com base nos valores médios de mercado das ações utilizadas. O valor médio anual de mercado por ativo foi obtido pela multiplicação do preço médio e a quantidade da respectiva ação. Após isso, a classificação das ações dentro dos portfólios respeitou uma ordem crescente de valor médio anual de mercado: portfólio P1, contendo as ações de menor valor de mercado, portfólios P2, P3 e P4, as ações intermediárias, e o portfólio P5, as ações de maior valor.

Embora o estudo tenha contemplado, no curso dos 9 anos, 278 empresas, a insuficiência de dados motivou a exclusão de ativos na composição anual dos portfólios. A ausência de um retorno médio mensal, no decorrer de cada ano, foi o critério utilizado nas exclusões de determinado ativo naquele período. A Tabela 1 – Tamanho Relativo

dos Portfólios – informa a quantidade de ativos utilizados nas composições anuais de cada carteira e o tamanho dos portfólios em relação ao de menor valor de mercado. No ano de 1995, por exemplo, a carteira P2 representou o equivalente a 4 vezes a carteira P1, a carteira P3 a 12 vezes, a P4 a 38 e a P5 a 314 vezes.

TABELA 1

TAMANHO RELATIVO DOS PORTFÓLIOS						
ANO	TOTAL DE EMPRESAS ENCARTEIRADAS	EMPRESAS POR CARTEIRA	P2/P1	P3/P1	P4/P1	P5/P1
1995	130	26	4	12	38	314
1996	130	26	5	12	34	320
1997	135	27	6	18	54	618
1998	120	24	6	17	44	400
1999	140	28	5	14	35	298
2000	165	33	6	22	58	464
2001	165	32	6	19	46	346
2002	160	32	6	18	41	311
2003	170	34	6	19	58	393

Elaboração própria a partir dos dados coletados.

O retorno médio mensal de cada portfólio foi obtido através da média aritmética simples das ações componentes, considerando portanto igualdade de pesos dos ativos.

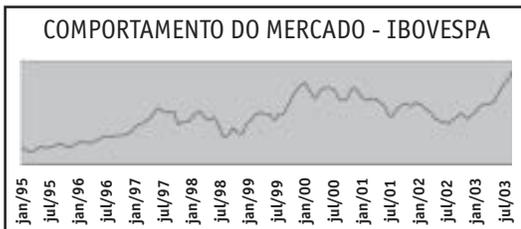
Como forma de testar o Efeito Tamanho, com retornos ajustados pelos modelos CAPM e de Mercado, e o grau de sensibilidade ao período de tempo ou cenário econômico, foram analisados três ciclos de mercado distintos: período completo (01/1995 a 12/2003), período de crescimento do indicador – IBOVESPA - (01/1995 a 06/1997, 09/1998 a 03/2000 e 11/2002 a 12/2003), e período de queda (07/1997 a 08/1998 e 04/2000 a 10/2002), conforme Tabela 2 e Gráfico 1 abaixo:

TABELA 2

CICLOS DE MERCADO ANALISADOS		
CICLOS	PERÍODO	MESES ANALISADOS
CRESCIMENTO	jan/1995 a jun/1997	63
	set/1998 a mar/2000	
	nov/2002 a dez/2003	
QUEDA	jul/1997 a ago/1998	45
	abr/2000 a out/2002	
PERÍODO TOTAL	jan/1995 a dez/2003	108

Elaboração própria a partir dos dados coletados.

GRÁFICO 1



Elaboração própria a partir dos dados coletados.

Os retornos médios mensais dos portfólios, constantes das Tabelas 3, 4 e 5 foram submetidos ao Teste T, com nível de significância de 5%. O modelo empírico empregado nesse estudo contou com as formulações matemáticas dos modelos CAPM e de Mercado, respectivamente:

$$R_{it} = R_{ft} + (R_{mt} - R_{ft})b_i + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

onde,  $R_{it}$  é o retorno médio mensal do portfólio,  $R_{ft}$  é o retorno mensal do ativo livre de risco,  $R_{mt}$  é o retorno médio mensal do índice de mercado,  $b_i$  é o coeficiente beta e  $\epsilon_{it}$  é erro da regressão.

$$R_{it} = a_i + b_i(R_{mt}) + \epsilon_{it}, \quad (2)$$

onde,  $R_{it}$  é o retorno médio mensal do portfólio,  $a_i$  é o parâmetro alfa da regressão,  $b_i$  é o coeficiente beta,  $R_{mt}$  é o retorno médio mensal do índice de mercado e  $\epsilon_{it}$  é o erro randômico.

Os retornos médios mensais dos portfólios ( $R_{it}$ ), do mercado ( $R_{mt}$ ) e do ativo livre de risco ( $R_{ft}$ ) foram apurados considerando a possibilidade de variação in-

$$R = LN\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right),$$

constante dos resíduos (heterocedasticidade) e respeitaram à seguinte equação matemática:

onde,  $R$  é o retorno médio mensal,  $LN$  é o logaritmo natural,  $P_t$  é o preço no período  $t$  e  $P_{t-1}$  é o preço no período  $t-1$ .

Os betas no modelo CAPM foram obtidos pela regressão dos retornos médios mensais ajustados de cada portfólio ( $R_{it} - R_{ft}$ ) e dos retornos médios mensais ajustados do índice de mercado ( $R_{mt} - R_{ft}$ ) e estão dispostos na coluna 7 das Tabelas 3, 4 e 5. Os coeficientes beta ( $b_i$ ) foram probabilisticamente aceitos pelos Testes F e T, ao nível de significância de 5%, em todos os períodos analisados.

Os betas no modelo de Mercado foram obtidos pela regressão dos retornos médios mensais de cada portfólio ( $R_{it}$ ) e dos retornos médios mensais do índice de mercado ( $R_{mt}$ ). Seus valores estão dispostos na coluna 8 das Tabelas 3, 4 e 5. Os valores obtidos contaram com suporte dos Testes F e T, ao nível de 5% de significância.

A maioria dos coeficientes beta, obtidos dos cálculos regressivos, foram corrigidos pelo Método Interativo Cochrane-Orcutt. A autocorrelação serial positiva esteve presente com mais frequência que a negativa, nos dados trabalhados. Os índices de Durbin-Watson constam das Tabelas 3, 4 e 5 (colunas 5 e 6).

O excesso de retorno médio mensal ajustado

$$Z_{it} = (R_{it} - R_{ft}) - b_i(R_{mt} - R_{ft}) \quad (3) \text{ (CAPM)}$$

$$Z_{it} = (R_{it} - a_i) - b_i(R_{mt}) \quad (4) \text{ (Mercado)}$$

ao risco (colunas 3 e 4 das Tabelas 3, 4 e 5) ou Índice de Jensen ( $Z_{it}$ ) foi calculado com base nas equações abaixo:

Os betas de cada portfólio, obtidos através das fórmulas básicas do CAPM (Equação 1) e do modelo de Mercado (Equação 2), são incluídos nas Equações 3 e 4, respectivamente, e resultam na obtenção do excesso de retorno médio ajustado ao risco ( $Z_{it}$ ) (colunas 3 e 4 das Tabelas 3, 4 e 5). Como preceitua o referido índice, tão adequado será o

modelo, quanto mais próximo de zero for o excesso de retorno médio. Da mesma forma que os retornos médios mensais, os excessos de retornos médios mensais ajustados ao risco foram submetidos ao Teste T, com significância de 5%, e aceitos probabilisticamente.

**TABELA 3**

RETORNO MÉDIO E EXCESSO DE RETORNO AJUSTADO AO RISCO JAN/1995 A DEZ/2003							
PORTFÓLIO	RETORNO MÉDIO MENSAL	EXCESSO DE RETORNO MÉDIO MENSAL AJUSTADO AO RISCO (CAPM)	EXCESSO DE RETORNO MÉDIO MENSAL AJUSTADO AO RISCO (MODELO DE MERCADO)	DURBIN - WATSON (CAPM)	DURBIN - WATSON (MODELO DE MERCADO)	BETA ESTIMADO DO PORTFÓLIO (CAPM)	BETA ESTIMADO DO PORTFÓLIO (MODELO DE MERCADO)
P1	1,04	-0,62	0,09	1,664	2,055	0,89	0,61
P2	1,16	-0,44	0,05	1,798	1,708	0,86	0,43
P3	1,96	-0,25	0,05	1,858	1,844	0,92	0,59
P4	2,03	-0,23	0,02	1,758	1,745	0,94	0,72
P5	2,71	-0,92	0,01	1,899	1,922	0,97	0,85

Elaboração própria a partir dos dados coletados.

**TABELA 4**

RETORNO MÉDIO E EXCESSO DE RETORNO AJUSTADO AO RISCO 01/1995 A 06/1997, 09/1998 A 03/2000 E 11/2002 A 12/2003							
PORTFÓLIO	RETORNO MÉDIO MENSAL	EXCESSO DE RETORNO MÉDIO MENSAL AJUSTADO AO RISCO (CAPM)	EXCESSO DE RETORNO MÉDIO MENSAL AJUSTADO AO RISCO (MODELO DE MERCADO)	DURBIN - WATSON (CAPM)	DURBIN - WATSON (MODELO DE MERCADO)	BETA ESTIMADO DO PORTFÓLIO (CAPM)	BETA ESTIMADO DO PORTFÓLIO (MODELO DE MERCADO)
P1	2,52	-1,23	0,09	1,974	2,027	0,84	0,64
P2	2,08	-1,62	-0,18	1,712	1,688	0,81	0,45
P3	3,57	-0,46	0,03	1,82	1,912	0,89	0,59
P4	4	-0,25	0,05	1,73	1,838	0,92	0,71
P5	4,73	-0,32	0,04	1,85	1,937	0,98	0,89

Elaboração própria a partir dos dados coletados.

**TABELA 5**

RETORNO MÉDIO E EXCESSO DE RETORNO AJUSTADO AO RISCO 07/1997 A 08/1998, 04/2000 A 10/2002							
PORTFÓLIO	RETORNO MÉDIO MENSAL	EXCESSO DE RETORNO MÉDIO MENSAL AJUSTADO AO RISCO (CAPM)	EXCESSO DE RETORNO MÉDIO MENSAL AJUSTADO AO RISCO (MODELO DE MERCADO)	DURBIN - WATSON (CAPM)	DURBIN - WATSON (MODELO DE MERCADO)	BETA ESTIMADO DO PORTFÓLIO (CAPM)	BETA ESTIMADO DO PORTFÓLIO (MODELO DE MERCADO)
P1	-1,03	0,63	0,01	2,071	1,822	0,95	0,66
P2	-0,12	1,44	0,11	1,579	1,697	0,92	0,44
P3	-0,28	1,4	0,16	1,618	1,695	0,96	0,61
P4	-0,73	1,06	0,01	1,829	1,768	0,95	0,76
P5	-0,12	1,66	-0,02	1,587	1,495	0,98	0,85

Elaboração própria a partir dos dados coletados.

#### 4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Com base nos dados de retorno médio mensal, constantes da coluna 2, Tabelas 3, 4 e 5, verifica-se:

a) relação direta entre tamanho de empresa e retorno, no período total, Tabela 3. Os portfólios P1, P2, P3, P4 e P5 obtiveram retornos médios de 1,04%, 1,16%, 1,96%, 2,03% e 2,71%, respectivamente;

b) relação direta dos portfólios P2 a P5, no período de crescimento (Tabela 4);

c) ausência de relação no período de queda (Tabela 5).

Diferentemente do que se pode esperar relação à percepção do risco, onde grandes empresas deveriam possuir menor risco percebido em relação a pequenas, os coeficientes, obtidos dos cálculos do presente trabalho, mostraram que em todos os períodos analisados, os portfólios das grandes corporações (P5) apresentaram betas superiores aos portfólios das menores, tanto no modelo CAPM, quanto no modelo de Mercado. A sensível diferença dos betas obtidos nos dois modelos empregados denota principalmente a grande influência do ativo livre de risco nos cálculos.

O modelo de Mercado evidenciou, nos índices de risco beta, um maior distanciamento entre as pequenas e grandes empresas. No período total do estudo, com uso do modelo CAPM, o portfólio P5 registrou um beta de 0,97 e o portfólio P1, um beta de 0,89, portanto com diferença de risco sistemático de 0,08. Já no modelo de Mercado, esses mesmos portfólios registraram índices de 0,85 e 0,61, respectivamente, com diferença de 0,24.

Os excessos de retornos médios ajustados ao risco, com base no CAPM, dispostos nas colunas 3, das Tabelas 3, 4 e 5, denotam diferença de zero em seus índices e retornos requeridos maiores nos portfólios menores.

O Modelo de Mercado, usado nos ajustes dos retornos médios mensais, gerou, em linhas gerais, excessos de retornos médios bem menores ou mais próximos de zero que o Modelo CAPM. Os resultados obtidos denotam haver forte diferença entre o coeficiente alfa, do Modelo de Mercado, e o retorno do ativo livre de risco, SELIC efetiva mensal, usado no CAPM.

#### 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados apresentados pelo presente artigo indicam melhor precisão de ajuste de retornos do Modelo de Mercado. Os retornos ajustados ao risco nesse modelo reduziram drasticamente os efeitos do tamanho de empresa nos portfólios. O Modelo CAPM não anulou os resultados das carteiras, apenas reduziu as diferenças entre os retornos médios sem ajustes e zero (ausência do Efeito Tamanho).

A análise de estacionariedade dos betas, nos contextos analisados (Tabela 2), com uso do indicador desvio padrão, demonstrou maior volatilidade

do Modelo CAPM nos portfólios P1, P2 e P3 e do Modelo de Mercado nos portfólios P4 e P5.

Os retornos médios não ajustados evidenciam melhores desempenhos dos maiores portfólios no período total (01/1995 a 12/2003) e no período de crescimento do índice de mercado. O contexto de queda do IBOVESPA não apresentou qualquer relação retorno tamanho.

Diante dessas considerações e admitindo a dificuldade de se precisar a verdadeira carteira de mercado, pressuposto imprescindível do Modelo CAPM, conclui-se que na amostra estudada o Modelo de Mercado, que não exige que o intercepto seja igual à medida do ativo livre de risco, apresenta-se eficiente na desestruturação do chamado Efeito Tamanho.

O Efeito Tamanho possui evidências de sua existência, quando os retornos são ajustados ao risco pelo Modelo CAPM. É descaracterizado, quando os retornos são ajustados conforme o Modelo de Mercado.

## REFERÊNCIAS

AMIHUD, Y.; MENDLESON, H. **Liquidity, asset prices and financial policy.** Financial Analysis Journal, 47, p. 56-66, nov./dez. 1991.

BANZ, R. W. **The relationship between return and market value of common stocks.** Journal of Financial Economics, v. 9, n. 1, p. 3-18, mar. 1981.

BLUME, M.; STAMBAUGH, R. **Biases in computed returns.** Journal of Financial Economics, 12, p. 387-404, 1983.

BROWN, Philip; KLEIDON, Allan W.; MARSH, Terry A. **New Evidence on Nature of Size-Related Anomalies in Stock Prices.** Journal of Financial Economics, n.12, p. 33-56, 1983.

CHAN K. C.; CHEN, N.; HSIEH, D. A. **An exploratory investigation of the firm size effect.** Journal of Financial Economics, 14, p. 451-471, 1985.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. **Structural and return characteristics of small and large firms.** Journal of Finance, 46, n. 4, p. 1467-1484, sept. 1991.

CHRISTIE, A. A.; HERTZEL, M. **Capital asset pricing "anomalies": size and other correlations.** Rochester, N.Y.: University of Rochester. Trabalho não publicado, 1981.

ELTON, E. J.; GRUBER, M. J.; BROWN, S. J.; GOETZMANN, W. N. **Moderna Teoria de Carteiras e Análise de Investimentos.** 1. ed. São Paulo: Atlas, 2004.

IBBOTSON, R.; SINQUEFIELD, R. **Stocks, Bonds, Bill and Inflation.** Journal of Business, 1976.

REINGANUM, Marc R. **The arbitrage pricing theory: some empirical results.** Journal of Finance, 37, p. 27-35, 1981.

ROLL, R. **The behavior of interest rates: an application of the efficiente market model to U.S. treasury bills.** New York: Basic Books, 1970.

\_\_\_\_\_. **On computing mean returns and the small firm premium.** Journal of Financial Economics, 12, p. 371-386, 1983.

ROMARO, P.; EID Jr., W. **O efeito tamanho na bovespa.** Disponível em: <<http://www.investsul.com.br>>. Acesso em 01 jun. 2004.

ROZEFF, M. S.; KINNEY, Jr. W. R. **Capital market seasonality: the case of stock returns.** Journal of Financial Economics, 3, p. 379-402, 1976.

SILVA, R.; DELLVA, W. L. **Evidence of the Size Effect on Stock Returns in the Chemical Industry.** Quarterly Journal of Business & Economics, set./87, V. 26, ed. 2, p. 22.