

## 5 Dos Resultados

### 5.1. Sumário estatístico e considerações iniciais.

O primeiro e mais básico resultado trata-se da composição do conjunto de 30 *portfolios* obtido após a realização dos rebalanceamentos trimestrais para o período objeto do presente estudo. A título ilustrativo e de forma a comprovar as alegações de satisfatoriedade para o critério utilizado na seleção (constantes do capítulo 4), reproduz-se no Apêndice 1 o resultado para a data-base de 03/1998. Assim, foi produzido um conjunto de 30 planilhas semelhantes à constante naquele apêndice.

De forma a familiarizar o leitor com o número de empresas selecionadas a cada trimestre, com os valores e volatilidades das variáveis básicas a serem utilizadas para fins de análise das anomalias de apreçamento, reproduz-se, na Tabela abaixo, um sumário estatístico das mesmas, obtido a partir do já referido conjunto de 30 bases de rebalanceamento trimestrais.

Data de Rebalanceamento : Trimestre findo em	N = Número de empresas selecionadas na amostra.	Capitalização de Mercado (ME) (Média)	Valor de Mercado/ Valor Patrimonial P/VPA ou VM/VP = 1/(VP/VM) (Média)	Retorno - Trimestre Anterior (Momento) (Média)	Retorno - Trimestre Posterior (R <sub>t</sub> ) (Média)
09/94	95	1.145.699.835,62 (3.044.489.635,37)	0,90 (0,64)	48,98% (48,70%)	10,01% (16,84%)

Tabela 2 – Estatística Sumária para as variáveis básicas utilizadas pelo modelo de quatro fatores para caracterização de anomalias de apreçamento em relação ao CAPM. Os valores entre parênteses referem-se aos desvios padrões calculados com base nas amostras, ou seja, efetuando-se a correção com o fator  $(n/n-1)^{1/2}$ . n=30 trimestres.

Data de Rebalanceamento : Trimestre findo em	N = Número de empresas selecionadas na amostra.	Capitalização de Mercado (ME) (Média)	Valor de Mercado/ Valor Patrimonial P/VPA ou VM/VP = 1/(VP/VM) (Média)	Retorno - Trimestre Anterior (Momento) (Média)	Retorno - Trimestre Posterior (R <sub>t</sub> ) (Média)
12/94	103	982.565.874,48 (2.373.292.020,51)	1,12 (1,18)	13,80% (39,44%)	-22,88% (16,84%)
03/95	75	874.286.273,92 (1.722.172.903,31)	0,72 (0,49)	-22,45% (17,20%)	4,41% (22,76%)
06/95	73	1.051.945.247,24 (2.283.945.483,94)	0,72 (0,50)	4,61% (23,14%)	6,66% (24,40%)
09/95	83	1.086.869.931,57 (2.586.613.510,93)	0,64 (0,55)	4,62% (25,02%)	-16,98% (20,20%)
12/95	85	934.208.793,22 (2.300.230.915,35)	0,66 (1,04)	-17,83% (19,30%)	15,11% (19,73%)
03/96	83	1.105.824.131,42 (2.483.491.845,18)	0,60 (0,50)	15,77% (21,30%)	15,29% (28,85%)
06/96	97	1.126.226.696,81 (2.555.919.536,25)	0,69 (0,70)	17,07% (31,48%)	1,40% (24,94%)
09/96	100	1.230.385.201,63 (2.665.890.294,82)	0,65 (0,53)	3,04% (24,54%)	14,97% (30,81%)
12/96	102	1.671.644.237,14 (3.858.172.092,71)	0,75 (0,77)	14,58% (29,48%)	22,53% (30,91%)
03/97	90	1.915.647.376,18 (4.462.426.094,35)	0,92 (0,81)	21,97% (31,56%)	27,25% (59,45%)
06/97	107	2.527.445.974,30 (6.203.336.480,86)	1,38 (2,57)	26,15% (53,15%)	0,73% (22,71%)

Tabela 2 – Continuação - Estatística Sumária para as variáveis básicas utilizadas pelo modelo de quatro fatores para caracterização de anomalias de apreçamento em relação ao CAPM. Os valores entre parênteses referem-se aos desvios padrões calculados com base nas amostras, ou seja, efetuando-se a correção com o fator  $(n/n-1)^{1/2}$ . n=30 trimestres.

Data de Rebalanceamento : Trimestre findo em	N = Número de empresas selecionadas na amostra.	Capitalização de Mercado (ME) (Média)	Valor de Mercado/ Valor Patrimonial P/VPA ou VM/VP = 1/(VP/VM) (Média)	Retorno - Trimestre Anterior (Momento) (Média)	Retorno - Trimestre Posterior (R <sub>t</sub> ) (Média)
09/97	110	2.747.471.979,70 (6.287.974.358,24)	1,23 (2,57)	1,84% (23,30%)	-22,99% (18,75%)
12/97	100	2.298.847.638,03 (5.619.208.875,12)	1,16 (2,75)	-24,70% (19,18%)	19,92% (29,57%)
03/98	99	2.159.932.141,41 (5.355.970.247,91)	0,89 (1,02)	18,14% (28,99%)	-16,63% (16,61%)
06/98	115	1.591.535.910,00 (3.839.267.290,92)	0,77 (1,16)	-15,56% (21,17%)	-27,95% (27,57%)
09/98	90	1.401.351.927,27 (2.864.588.467,61)	0,51 (0,67)	-29,57% (27,19%)	8,56% (25,71%)
12/98	100	1.288.478.834,34 (2.608.235.436,73)	0,55 (0,49)	16,88% (37,05%)	69,46% (153,54%)
03/99	108	1.968.163.902,97 (4.264.442.240,87)	0,72 (0,72)	62,58% (141,29%)	12,28% (37,34%)
06/99	122	2.015.288.248,42 (4.342.290.855,14)	0,80 (0,80)	11,52% (40,51%)	4,36% (24,68%)
09/99	134	1.924.412.035,72 (4.316.759.549,13)	0,89 (0,91)	5,90% (28,45%)	57,01% (56,31%)
12/99	147	2.759.980.167,94 (6.553.155.309,14)	1,26 (2,09)	56,17% (52,65%)	15,23% (35,66%)
03/00	136	2.769.406.217,30 (5.899.112.187,75)	1,38 (2,17)	15,92% (36,96%)	-1,37% (22,23%)

Tabela 2 – Continuação - Estatística Sumária para as variáveis básicas utilizadas pelo modelo de quatro fatores para caracterização de anomalias de apreçamento em relação ao CAPM. Os valores entre parênteses referem-se aos desvios padrões calculados com base nas amostras, ou seja, efetuando-se a correção com o fator  $(n/n-1)^{1/2}$ . n=30 trimestres.

Data de Rebalanceamento : Trimestre findo em	N = Número de empresas selecionadas na amostra.	Capitalização de Mercado (ME) (Média)	Valor de Mercado/ Valor Patrimonial P/VPA ou VM/VP = 1/(VP/VM) (Média)	Retorno - Trimestre Anterior (Momento) (Média)	Retorno - Trimestre Posterior (R <sub>t</sub> ) (Média)
06/00	194	3.136.746.552,76 (7.185.301.225,22)	2,63 (13,99)	-0,45% (23,71%)	6,26% (20,85%)
09/00	195	3.251.087.205,13 (7.076.614.114,97)	1,51 (2,60)	7,98% (26,23%)	-1,77% (19,77%)
12/00	375	1.839.427.114,67 (5.088.007.112,57)	1,33 (4,61)	-0,41% (21,66%)	9,06% (26,43%)
03/01	362	1.923.327.303,87 (5.324.552.362,81)	1,21 (3,93)	13,12% (51,51%)	1,99% (25,59%)
06/01	351	2.022.078.017,09 (5.850.049.049,90)	1,01 (0,97)	6,49% (34,80%)	-19,75% (19,59%)
09/01	330	1.806.612.030,30 (5.448.650.322,25)	1,00 (2,69)	-1,27% (239,45%)	23,75% (30,14%)
12/01	331	2.125.938.036,25 (5.708.539.277,66)	1,24 (4,02)	24,06% (43,06%)	5,39% (25,45%)

Tabela 2 – Conclusão - Estatística Sumária para as variáveis básicas utilizadas pelo modelo de quatro fatores para caracterização de anomalias de apreçamento em relação ao CAPM. Os valores entre parênteses referem-se aos desvios padrões ( $\sigma$ ), calculados com base nos desvios amostrais, ou seja, efetuando-se a correção com o fator  $(n/n-1)^{1/2}$ . n = 30 trimestres.

Ainda que se tenha levantado a Tabela 2 com o objetivo acima citado, pode-se, a partir da mesma, produzir importantes constatações para fins de nosso estudo, a saber:

a) Verifica-se a existência de elevada correlação entre as médias do Retorno no Trimestre Posterior (R<sub>t</sub>) no instante t (em trimestres) e do Retorno no Trimestre Anterior (Momento) no instante t+1, correlação resultante da permanência de ações selecionadas no rebalanceamento anterior, realizado em t, agora quando de novo rebalanceamento em t+1. Todavia, a não correlação perfeita mostra, em nosso entendimento, a ocorrência constante da entrada e

saída de diferentes ações no conjunto de empresas selecionadas, o que, conforme explicitado no capítulo 4, mitiga de forma constante o efeito do viés de sobrevivência ao longo de nosso estudo.

b) Ainda considerando a correlação entre as médias das duas variáveis citadas no item acima, chama atenção a baixa correlação entre as mesmas nos trimestres findos em 09/98 (t) e 12/98 (t+1).

Examinando mais detidamente a composição dos *portfolios*<sup>1</sup> para estes dois instantes, notamos que tal fato decorre do surgimento, no *portfolio* de ações selecionadas, de empresas oriundas da cisão da antiga Telebrás (Telecomunicações Brasileiras S/A), sendo que as ações desta empresa por não satisfazerem (pré-cisão) os critérios de seleção expostos no capítulo 4, não vinham, até aquela data, fazendo parte do conjunto de ações selecionadas quando do rebalanceamento. Ainda que se pudesse argumentar que a ação preferencial nominativa da Telebrás era o chamado “carro-chefe” do mercado no período pré-cisão, optou-se por manter o critério sem qualquer alteração, apesar da constatação supra, ou seja, não incluindo “forçosamente” este ativo no conjunto de empresas selecionadas.

O primeiro motivo desta manutenção de critério foi, além da manutenção de plena aderência a um critério razoável previamente definido, o elevado grau de correlação entre o comportamento do retorno das companhias de elevada Capitalização selecionadas e a *proxy* de mercado ponderada pelo valor (IBOVESPA), demonstrada na Tabela 6, a seguir ( $\rho_{Big, Ibovespa} = 0,9328$ ), o que nos faz crer que os efeitos oriundos desta exclusão não sejam suficientes de forma a invalidar as conclusões aqui obtidas para o mercado como um todo. Adicionalmente, a escolha do critério de igual ponderação como critério a ser utilizado ao longo de todo nosso estudo, que foi realizada com base em fundamentos a seguir expostos (seção 5.2), também é motivo que leva a conclusão que este não aparecimento da Telebrás PN, anteriormente a 09/1998

---

<sup>1</sup> Não demonstrados em sua totalidade, por questão de falta de maior interesse, além do efeito aqui descrito de forma detalhada.

nos *portfolios* selecionados, tenha menor importância para as conclusões obtidas no âmbito do presente estudo. (No caso de necessidade de ponderação pelo Valor quando da construção dos *portfolios* poderia o efeito da não seleção da Telebrás ser mais relevante, por se constituir esta empresa em companhia de elevadíssima Capitalização de Mercado).

c) A partir do novo critério adotado em 12/00 e já motivado ao final do capítulo 4, (utilização direta do retorno trimestral dado pelo sistema Económica, ao invés da cotação do último pregão), há maior introdução de empresas de menor Capitalização de Mercado. Contudo, como já exposto, tal efeito não deve afetar conclusões de natureza qualitativa acerca da ocorrência dos efeitos e da aplicabilidade do modelo de quatro fatores.

## **5.2.Uma primeira visão sobre a ocorrência dos efeitos Tamanho, Valor e Momento.**

Optou-se por iniciar realizando uma abordagem mais simplista da ocorrência de cada um dos efeitos, o que será feito abstraindo-se do efeito de uma das variáveis originárias das variáveis independentes do modelo explicitado na Equação (11), umas sobre as outras (por exemplo, um efeito simultâneo da Capitalização de Mercado, Valor Patrimonial/Valor de Mercado e/ou Momento ou se considerar qualquer absorção pelo Beta do CAPM dos efeitos observados).

Verifica-se nas Tabelas 3, 4 e 5 e Figura 2 o excesso de retorno médio trimestral ajustado ao risco associado aos *portfolios* de empresas selecionadas, separados exclusivamente por cada uma das variáveis geradoras dos efeitos Tamanho, Valor e Momento, respectivamente, durante o período estudado. As mesmas Tabelas são também reproduzidas de forma que se possa ver o comportamento dos efeitos de forma simplificada, considerando-se a inocorrência dos demais, em cada um dos períodos trimestrais de interesse, e, caso seja interesse do leitor, tentá-los relacionar com o comportamento de variáveis macroeconômicas, comparações estas que, embora presentes em

alguns estudos realizados em nosso mercado (Rodrigues, 2000), perdem importância quando da intenção de conclusões acerca dos efeitos em separado, propósito fundamental do modelo de quatro fatores e do presente trabalho.

Quanto ao efeito Tamanho, pode-se notar na Tabela 3 que o retorno médio em excesso ajustado ao risco (mensurado pelo Índice de Sharpe) associado aos *portfolios* compostos por ações de menor Capitalização de Mercado (denominadas *Small*) foi superior ao retorno de um *portfolio* composto por ações de maior valor de Capitalização de Mercado (denominadas *Big*), utilizando-se o critério *equally-weighted*, ou seja, **sem** ponderação pelo valor de Capitalização de Mercado de cada companhia componente dos *portfolios*.

A propósito deste critério, reconhece-se, em alguns estudos, como mais recomendado, para fins de análise, o critério *value-weighted* ou ponderado pelo Valor. A respeito, vide Liew e Vassalou (2000, p. 226) e Fama e French (1993, p.10). A principal argumentação no sentido da montagem de *portfolios* ponderados pelo Valor é que, ao se proceder desta forma, se caminha no sentido de uma menor variância quando da análise de retornos, dado que as empresas de maior Capitalização de Mercado tendem a apresentar menor dispersão de retornos líquidos em relação ao ativo sem risco, o que pode realmente ser observado mais especificamente na mesma Tabela 3.

De forma a testarmos a significância entre as diferenças de desvio padrão entre as empresas *Big* e *Small* utilizamos o teste F constante de Larson (1934, pp. 450), o qual tem como pressuposto possuírem os retornos dos subgrupos amostrais *Big* e *Small* distribuições normais, o que se considera aqui como pressuposto válido.

Adotando-se este pressuposto, o teste de hipóteses utilizando-se o nível de significância de 5% ( $\alpha = 0.05$ ) é :

$$H_0 : \sigma_{Big}^2 = \sigma_{Small}^2$$

$$H_1 : \sigma_{Big}^2 \neq \sigma_{Small}^2$$

Região de Rejeição :  $\sigma_{\text{Big}}^2 / \sigma_{\text{Small}}^2 < F_{(0.05/2)}$  ou  $\sigma_{\text{Big}}^2 / \sigma_{\text{Small}}^2 > F_{1-(0.05/2)}$

### **Da Tabela 3 :**

Graus de liberdade :  $d1 = d2 = 29 = (N-1)$  trimestres

$$\sigma_{\text{Big}}^2 = (0.260157)^2 = 0,06768$$

$$\sigma_{\text{Small}}^2 = (0.197907)^2 = 0,03917$$

$$\sigma_{\text{Big}}^2 / \sigma_{\text{Small}}^2 = 1,72 < F_{(.975,29,29)} = 2,100997$$

$$\text{Como também } 1,72 > F_{(.025,29,29)} = 0,475964,$$

não podemos rejeitar  $H_0$ .

Assim, não podendo rejeitar, a 5% de significância, a hipótese de igualdade de dispersão entre os excessos de retornos trimestrais de empresas de maior (*Big*) e menor Capitalização de Mercado (*Small*), durante o período amostral, optamos pela adoção do critério mais simples de ponderação, ou seja, igual ponderação para todas as ações componentes dos *portfolios* e *subportfolios* doravante.

Retorno no trimestre findo em	Retorno Médio Empresas <i>Small</i>	Excesso de Retorno Médio <i>Small</i> em relação ao ativo sem risco	Retorno Médio Empresas <i>Big</i>	Excesso de Retorno Médio Empresas <i>Big</i> em relação ao ativo sem risco
Dez/94	25,39%	14,56%	-1,85%	-12,68%
Mar/95	-18,37%	-35,06%	-25,95%	-42,64%
Jun/95	-1,37%	-14,00%	9,00%	-3,63%
Set/95	-0,18%	-9,67%	13,08%	3,59%
Dez/95	-17,98%	-26,12%	-16,21%	-24,35%
Mar/96	12,55%	5,85%	17,25%	10,55%
Jun/96	13,02%	7,66%	17,21%	11,84%
Set/96	0,59%	-4,82%	2,15%	-3,26%
Dez/96	24,58%	19,19%	7,77%	2,39%
Mar/97	23,59%	18,72%	21,66%	16,79%
Jun/97	34,13%	29,72%	21,01%	16,59%

Tabela 3 – O efeito Tamanho visto de forma simplificada através de *portfolios* dimensionados **exclusivamente** a partir da Capitalização de Mercado das empresas. Como *proxy* do ativo sem risco, adotou-se a taxa anual CDI-Cetip de 252 dias úteis vigente ao final do período de performance, com transformação para o trimestre através da convenção de 360 dias. Novamente utilizou-se a correção com o fator  $(n/n-1)^{1/2}$ .  $n=30$  trimestres.

Retorno no trimestre findo em	Retorno Médio Empresas <i>Small</i>	Excesso de Retorno Médio <i>Small</i> em relação ao ativo sem risco	Retorno Médio Empresas <i>Big</i>	Excesso de Retorno Médio Empresas <i>Big</i> em relação ao ativo sem risco
Set/97	-0,93%	-5,37%	2,04%	-2,40%
Dez/97	-23,32%	-31,92%	-22,71%	-31,31%
Mar/98	28,86%	22,66%	11,94%	5,74%
Jun/98	-10,81%	-15,57%	-22,19%	-26,95%
Set/98	-23,83%	-32,66%	-31,03%	-39,86%
Dez/98	9,10%	2,52%	8,20%	1,62%
Mar/99	100,28%	91,65%	43,14%	34,51%
Jun/99	18,77%	14,00%	7,02%	2,25%
Set/99	5,42%	1,00%	3,45%	-0,96%
Dez/99	63,67%	59,27%	51,08%	46,67%
Mar/00	20,89%	16,58%	10,25%	5,95%
Jun/00	-3,07%	-7,12%	-0,03%	-4,08%
Set/00	10,14%	6,25%	2,97%	-0,92%
Dez/00	-2,67%	-6,39%	-0,88%	-4,60%
Mar/01	11,61%	7,90%	6,53%	2,81%
Jun/01	-0,19%	-4,48%	2,78%	-1,51%
Set/01	-11,29%	-15,75%	-23,43%	-27,89%
Dez/01	22,38%	17,93%	25,20%	20,75%
Mar/02	6,99%	2,62%	3,85%	-0,52%
<b>Retornos Médios</b>	10,60%	4,31%	4,81%	-1,52%
<b>Desvio Padrão</b>	0,253223	0,260157	0,187149	0,197907
Índice de Sharpe Retorno/Risco		0,17		-0,07
Beta ( <i>proxy</i> = IBOVESPA)	0,86		0,74	

Tabela 3 – Conclusão - O efeito Tamanho, visto de forma simplificada através de *portfolios* dimensionados **exclusivamente** a partir da Capitalização de Mercado das empresas. Como *proxy* do ativo sem risco, adotou-se a taxa anual CDI-Cetip de 252 dias úteis vigente ao final do período de performance, com transformação para o trimestre através da convenção de 360 dias. Novamente utilizou-se a correção com o fator  $(n/n-1)^{1/2}$ . n=30 trimestres.

Quanto à argumentação de representação de oportunidades mais realistas de investimento para *portfolios* ponderados pelo Valor, sugere-se que deva ser levada em conta tal limitação quando da aplicação dos resultados aqui obtidos no mundo real (ou seja, se adiciona o pressuposto do investidor ter a seu dispor a oportunidade de investir o quanto deseja com base no critério de ponderação igual por todas as empresas).

Trimestre findo em	Empresas de baixo VP/VM – Low – Retorno Médio	Excesso de Retorno Low em relação ao ativo sem risco	Empresas de médio VP/VM – Medium – Retorno Médio	Excesso de Retorno Medium em relação ao ativo sem risco	Empresas de alto VP/VM – High – Retorno Médio	Excesso de Retorno High em relação ao ativo sem risco
Dez/94	8,39%	-2,44%	6,69%	-4,14%	15,77%	4,94%
Mar/95	-19,76%	-36,45%	-19,02%	-35,71%	-26,29%	-42,98%
Jun/95	3,32%	-9,31%	1,71%	-10,92%	8,25%	-4,38%
Set/95	-0,56%	-10,05%	7,76%	-1,73%	6,11%	-3,38%
Dez/95	-17,03%	-25,17%	-18,31%	-26,45%	-16,37%	-24,51%
Mar/96	19,70%	13,00%	15,00%	8,30%	12,52%	5,82%
Jun/96	15,78%	10,41%	5,97%	0,60%	18,89%	13,52%
Set/96	2,73%	-2,68%	-0,17%	-5,58%	1,34%	-4,07%
Dez/96	18,57%	13,18%	2,21%	-3,18%	17,61%	12,22%
Mar/97	17,23%	12,35%	33,20%	28,32%	22,13%	17,25%
Jun/97	25,22%	20,81%	18,39%	13,98%	31,63%	27,22%
Set/97	-4,89%	-9,33%	2,24%	-2,20%	3,27%	-1,17%
Dez/97	-20,17%	-28,77%	-23,07%	-31,67%	-24,82%	-33,42%
Mar/98	14,16%	7,96%	24,01%	17,81%	21,68%	15,48%
Jun/98	-19,49%	-24,25%	-18,58%	-23,34%	-14,39%	-19,15%
Set/98	-21,67%	-30,49%	-23,90%	-32,72%	-32,69%	-41,51%
Dez/98	15,66%	9,08%	14,92%	8,34%	1,93%	-4,65%
Mar/99	59,95%	51,32%	71,12%	62,49%	74,54%	65,91%
Jun/99	18,42%	13,65%	3,67%	-1,10%	11,68%	6,91%
Set/99	-0,56%	-4,97%	7,76%	3,35%	6,11%	1,70%
Dez/99	47,16%	42,75%	50,94%	46,53%	65,66%	61,25%
Mar/00	23,01%	18,70%	1,80%	-2,51%	15,67%	11,36%
Jun/00	-5,32%	-9,37%	5,06%	1,01%	-1,40%	-5,45%
Set/00	-6,42%	-10,31%	6,26%	2,37%	14,59%	10,70%
Dez/00	-0,61%	-4,33%	-4,03%	-7,75%	-1,61%	-5,33%
Mar/01	2,21%	-1,51%	5,44%	1,72%	14,46%	10,75%
Jun/01	2,51%	-1,78%	4,26%	-0,02%	0,07%	-4,22%
Set/01	-23,92%	-28,39%	-23,91%	-28,37%	-14,74%	-19,21%
Dez/01	18,87%	14,42%	25,21%	20,76%	25,98%	21,53%
Mar/02	-2,81%	-7,18%	3,84%	-0,53%	10,88%	6,51%
Retornos Médios	5,66%	-0,64%	6,22%	-0,08%	8,95%	2,66%
Desvio Padrão	0,196129	0,204024	0,209146	0,216767	0,229893	0,239526
Retorno/Risco (Índice de Sharpe)		-0,03		0,00		0,11
Beta ( <i>proxy</i> = IBOVESPA)	0,72		0,77		0,85	

Tabela 4 – O efeito Valor visto de forma simplificada através de portfólios dimensionados exclusivamente a partir da razão Valor Patrimonial/ Valor de Mercado das empresas. Como *proxy* do ativo sem risco, adotou-se a taxa anual CDI-Cetip de 252 dias úteis vigente ao final do período de performance, com transformação para o trimestre através da convenção de 360 dias. Novamente utilizou-se a correção com o fator  $(n/n-1)^{1/2}$ .

Quanto ao efeito Valor, pode-se notar na Tabela 4 que o retorno médio em excesso ajustado ao risco (mensurado pelo Índice de Sharpe) associado aos *portfolios* compostos por ações de maior razão VP/VM (chamadas *High*) foi superior ao retorno de um *portfolio* composto por ações de menor VP/VM (chamadas *Small*), mantendo-se o critério *equally-weighted*, ou seja, sem ponderação pelo valor. Cumpre ressaltar que tanto este efeito como o efeito Tamanho anteriormente mencionado guardam correlação quanto aos sentidos dos efeitos constatados por Fama e French (1992,1993), ou seja, de um retorno em excesso das empresas menor Capitalização e de maior VP/VM ou BE/ME, conhecidas estas últimas também como *Value*, respectivamente em relação às de maior Capitalização e menor VP/VM (estas últimas comumente conhecidas no mercado como *Growth*).

<u>Trimestre findo em</u>	<u>Retorno Médio Empresas Winners</u>	<u>Excesso de Retorno Médio - Winners em relação ao ativo sem risco</u>	<u>Retorno Médio Empresas Losers</u>	<u>Excesso de Retorno Médio - Losers em relação ao ativo sem risco</u>
Dez/94	10,74%	-0,09%	9,33%	-1,50%
Mar/95	-21,05%	-37,74%	-24,70%	-41,39%
Jun/95	5,49%	-7,14%	3,43%	-9,20%
Set/95	9,49%	0,00%	3,84%	-5,65%
Dez/95	-10,09%	-18,23%	-24,50%	-32,64%
Mar/96	18,61%	11,91%	11,17%	4,47%
Jun/96	17,32%	11,95%	13,26%	7,89%
Set/96	4,07%	-1,34%	-1,48%	-6,89%
Dez/96	9,89%	4,50%	20,31%	14,92%
Mar/97	22,45%	17,57%	22,61%	17,73%
Jun/97	26,23%	21,82%	28,38%	23,97%
Set/97	3,66%	-0,78%	-2,34%	-6,78%
Dez/97	-23,51%	-32,11%	-22,54%	-31,14%
Mar/98	5,57%	-0,63%	32,70%	26,50%
Jun/98	-12,99%	-17,75%	-20,45%	-25,21%
Set/98	-29,26%	-38,08%	-26,86%	-35,68%
Dez/98	7,97%	1,39%	9,14%	2,56%
Mar/99	54,80%	46,17%	83,16%	74,53%

Tabela 5 – O efeito Momento visto de forma simplificada através de *portfolios* dimensionados **exclusivamente** a partir da qualidade das ações de ganhadoras (*Winners*) ou perdedoras (*Losers*) no trimestre anterior. Como proxy do ativo sem risco, adotou-se a taxa anual CDI-Cetip de 252 dias úteis vigente ao final do período de performance, com transformação para o trimestre através da convenção de 360 dias. Novamente utilizou-se a correção com o fator  $(n/n-1)^{1/2}$ . n= 30 trimestres

Trimestre findo em	Retorno Médio Empresas <i>Winners</i>	Excesso de Retorno Médio - <i>Winners</i> em relação ao ativo sem risco	Retorno Médio Empresas <i>Losers</i>	Excesso de Retorno Médio - <i>Losers</i> em relação ao ativo sem risco
Jun/99	9,02%	4,25%	15,83%	11,06%
Set/99	8,96%	4,55%	-0,07%	-4,48%
Dez/99	47,73%	43,32%	65,53%	61,12%
Mar/00	15,27%	10,96%	15,17%	10,86%
Jun/00	-10,03%	-14,08%	6,20%	2,15%
Set/00	7,95%	4,06%	4,60%	0,71%
Dez/00	0,79%	-2,93%	-4,31%	-8,03%
Mar/01	8,60%	4,88%	9,49%	5,77%
Jun/01	1,49%	-2,80%	2,46%	-1,83%
Set/01	-18,50%	-22,96%	-20,95%	-25,41%
Dez/01	15,10%	10,65%	32,63%	28,18%
Mar/02	5,19%	0,82%	5,61%	1,24%
Retornos Médios	6,37%	0,07%	8,22%	1,93%
Desvio Padrão	0,183050	0,192639	0,245889	0,254331
Retorno/Risco (Índice de Sharpe)		0,003		0,082
Beta ( <i>proxy</i> = IBOVESPA)	0,69		0,91	

Tabela 5 – Conclusão - O efeito Momento, visto de forma simplificada através de *portfolios* dimensionados **exclusivamente** a partir da qualidade das ações de ganhadoras (*Winners*) ou perdedoras (*Losers*) no trimestre anterior. Como proxy do ativo sem risco, adotou-se a taxa anual CDI-Cetip de 252 dias úteis vigente ao final do período de performance, com transformação para o trimestre através da convenção de 360 dias. Novamente utilizou-se a correção com o fator  $(n/n-1)^{1/2}$ .  $n = 30$  trimestres

Por sua vez, quanto ao efeito Momento, o mesmo, conforme Tabela 5, foi observado de forma inversa àquela prevista por Jegadeesh and Titman (1993) e posteriormente confirmada por Fama e French (1996). As empresas de menor Momento no trimestre anterior, denominadas *Losers*, têm maior retorno em excesso médio (ajustado ao risco) em relação às ganhadoras ou *Winners*.

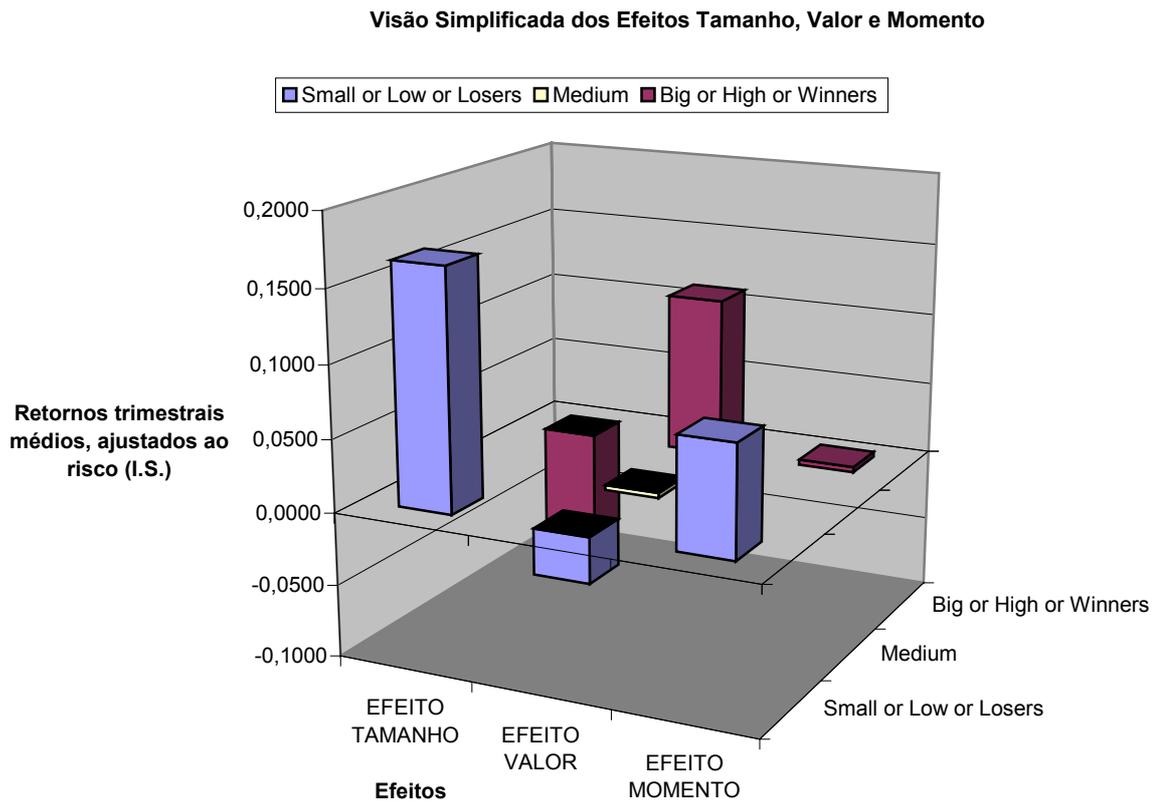


Figura 2 – Uma visão simplificada e conjunta dos três efeitos (Tamanho, Valor e Momento), operando separadamente.

Ainda que a princípio pudesse se estar tentado a concluir, desde já, a partir da consolidação gráfica acima, algo quanto à ocorrência de cada um dos efeitos em nosso mercado para o período de Setembro de 1994 a Dezembro de 2001, como, por exemplo, concluir-se pela ocorrência dos efeitos Tamanho e Valor e pela ocorrência de um efeito Momento reverso, em verdade nada se pode afirmar a princípio, a menos que as variáveis fundamentais (Capitalização de Mercado, Valor Patrimonial/Valor de Mercado e Momento) não estivessem correlacionadas, de forma a que se pudesse garantir que, quando da ocorrência de um dos efeitos, estivesse minimizada a ocorrência dos demais. Todavia, não é o que se observa a partir da matriz de correlação reproduzida na Tabela 6.

	Ibovespa	Small	Big	Low	Med.	High	Winners	Losers
Ibovespa	1							
Small	0,7947 (6,93)	1						
Big	0,9328 (13,69)	0,8645 (9,10)	1					
Low	0,8657 (9,15)	0,9373 (14,23)	0,9289 (13,27)	1				
Medium	0,8639 (9,08)	0,9272 (13,10)	0,9339 (13,82)	0,9104 (11,65)	1			
High	0,8678 (9,24)	0,9653 (19,55)	0,9464 (15,51)	0,9329 (13,70)	0,9406 (14,66)	1		
Winners	0,8835 (9,98)	0,9237 (12,76)	0,9596 (18,05)	0,9439 (15,12)	0,9258 (12,96)	0,9683 (20,50)	1	
Losers	0,8696 (9,32)	0,9703 (21,23)	0,9342 (13,86)	0,9541 (16,85)	0,9607 (18,32)	0,9748 (23,14)	0,9262 (13,00)	1

Tabela 6 – Matriz de Correlação associada a cada um dos *portfolios*, separados exclusivamente por cada uma das variáveis de interesse. Os valores entre parênteses correspondem aos valores da estatística t, calculadas da seguinte forma :  $t = r/\sigma_r$ , onde  $\sigma_r = ((1-r^2)/(n-2))^{0.5}$ . n = 30 trimestres.

Nota-se que **todos** os coeficientes de correlação são significativos ao nível de 5%, o que faz com que não se possa afirmar qual dos efeitos está operando quando se observa a ocorrência de um outro. Daí a necessidade de tentativa de ortogonalização dos fatores HMB, SML e WML, separando-se assim cada um dos efeitos do outro nos moldes de Fama e French (1993), utilizando-se das equações (7'), (8') e (10). **Em se procedendo de outra forma, é de se esperar a existência de correlação significativa entre os *spreads* HML, SMB e WML, capaz de invalidar quaisquer conclusões quando da realização de regressões de séries temporais na forma do modelo expresso na equação (11), devida esta invalidade à existência de significativa multicolinearidade, conforme inclusive ocorrido no estudo de Rodrigues (2000).**

### 5.3. Da utilização dos *subportfolios* na visão dos efeitos Tamanho, Valor e Momento.

Reproduz-se inicialmente estatística relativa ao número de ações médio constante em cada um dos 16 *subportfolios* utilizados durante os 30 trimestres sob estudo. É tal média preocupação constante dos autores que se dedicam ao

tema quando da aplicação do modelo em mercados com dados limitados. Vide, a propósito, novamente Liew e Vassalou (2000) e Fama e French (1993), bem como Arshanapalli, Coggin e Doukas (1998).

O que ocorre é que, em se trabalhando com um número limitado de empresas selecionadas quando do rebalanceamento, por questões de limitação de dados disponíveis (como é o caso do mercado brasileiro), pode acontecer de, no período de performance ou mensuração de retornos, termos *subportfolios* com um número também muito limitado de empresas, prejudicando assim sobremaneira a obtenção de retornos confiáveis para os *subportfolios* e mesmo impossibilitando o cálculo dos “spreads” SMB, HML e WML (imagine-se, por exemplo, um trimestre onde se tenha zero empresas classificadas como *Small*, *High* e *Winners*, ou seja, o *subportfolio* H/S/W contenha zero empresas selecionadas quando do rebalanceamento). Neste caso, não haveria como se produzir o cálculo constante, p. ex., constante da equação (10).

Uma interessante solução é a proposta por Liew e Vassalou (2000), qual seja, a de no caso de inexistência de cotação para a ação durante o período de performance, se estabelecer como rendimento para a ação sem cotação o retorno da *proxy* definida como ativo sem risco para o mercado (no nosso caso, o CDI). Encarando-se os fatores HML, SMB e WML como estratégias ou *portfolios* capazes de proporcionar retornos em excesso ajustado ao risco previsto pelo CAPM, a principal motivação para a adoção de tal solução, segundo Vassalou (2003), é o fato da mesma ser neutra em termos da interpretação da ocorrência ou não de prêmios de risco em excesso associados às estratégias. A única ressalva que se deve fazer acerca da escolha deste critério é que talvez os autores tenham sido forçados a fazê-la diante de necessidade de manter um número médio satisfatório de ações em cada um dos *subportfolios*, hipótese que a princípio pode não se verificar em nosso caso.

Assim é que optamos então por estratégia um pouco diferenciada, qual seja, simplesmente excluir as ações não possuidoras de cotações no período de performance dos *subportfolios*, só adotando a solução proposta por Liew e Vassalou (2000) nos casos em que o *portfolio* restasse sem ações após a

aplicação do critério. Tal fato ocorreu tão somente uma vez no conjunto dos 360 cálculos de retornos médios realizados.

Na Tabela 7 abaixo, temos o sumário estatístico das médias dos números de empresas constantes de cada um dos *subportfolios*, no período pós-rebalanceamento, mostrando que o número de ações componentes de cada *subportfolio* permaneceu dentro do satisfatório, em nosso entendimento. Note-se a pequena redução da média do total em relação ao número de ações constantes da amostra selecionada quando de rebalanceamento constante da Tabela 2, diante desta exclusão eventual (A média calculada a partir dos dados da Tabela 2 é de 150).

<b>Subportfolio</b>	<b>N = Número médio de ações no período de performance</b>
<b>H/S/Los</b>	18
<b>H/S/Win</b>	16
<b>H/B/Los</b>	13
<b>H/B/Win</b>	14
<b>M/S/Los</b>	5
<b>M/S/Win</b>	5
<b>M/B/Los</b>	7
<b>M/B/Win</b>	7
<b>L/S/Los</b>	7
<b>L/S/Win</b>	5
<b>L/B/Los</b>	12
<b>L/B/Win</b>	14
<b>Total</b>	122

Tabela 7 – Estatística do número médio de ativos mantido nos portfólios, nos períodos de rebalanceamento.

Passando agora à análise dos retornos proporcionados por cada um dos 12 *subportfolios*, de forma similar ao já realizado no item 5.2, reproduzimos no Apêndice 2 (devido à sua extensão) os valores de retorno associados a cada um dos 12 subconjuntos para todos os trimestres componentes de nosso período amostral. Dos dados constantes daquele Apêndice, todavia, pode-se construir a Tabela 8 a seguir, de vital importância para as primeiras conclusões relacionadas a nosso estudo.

	M1 = Média	Desvio padrão = (M2) <sup>1/2</sup>	I.S.	Autocor. entre os retornos
H/S/Los	14,63%	41,28%	20,20%	-0,08
H/S/W	9,43%	19,54%	16,05%	0,16
H/B/Los	6,17%	21,32%	-0,59%	-0,04
H/B/W	5,11%	17,57%	-6,74%	0,01
M/S/Los	7,32%	30,23%	3,40%	-0,04
M/S/W	5,91%	20,89%	-1,82%	-0,14
M/B/Los	3,90%	23,26%	-10,29%	-0,16
M/B/W	7,06%	24,28%	3,16%	0,18
L/S/Los	9,74%	27,00%	12,77%	0,14
L/S/W	6,44%	23,79%	0,63%	0,11
L/B/Los	3,87%	19,97%	-12,11%	0,01
L/B/W	3,77%	21,29%	-11,87%	0,16
Ibovespa	5,30%	22,73%	-4,36%	

Tabela 8 – Retornos trimestrais médios e desvios-padrão associados a cada um dos subportfolios, no período amostral. Novamente utilizou-se a correção com o fator  $(n/n-1)^{1/2}$ .  $n = 30$  trimestres. O Índice de Sharpe dos Portfolios foi calculado utilizando-se uma média do rendimento da *proxy* do ativo sem risco durante o período amostral total ( $R_f = 6,29\%$  a.t.)

A fim de caracterizar-se o efeito Tamanho (agora “puro” dos efeitos Valor e Momento), devemos comparar os subportfolios dois a dois, da seguinte forma: H/S/Los e H/B/Los; H/S/Win e H/B/Win, M/S/Los e M/B/Los, M/S/Win e M/B/Win; L/S/Los e L/B/Los e, finalmente, L/S/W e L/B/W. Note-se que o efeito é bastante pronunciado, **tendo os subportfolios compostos por empresa de menor Capitalização de Mercado (*Small*) superado, em 5 das 6 comparações supra, aqueles semelhantes das empresas de menor Capitalização (*Big*), utilizando-se o Índice de Sharpe como medida de retorno ajustado ao risco**. Interessante ainda notar que todos os *portfolios* de empresas de menor Capitalização também apresentam performance superior à *proxy* de mercado utilizada em nosso estudo, a saber o IBOVESPA. Este conjunto de observações é nossa primeira evidência no sentido de ocorrência do efeito Tamanho, agora não contaminado pela ocorrência do efeito Valor ou Momento. Nos aprofundaremos, ainda, no fato, obviamente, quando da utilização do spread SMB em itens posteriores do presente trabalho. Note-se, por fim, a partir da mesma Tabela 8, a baixa autocorrelação temporal existente entre os Retornos dos diversos *subportfolios*.

Da mesma forma que realizado para fins de obtenção de evidências acerca do efeito Tamanho, podemos nos utilizar da comparação ajustada ao risco do retorno dos *subportfolios* dois a dois, a fim de analisar a ocorrência do efeito Valor, utilizando-nos, agora, todavia, dos pares: H/S/Los e L/S/Los, H/S/W e L/S/W, H/B/Los e L/B/Los e H/B/W e L/B/W. Procedendo-se desta forma, também o efeito Valor fica evidenciado, uma vez que em 100% (4 das 4 comparações) os *subportfolios* H (High ou alto VP/VM ou Value) superam de forma acentuada a performance ajustada ao risco dos *subportfolios* L (*Low ou baixo VP/VM ou Growth*).

Note-se que tal resultado está no mesmo sentido do estudo internacional realizado por Fama e French (1998) incluindo o Brasil dentre outros mercados emergentes, conclui pela existência de um efeito Valor em nosso país, ainda que em período amostral diferenciado do nosso e tendo utilizado a visão simplificada demonstrada ao longo do item 5.1. Ressalte-se, porém, que quanto ao efeito Valor não se nota uma predominância completa de performance dos *subportfolios High* em relação ao IBOVESPA (Os *portfolios High* superam o IBOVESPA em 3 de 4 comparações), o que sugere a possibilidade de absorção do efeito quando da especificação de modelo contendo a variável independente  $R_m - R_f$ .

Finalmente, quanto à ocorrência do efeito Momento, nos utilizamos da mesma metodologia de comparações, agora para os pares: H/S/Los e H/S/W; H/B/Los e H/B/W; M/S/Los e M/S/Win; M/B/Los e M/B/Win; L/S/Los e L/S/Win e, por derradeiro, L/B/Los e L/B/Win. Aqui a evidência de ocorrência do efeito Momento reverso surge todavia de maneira não tão pronunciada como nos casos do efeito Valor e Tamanho. Não só o número de vezes em que o efeito reverso ocorre é menor que nos dois outros casos (4 em 6 comparações) como mesmo a diferença entre os Índices de Sharpe comparados não são tão conclusivas (Note-se, por exemplo, a proximidade entre os I.S. dos *subportfolios* L/B/Los e L/B/W e, mesmo, H/S/Los e H/S/W). Também não se nota superioridade em relação ao IBOVESPA dos *portfolios* Winners ou Losers.

Conclui-se então, neste item, pela existência de evidências em favor da ocorrência dos efeitos Tamanho e Valor de forma pronunciada, e pela possibilidade de ocorrência do efeito Momento de forma reversa. As evidências quanto a este último são nitidamente mais fracas do que as obtidas em relação aos dois primeiros efeitos. O único senão acerca destas conclusões diz respeito à possibilidade de absorção dos efeitos pela adição da variável  $R_m - R_f$  à análise, ou seja, pelo principal fator de risco previsto quando da especificação do CAPM. Tal possibilidade de absorção é especialmente mais provável no caso das estratégias HML e WML, representativas respectivamente dos efeitos Valor e Momento, uma vez que não houve evidência de superioridade dos subportfólios *High*, *Low*, *Winners* ou *Losers* em relação ao *portfolio proxy* de mercado.

#### 5.4. Dos portfólios SMB, HML e WML e de seu comportamento.

Conforme já anteriormente discutido, SMB, HML e WML nada mais são do que *portfolios* ou estratégias que se destinam a replicar a ocorrência dos efeitos Tamanho, Valor e Momento. Na visão de testes empíricos associados a modelos de apreçamento e seguindo a justificativa de ocorrência dos efeitos propugnada por Davis, Fama e French (2000), devem estes mesmos indicadores ser enxergados como fatores adicionais de risco a serem adicionados ao prêmio de risco de mercado ( $R_m - R_f$ ) do CAPM nos modelos, de forma a aumentar o poder deste último fator quando de sua utilização para fins de explicação de retornos *ex-post* e, assim, de forma a se tentar que se tenha um melhor modelo de previsão.

Relembrados tais aspectos fundamentais, surge importante questão, já levantada no item 5.2 do presente. Se utilizarmos tais fatores como adicionais ao prêmio de risco de mercado ( $R_m - R_f$ ) do CAPM em nosso modelo de apreçamento e **considerarmos que temos como intenção verificar a ocorrência de cada um dos efeitos que tais *portfolios* se destinam a replicar de forma separada**, devemos nos preocupar com a existência de multicolinearidade entre os mesmos, dado que serão variáveis independentes no

modelo de regressão multivariada. Os principais efeitos de existência desta multicolinearidade, podem ser assim resumidos, de acordo com Johnston (1984, pp.240) :

a) Um aumento das variâncias e covariâncias entre os dados amostrais (no nosso caso entre os dados da amostra temporal de nossos fatores ( $R_m - R_f$ ), SMB, HML, WML), **fazendo com que os estimadores, a serem determinados quando da realização dos testes regressão múltipla, percam confiabilidade em relação aos valores reais.**

b) A produção de grandes variações nos estimadores dos coeficientes da regressão por pequenas mudanças nos dados amostrais.

Ainda que existam testes mais rigorosos de caráter econométrico para fins de evidenciação deste fenômeno, nos contentaremos aqui com a abordagem mais intuitiva, adotada por Fama e French (1998), qual seja, a que a maior existência de correlação entre as variáveis do modelo linear significa a existência de maior multicolinearidade. A propósito, cumpre reproduzir trecho do artigo supra de 1998.

“The portfolio HML,..., Thus the difference between the two returns should be largely free of the size factor in returns, focusing instead on the different return behaviors of High-and-Low-BE/ME firms. As testimony to the success of this simple procedure, **the correlation between the 1963-1991 monthly mimicking returns for the size and book to market factors is only -0.08 (grifo nosso)**”

O procedimento simples a que se referem os autores é a ortogonalização, a qual, realizada na forma do nosso modelo de 4 fatores, é representada pelas equações (7'), (8') e (10). De forma a ilustrar o problema, reproduziremos inicialmente nas Tabelas 9 e 10 o cálculo dos fatores e a respectiva matriz de correlação produzida a partir dos fatores não sujeitos a ortogonalização, ou seja, simplesmente, realizando a diferença entre os *portfolios Small e Big, High e Low, e Winners e Losers* a partir das Tabelas 3,4 e 5, nos moldes do que foi realizado por Rodrigues (2000).

N = Não ortogonalizado.	Retorno SMB N	Retorno HML N	Retorno WML N
Dez/94	27,24%	7,38%	1,41%
Mar/95	7,58%	-6,53%	3,65%
Jun/95	-10,37%	4,93%	2,06%
Set/95	-13,26%	6,67%	5,65%
Dez/95	-1,77%	0,66%	14,41%
Mar/96	-4,70%	-7,18%	7,44%
Jun/96	-4,19%	3,11%	4,06%
set/96	-1,56%	-1,39%	5,55%
Dez/96	16,81%	-0,96%	-10,42%
Mar/97	1,93%	4,90%	-0,16%
Jun/97	13,12%	6,41%	-2,15%
Set/97	-2,97%	8,16%	6,00%
Dez/97	-0,61%	-4,65%	-0,97%
Mar/98	16,92%	7,52%	-27,13%
Jun/98	11,38%	5,10%	7,46%
Set/98	7,20%	-11,02%	-2,40%
Dez/98	0,90%	-13,73%	-1,17%
Mar/99	57,14%	14,59%	-28,36%
Jun/99	11,75%	-6,74%	-6,81%
Set/99	1,97%	6,67%	9,03%
Dez/99	12,59%	18,50%	-17,80%
Mar/00	10,63%	-7,34%	0,10%
Jun/00	-3,04%	3,92%	-16,23%
Set/00	7,17%	21,01%	3,35%
Dez/00	-1,79%	-1,00%	5,10%
Mar/01	5,08%	12,25%	-0,89%
Jun/01	-2,97%	-2,44%	-0,97%
Set/01	12,14%	9,18%	2,45%
Dez/01	-2,82%	7,11%	-17,53%
Mar/02	3,14%	13,69%	-0,42%
<b>Média</b>	5,82%	3,29%	-1,86%
<b>Desvio Padrão</b>	13,12%	8,48%	10,29%

Tabela 9 – Fatores SMB, HML e WML, não ortogonalizados, calculados a partir das Tabelas 2,3 e 4.

	$R_m - R_f$	SMB	HML	WML
$R_m - R_f$	1			
SMB	0,19 (1,01)	1		
HML	<b>0,37</b> <b>(2,13)</b>	0,27 (1,49)	1	
WML	<b>-0,50</b> <b>(-3,08)</b>	<b>-0,55</b> <b>(3,53)</b>	-0,26 (-1,40)	1

Tabela 10 – Matriz de Correlação associada a Tabela 9, agora incluindo o fator típico do Capital Asset Pricing Model ( $R_m - R_f$ ) Como proxy para  $R_m$  utilizou-se o IBOVESPA, enquanto para  $R_f$  manteve-se a proxy da taxa de CDI de 252 dias úteis para o último dia do trimestre. Os valores entre parênteses correspondem aos valores da estatística t, calculadas da seguinte forma :  $t = r/\sigma_r$ , onde  $\sigma_r = ((1-r^2)/(n-2))^{0.5}$ .  $n = 30$  trimestres. Os valores em negrito são significativos ao nível de 5%.

Note-se ter se atingido aqui situação semelhante àquela de Rodrigues (2000) quando da realização de teste do modelo de 3 fatores (no caso, o autor se deparou com um  $\rho_{SMB, HML} = 0,62$ , significativo ao nível de 5%). Dentre os coeficientes significativos, o que nos causou especial preocupação reflete a elevada interação entre os fatores SMB e WML, representativos dos efeitos Tamanho e Momento. Além deste coeficiente, ainda que tenhamos outros coeficientes de correlação significativos a níveis de 5%, tais resultados não serão objeto de ortogonalização, visto que temos como paradigma nos testes de apreçamento e para caracterização dos efeitos Valor, Tamanho e Momento o CAPM. Em outras palavras, aceitaremos o CAPM como paradigma, adicionando-se fatores ao prêmio de risco de mercado, em nenhum Momento se excluindo o Beta dos modelos de regressão linear múltipla. Assim, o que se deve ter em mente, a partir de agora, é que uma rejeição dos modelos multifatoriais testados em relação ao CAPM pode ser resultado de algum grau de correlação entre os fatores e o fator  $R_m - R_f$ , caso esta dependência persista pós-ortogonalização.

<b>O = Ortogonalizado.</b>	<b>Retorno SMB O</b>	<b>Retorno HML O</b>	<b>Retorno WML O</b>
Dez/94	28,03%	-1,25%	-3,56%
Mar/95	7,83%	-7,22%	5,76%
jun/95	-17,26%	5,41%	12,62%
set/95	-16,73%	14,12%	-3,99%
Dez/95	2,32%	3,89%	16,36%
Mar/96	-4,73%	-12,69%	3,17%
jun/96	-0,47%	0,84%	2,73%
set/96	-0,78%	2,62%	5,76%
Dez/96	15,73%	-7,51%	-7,28%
Mar/97	2,34%	6,61%	-5,63%
jun/97	15,44%	11,26%	4,47%
set/97	-2,94%	11,13%	3,50%
Dez/97	3,32%	-6,74%	-1,36%
Mar/98	13,18%	7,30%	-19,83%
jun/98	10,26%	3,00%	5,89%
set/98	17,53%	-11,13%	-7,35%
Dez/98	-1,82%	-17,25%	-0,06%
Mar/99	36,74%	10,65%	-18,72%
jun/99	8,48%	-12,22%	-9,94%
set/99	2,32%	4,49%	8,76%
Dez/99	-0,10%	15,04%	-9,48%
Mar/00	7,12%	-2,65%	-1,20%
jun/00	-2,98%	3,70%	-15,62%
set/00	4,97%	21,13%	3,36%

Tabela 11 - Fatores SMB, HML e WML, ortogonalizados, calculados a partir das Equações (7'), (8') e (10) e da Tabela constante do apêndice 2.

O Ortogonalizado.	=	Retorno SMB O	Retorno HML O	Retorno WML O
Dez/00		-4,10%	-4,49%	6,01%
Mar/01		-0,51%	10,55%	-0,98%
jun/01		-10,49%	14,85%	-4,53%
set/01		11,44%	3,10%	9,07%
Dez/01		-3,49%	6,88%	-18,16%
Mar/02		-2,64%	12,96%	0,68%
<b>Média</b>		3,93%	2,88%	-1,32%
<b>Desvio Padrão</b>		11,56%	9,56%	9,15%

Tabela 11 – Conclusão - Fatores SMB, HML e WML, ortogonalizados, calculados a partir das Equações (7'), (8') e (10) e da Tabela constante do apêndice 2.

	$R_m - R_f$	SMB O	HML O	WML O
$R_m - R_f$	1			
SMB	-0,06 (-0,31)	1		
HML	<b>0,39</b> <b>(2,24)</b>	-0,16 (-0,85)	1	
WML	<b>-0,41</b> <b>(-2,37)</b>	-0,31 (-1,71)	-0,06 (-0,32)	1

Tabela 12 – Matriz de Correlação associada a Tabela 11. Como proxy para  $R_m$  utilizou-se o IBOVESPA, enquanto para  $R_f$  manteve-se a proxy da taxa de CDI de 252 dias úteis para o último dia do trimestre. Os valores entre parênteses correspondem aos valores da estatística t, calculadas da seguinte forma:  $t = r/\sigma_r$ , onde  $\sigma_r = ((1-r^2)/(n-2))^{0.5}$ .  $n = 30$  trimestres. Os valores em negrito são significativos ao nível de 5%, mas o deixam de ser ao nível de 2%.

Acima reproduzimos as Tabelas pós-ortogonalização, com os valores dos retornos SMB, HML e WML calculados na forma de (7'), (8') e (10). Na forma da Tabela 12, atingiu-se assim, após ortogonalização, situação satisfatória em termos de interdependência entre os fatores a serem utilizados como variáveis independentes nos testes de modelos de apreçamento posteriores. Nenhum dos coeficientes de correlação entre os fatores SMB, HML e WML é significativo ao nível de 5%. Ressalte-se a elevada queda do coeficiente  $\rho_{SMB, WML} =$  de 0,55 para -0,31, não mais significativo ao nível de 5%. Mesmo os graus de correlação existentes entre os fatores HML e WML e o fator prêmio de risco de mercado ( $R_m - R_f$ ) não são agora tão relevantes (os coeficientes t são significativos ao nível de 5% mas deixam de ser ao nível de 2%, com base nas variáveis calculadas), o que faz com que os efeitos da multicolinearidade já

expostos possam ser considerados como diminutos, a partir de agora, em nossos testes de apreçamento.

Enfrentado o problema da multicolinearidade entre os fatores nos futuros testes dos modelos de apreçamento, passaremos a uma análise do comportamento das estratégias HML, SMB e WML a partir de seus valores já ortogonalizados, de forma a obter novas evidências acerca da ocorrência dos efeitos Tamanho e Valor, nos abstraindo de uma possível absorção destes efeitos pelo prêmio de risco de mercado do CAPM, por enquanto.

Inicialmente, reproduziremos tabela comparativa, adaptada de L'Her, Masmoudt e Suret (2001), mostrando os prêmios obtidos para os *portfolios*  $R_m - R_f$ , SMB, HML e WML obtidos no mercado americano por Fama e French (1996), Davis, Fama e French (2000) e Jegadeesh e Titman (2001) para o mercado americano (já anualizados) em relação ao prêmio obtido pelos mesmos fatores no presente estudo, de forma a buscarmos ter uma noção comparativa acerca da ocorrência dos efeitos nos diferentes mercados.

<b>Estudo -Autores (data)</b>	<b>Período Amostral</b>	<b>Fatores (Retorno Anualizado)</b>			
<b>Painel A : E.U.A.</b>		<b>Rm-Rf</b>	<b>SMB</b>	<b>HML</b>	<b>WML</b>
Fama & French (1996)	07/1964 a 06/1993	5,94%	4,92%	6,33%	
Média		16,33%	15,44%	13,11%	
Desvio Padrão		1,96	1,72	2,60	
Estatística t					
Davis, Fama & French (2001)	07/1929 a 06/1997	8,34%	2,43%	5,66%	
Média		19,92%	11,29%	10,77%	
Desvio Padrão		3,43	1,76	4,30	
Estatística t					
Jegadeesh e Titman (2001)	1965-1998				15,80%
Média					13,32%
Desvio Padrão					6,81
Estatística t					
<b>Painel B : Resultados do presente estudo</b>	<b>Período Amostral</b>	<b>Rm-Rf</b>	<b>SMB</b>	<b>HML</b>	<b>WML</b>
Média	1994:3 – 2001:4	22,94%	16,67%	12,02%	-5,18%
Desvio Padrão		45,46%	23,12%	19,12%	18,30%
Estatística t		1,28	1,83	1,60	-0,72

Tabela 13 – Comparação entre os valores das estratégias SMB, HML e WML e para o fator prêmio de risco de mercado para os mercados norte-americano e brasileiro. Os valores de t foram calculados a partir da razão  $R / \sigma_R$ , onde  $\sigma_R = \sigma / (T-1)^{1/2}$ . T = 7.5 anos.

Note-se que a média anualizada do prêmio de risco de mercado ( $R_m - R_f$ ), obtida para o mercado brasileiro é em muito superior àquela obtida para o mercado americano, sendo, todavia, esta média acompanhada de uma maior volatilidade. Tal constatação é plenamente coerente não só com a tradicional relação risco-retorno própria da modelagem de Markowitz (1959), mas também com afirmativas anteriores feitas no curso do presente estudo e com a percepção comum aos participantes do mercado de ser o mercado brasileiro de ações mais volátil que o mercado norte americano. A impossibilidade de rejeição da hipótese nula quanto ao excesso de retorno de mercado igual a zero tanto a 5% como mesmo a 10% de significância já se constitui na primeira evidência contrária a aplicação plena do CAPM. Note-se, porém, que a rejeição a 10% de significância é um tanto inconclusiva ( $t_{\text{crítico}} = 1,31$ ).

Quanto ao fator SMB, o qual, mais uma vez ressaltamos, representa um efeito Tamanho “puro”, ou seja, sem influência dos demais efeitos, surge a rejeição da hipótese nula ao nível de 5% ( $t=1,83$ ). Mantém-se, ainda, a relação de maior retorno-maior volatilidade quando da comparação com os retornos obtidos pelo mesmo *portfolio* SMB no mercado americano. Importante notar a proximidade entre as estatísticas  $t$  obtidas quando da comparação dos efeitos Tamanho nos mercados brasileiro e americano ( $t_{\text{Brasil}}=1,83$  ;  $t_{\text{E.U.A}}=1,72-1,76$ ).

Nota-se a significância também ao nível de 10% (rejeição da hipótese nula de ser o retorno do *portfolio* HML = 0) do efeito Valor, considerando aqui o *portfolio* HML como representativo deste efeito, novamente de forma “pura”, mais uma evidência assim que nos leva a caminhar no sentido de uma maior aprovação futura do modelo de três fatores de Fama e French.

Quanto ao *portfolio* WML, o que se obtém é uma rejeição bastante conclusiva da significância do Momento reverso, tanto a 10% como a 5% de significância para o caso brasileiro. A tendência então é no sentido de uma menor aplicabilidade do modelo de quatro fatores do que no caso do mercado americano. A propósito deve-se observar a alta significância do Valor  $t$  obtido por Jegadeesh e Titman (2001), para o caso norte-americano.

Note-se ainda a relativa proximidade dos resultados com aqueles demonstrados no estudo de Fama & French (1998) –  $t_{SMB} = 0,57$  ;  $t_{HML} = 2,33$ , apesar de, naqueles estudos, os autores não reportarem qualquer ortogonalização realizada e seu período amostral para o caso brasileiro ter abrangido o período amostral de 1987 a 1995.

Assim, mantivemos a conclusão em favor da existência de um efeito Tamanho e também da possibilidade de ocorrência de um efeito Valor (relembrando aqui a análise realizada ao final do item 5.3), em especial quando comparamos a significância destes efeitos com o excesso de retorno de mercado ( $R_m$ ) em relação a *proxy* do ativo sem risco ( $R_f$ ). O efeito Tamanho, todavia, continua a aparecer de forma mais pronunciada. A rejeição da significância do efeito Momento, para o conjunto de dados como um todo, também é coerente com as observações menos conclusivas, realizadas a partir dos *subportfolios Winners e Losers* naquele item.

### 5.5. Da utilização da regressão multivariada

Passa-se então à análise dos modelos de apreçamento utilizando-se a abordagem padrão de estatística multivariada. Relembrando uma afirmativa já mencionada no item 3.4.2, os interceptos  $a_j$  são considerados retornos médios anormais dos *portfolios*  $j$ , quando da realização de cada uma das 12 regressões. As Tabelas 13 a 18 demonstram os estimadores e estatísticas  $t$ , obtidos a partir das equações utilizando-se a metodologia *Seemingly Unrelated Regressions* (SUR) para os três modelos que julgamos como mais adequados, conforme toda a evidência empírica e teórica até aqui obtida, ou seja, para os modelos que elegemos como mais capazes de descrever o apreçamento considerando-se a ocorrência dos efeitos Tamanho, Valor e Momento. Assim, estão expressos os estimadores oriundos da regressão múltipla para o CAPM, para o modelo trifatorial de Fama e French e, finalmente, para o modelo de quatro fatores, contemplando, além dos fatores SMB e HML, também o fator WML. Utilizou-se em todas as regressões o aplicativo EViews 4.0<sup>®</sup>.

Modelo – Variáveis Explanatórias	Portfólio	$\alpha_i$	$b_i$	$R^2$
CAPM – $(R_m - R_f)$	H/S/Los	0,098	1,473	0,678
	H/S/W	0,037	0,555	0,400
	H/B/Los	0,007	0,818	0,739
	H/B/W	-0,005	0,695	0,754
	M/S/Los	0,018	0,736	0,308
	M/S/W	0,003	0,725	0,651
	M/B/Los	-0,016	0,833	0,663
	M/B/W	0,017	0,928	0,742
	L/S/Los	0,041	0,658	0,316
	L/S/W	0,007	0,599	0,339
	L/B/Los	-0,016	0,793	0,795
	L/B/W	-0,017	0,853	0,807

Tabela 14 – Estimadores obtidos para o CAPM. Método econométrico utilizado : *Seemingly Unrelated Regressions*. Aplicativo E-Views 4.0<sup>®</sup>. Modelo CAPM :

$$r_{it} = \alpha_{it} + b_{it}r_{mt} + \varepsilon_{it}$$

Modelo – Variáveis Explanatórias	Subportfólio	$t(\alpha_i)$	$t(b_i)$
CAPM – $(R_m - R_f)$	H/S/Los	2,29(*)	7,94(*)
	H/S/W	1,29	4,47(*)
	H/B/Los	0,33	9,21(*)
	H/B/W	-0,30	9,59(*)
	M/S/Los	0,38	3,65(*)
	M/S/W	0,15	7,47(*)
	M/B/Los	-0,63	7,68(*)
	M/B/W	0,73	9,28(*)
	L/S/Los	1,01	3,73(*)
	L/S/W	0,21	3,92(*)
	L/B/Los	-0,96	10,80(*)
	L/B/W	-0,96	11,19(*)

Teste de Apreçamento -  $H_0 : (\alpha_i = 0, i=1,...12)$  p-value = 0,016935

Tabela 15 – Estatísticas t para os estimadores obtidos para o CAPM. Método econométrico utilizado: *Seemingly Unrelated Regressions*. Aplicativo E-Views 4.0<sup>®</sup>.

(\*) Valores significativos ao nível de 5%. Modelo CAPM:  $r_{it} = \alpha_{it} + b_{it}r_{mt} + \varepsilon_{it}$

**Cabe inicialmente notar, com relação ao CAPM, que, para todos os subportfólios, as estatísticas t associadas às exposições  $b_i$  ao fator  $R_m - R_f$  mostraram-se significativas ao nível de 5% e, assim, com base em tais evidências, podemos concluir pela existência de poder explanatório por parte deste fator, conforme já era de se esperar a partir das previsões teóricas**

**próprias do CAPM.** Também os resultados absolutos dos  $b_i$  obtidos (inferiores a 1) em sua quase totalidade são coerentes, uma vez que, como devemos lembrar agora, optamos por montar os 12 *subportfolios* utilizando o critério de igual ponderação pelas ações componentes da carteira, enquanto o IBOVESPA é um índice ponderado pelo Valor, o que faz com que haja um viés nos estimadores no sentido dos valores de beta das ações de menor Capitalização, que no Brasil são como em outros mercados, como no indiano (Vide CONNOR, 2001), inferiores a 1 – A propósito vide Tabela 3. Notar também que as ações de maior Capitalização tendem a ter uma exposição ao fator  $R_m - R_f$  mais próxima de 1, o que pode ser notado, inclusive pela maior proximidade de 1 dos fatores calculados para os *subportfolios Big*. No mesmo sentido de existência de algum poder explanatório por parte do CAPM, note-se a não significância das estatísticas t calculadas para 11 dos 12 interceptos calculados.

Modelo	Portfólio	$\alpha_i$	$b_i$	$s_i$	$h_i$	$R^2$
Fama & French	H/S/Los	0,001	1,376	1,754	0,926	0,921
	H/S/W	-0,003	0,488	0,599	0,527	0,541
	H/B/Los	-0,002	0,761	-0,035	0,352	0,759
	H/B/W	-0,005	0,661	-0,145	0,189	0,772
	M/S/Los	-0,042	0,731	1,309	0,265	0,538
	M/S/W	-0,021	0,709	0,492	0,190	0,724
	M/B/Los	-0,026	0,803	0,109	0,204	0,670
	M/B/W	-0,003	0,915	0,404	0,154	0,776
	L/S/Los	0,030	0,860	1,114	-1,065	0,700
	L/S/W	-0,021	0,700	1,061	-0,443	0,647
	L/B/Los	0,003	0,863	-0,152	-0,466	0,836
	L/B/W	-0,021	0,863	0,150	-0,032	0,813

Tabela 16 - Estimadores obtidos para o Modelo de Fama e French. Método econométrico utilizado: *Seemingly Unrelated Regressions*. Aplicativo E-Views 4.0<sup>®</sup>. Modelo de três fatores de Fama & French :  $r_{it} = \alpha_{it} + b_{it}r_{mt} + s_{it}SMB_t + h_{it}HML_t + \varepsilon_{it}$

Modelo	Subportfólio	t( $\alpha_i$ )	t( $b_i$ )	t( $s_i$ )	t( $h_i$ )
Fama & French	H/S/Los	0,06	13,79(*)	9,30(*)	3,74(*)
	H/S/W	-0,09	4,14(*)	2,68(*)	1,80
	H/B/Los	-0,11	8,21(*)	-0,20	1,54
	H/B/W	-0,27	8,72(*)	-1,01	1,00
	M/S/Los	-0,97	4,09(*)	3,86(*)	0,60
	M/S/W	-0,96	7,56(*)	2,78(*)	0,82
	M/B/Los	-0,93	6,90(*)	0,49	0,71
	M/B/W	-0,15	9,04(*)	2,11(*)	0,61
	L/S/Los	0,97	6,77(*)	4,64(*)	-3,38(*)
	L/S/W	-0,70	5,77(*)	4,63(*)	-1,47
	L/B/Los	0,22	12,08(*)	-1,13	-2,63(*)
	L/B/W	-1,11	10,60(*)	0,98	-0,16

**Teste de Apreçamento -  $H_0 : (\alpha_i = 0, i=1,...,12)$  p-value = 0,2698**

Tabela 17 - Estatísticas t para os estimadores obtidos para o Modelo de Fama e French.

Método econométrico utilizado: *Seemingly Unrelated Regressions*. Aplicativo E-Views

4.0<sup>®</sup>. (\*) valores significativos ao nível de 5%. Modelo de três fatores de Fama e French :

$$r_{it} = \alpha_{it} + b_{it}r_{mt} + s_{it}SMB_t + h_{it}HML_t + \varepsilon_{it}$$

Quando da análise da aplicabilidade do modelo de Fama e French, importantes constatações podem ser obtidas a partir das Tabelas 16 e 17. Estabelece-se um ranking nítido entre o poder explanatório das variáveis independentes e os conseqüentes efeitos vinculados, agora já na presença do denominado fator de mercado ( $R_m - R_f$ ). O clássico  $R_m - R_f$ , único fator de risco previsto pelo CAPM, permanece como principal fator capaz de explicar o apreçamento das ações em nosso mercado. Todavia, a evidência em favor da ocorrência de um efeito Tamanho também é bastante relevante. Note-se que, em 7 dos 12 *subportfolios*, a exposição ao fator SMB mostrou-se significativa ao nível de 5% e de sinal positivo, ou seja, no sentido da ocorrência de um retorno anormal das empresas de menor Capitalização de Mercado (*Small*). Interessante notar que em todos os 3 casos em que o efeito Tamanho se apresentou com sinal contrário a esta previsão, o mesmo perde significância estatística.

As evidências aqui obtidas são no sentido, ainda, de uma absorção do efeito Valor pelo prêmio de risco de mercado do CAPM, uma vez que em tão somente 3 dos 12 *subportfolios* observa-se um prêmio de risco significativo associado a variável HML e de sinal errático. Tal possibilidade já havia sido levantada anteriormente, não sendo contrária a qualquer evidência previamente obtida no curso do presente estudo.

Muito relevante, ainda, é o significativo aumento nos valores de  $R^2$  na Tabela 16 em relação à Tabela 14, quando da incorporação das variáveis SMB e HML o que nos leva a conclusão de superioridade do modelo de Fama e French em relação ao CAPM, o que, por sua vez, também é evidência no sentido da relevância do efeito Tamanho, dado que o efeito Valor perde significância quando da especificação via modelo de três fatores. Tal constatação é plenamente confirmada pelo valor de probabilidade (*p-value*) do teste de hipóteses destinado a verificar a nulidade simultânea de todos os interceptos do modelo de Fama e French, em muito superior ao do CAPM (0,2698 versus 0,016935).

Passemos, agora, à análise do modelo de quatro fatores, realizada através das Tabelas 18 e 19. Agregando-se agora a variável Momento ao modelo, obtém-se evidência bastante importante quanto ao poder explanatório e sentido do efeito Momento, quantificado a partir da variável WML, nos termos em que é aqui calculada e tida como representativa do efeito Momento de curto prazo.

Inicialmente cumpre observar a manutenção da significância estatística das exposições tanto ao prêmio de risco de mercado ( $R_m - R_f$ ), significativa para 12 dos 12 *subportfolios*, bem como para a variável SMB, que se mantém significativa ao nível de 5% para 6 dos 12 *subportfolios* e a nível de 10% para 7 dos 12 *subportfolios*, com sinal positivo, seguindo o sentido do efeito observado no mercado americano.

Observa-se uma significância do efeito Momento reverso, concentrado nas empresas perdedoras ou *Losers*, acompanhada, porém, de uma piora na especificação do modelo de apreçamento, ao considerarmos agora a variável WML como fator para todo o conjunto amostral. Esta piora é quantificada de forma nítida pelo *p-value* do teste de hipóteses de interesse seguindo a metodologia SUR, que se mostra em muito inferior àquele obtido para o modelo de Fama e French (*p-value* = 0,010).

Nota-se assim a nítida superioridade do modelo de Fama e French em relação ao modelo de quatro fatores.

Modelo	Portfólio	$\alpha_i$	$b_i$	$s_i$	$h_i$	$p_i$	$R^2$
4 Fatores	H/S/Los	-0,008	1,317	1,669	0,947	-0,334	0,925
	H/S/W	-0,001	0,538	0,671	0,510	0,280	0,552
	H/B/Los	-0,006	0,658	-0,185	0,388	-0,585	0,800
	H/B/W	-0,003	0,702	-0,084	0,174	0,237	0,781
	M/S/Los	-0,051	0,490	0,958	0,349	-1,370	0,655
	M/S/W	-0,021	0,704	0,487	0,191	-0,022	0,724
	M/B/Los	-0,030	0,686	-0,061	0,244	-0,663	0,716
	M/B/W	-0,004	0,902	0,386	0,158	-0,070	0,776
	L/S/Los	0,023	0,687	0,863	-1,005	-0,980	0,777
	L/S/W	-0,014	0,870	1,308	-0,502	0,962	0,743
	L/B/Los	0,000	0,769	-0,288	-0,433	-0,531	0,875
	L/B/W	-0,021	0,888	0,188	-0,041	0,148	0,816

Tabela 18 - Estimadores obtidos para o Modelo de 4 fatores. Método econométrico utilizado: *Seemingly Unrelated Regressions*. Aplicativo E-Views 4.0<sup>®</sup>. Modelo de 4 fatores:  $r_{it} = \alpha_{it} + b_{it}r_{mt} + s_{it}SMB_t + h_{it}HML_t + p_{it}WML_t + \varepsilon_{it}$

Modelo	Subportfólio	$t(\alpha_i)$	$t(b_i)$	$t(s_i)$	$t(h_i)$	$t(p_i)$
4Fatores	H/S/Los	-0,03	12,14(*)	8,48(*)	3,91(*)	-1,23
	H/S/W	-0,02	4,15(*)	2,85(*)	1,76	0,86
	H/B/Los	-0,31	7,00(*)	-1,08	1,84	-2,49(*)
	H/B/W	-0,19	8,50(*)	-0,56	0,94	1,14
	M/S/Los	-1,35	2,84(*)	3,07(*)	0,91	-3,19(*)
	M/S/W	-0,96	6,75(*)	2,57(*)	0,82	-0,08
	M/B/Los	-1,17	5,70(*)	-0,28	0,91	-2,20(*)
	M/B/W	-0,16	8,02(*)	1,89(**)	0,63	-0,25
	L/S/Los	0,88	5,62(*)	3,89(*)	-3,68(*)	-3,21(*)
	L/S/W	-0,57	7,55(*)	6,25(*)	-1,95(**)	3,34(*)
	L/B/Los	0,02	11,08(*)	-2,29(*)	-2,79(*)	-3,07(*)
	L/B/W	-1,06	9,87(*)	1,15	-0,20	0,65

**Teste de Aprecamento -  $H_0 : (\alpha_i = 0, i = 1, \dots, 12)$  p-value = 0,010**

Tabela 19 – Estatísticas t para os estimadores obtidos para o Modelo de Quatro Fatores. Método econométrico utilizado: *Seemingly Unrelated Regressions*. Aplicativo E-Views 4.0<sup>®</sup>. (\*) valores significativos ao nível de 5%. (\*\*) valores significativos ao nível de 10%.

Modelo de 4 fatores :  $r_{it} = \alpha_{it} + b_{it}r_{mt} + s_{it}SMB_t + h_{it}HML_t + p_{it}WML_t + \varepsilon_{it}$

Resumindo, então, a situação analítica do poder explanatório de variáveis independentes obtidos até agora, através da metodologia de regressão multivariada:

- $R_m - R_f$  – Possuidora de significância estatística em todos os modelos testados, para todos os *subportfólios*.
- $SMB$  – também estatisticamente significativa para a maior parte dos *subportfólios* em todos os modelos testados, que agora já

contemplam a inclusão do prêmio de risco de mercado nas regressões multivariadas.

- HML – Apesar da evidência no sentido de ocorrência do efeito Valor obtida anteriormente, quando dos testes de modelos de apreçamento contemplando todo o conjunto de variáveis, inclusive o prêmio de risco de mercado, a variável perde grande parte de sua significância estatística.
- WML – Detectou-se uma significância estatística do fator apenas para as empresas perdedoras quando da consideração de modelos que envolvam o prêmio de risco de mercado. Sua inclusão como fator nos modelos de apreçamento foi no sentido de um aumento do erro de apreçamento.

Dentre os três modelos testados até o presente Momento para fins de apreçamento de ações em nosso mercado, o modelo trifatorial de Fama e French mostrou-se superior tanto ao modelo de quatro fatores como ao Capital Asset Pricing Model (CAPM).

Uma última questão que poderia surgir seria se, dada a evidência de superioridade, **em termos de todo o conjunto amostral**, de ocorrência tão somente do efeito Tamanho, ou, em outras palavras, do poder explanatório da variável SMB, sempre acompanhado do concomitante poder explanatório do fator prêmio de risco de mercado  $R_m - R_f$  ao longo de todos os nossos testes de modelo de apreçamento, um modelo que tivesse como variáveis independentes somente as variáveis  $R_m - R_f$  e SMB não poderia ser superior em termos de apreçamento ao modelo de três fatores de Fama e French, dada a evidência de poder explanatório marginal do fator HML.

A fim de responder a tal dúvida, se utilizou da mesma metodologia acima aplicada quando da comparação entre os modelos de 3 e 4 fatores, adicionando-se agora também o teste de Gibbons, Ross e Shanken (1989), dada a possibilidade de inferências mais precisas, a partir deste último (a propósito, vide item 3.4.2.2). Nas duas Tabelas a seguir, reproduz-se os estimadores e estatísticas associados ao modelo contendo as variáveis  $R_m - R_f$  e SMB, denominado Market-SMB

utilizando a metodologia SUR. Finalmente reproduz-se na Tabela 22 a comparação entre as estatísticas do teste GRS, implementado na forma exemplificada no apêndice 3, para o CAPM, para o modelo de Fama e French e, finalmente, para o modelo contendo o fator de prêmio de risco de mercado ( $R_m - R_f$ ) e o fator quantificador do efeito Tamanho. (Modelo - Market-SMB).

Modelo	Portfólio	$\alpha_i$	$b_i$	$s_i$	$R^2$
Market-SMB	H/S/Los	0,034	1,521	1,650	0,884
	H/S/W	0,016	0,570	0,540	0,491
	H/B/Los	0,009	0,816	-0,074	0,740
	H/B/W	0,002	0,690	-0,166	0,764
	M/S/Los	-0,032	0,773	1,279	0,533
	M/S/W	-0,015	0,738	0,471	0,717
	M/B/Los	-0,019	0,835	0,085	0,665
	M/B/W	0,002	0,939	0,386	0,773
	L/S/Los	-0,007	0,694	1,234	0,586
	L/S/W	-0,036	0,631	1,111	0,622
	L/B/Los	-0,012	0,790	-0,099	0,798
	L/B/W	-0,022	0,857	0,154	0,813

Tabela 20 – Estimadores obtidos para o Modelo Market – SMB . Método econométrico utilizado: *Seemingly Unrelated Regressions*. Aplicativo E-Views 4.0<sup>®</sup>. Modelo Market-SMB :  $r_{it} = \alpha_{it} + b_{it}r_{mt} + s_{it}SMB_t + \varepsilon_{it}$

Modelo	Subportfólio	$t(\alpha_i)$	$t(b_i)$	$t(s_i)$
Market-SMB	H/S/Los	1,24(*)	13,65(*)	7,30(*)
	H/S/W	0,57	4,99(*)	2,32(*)
	H/B/Los	0,45	9,19(*)	-0,41
	H/B/W	0,09	9,71(*)	-1,15
	M/S/Los	-0,80	4,65(*)	3,80(*)
	M/S/W	-0,70	8,45(*)	2,66(*)
	M/B/Los	-0,72	7,71(*)	0,39
	M/B/W	0,07	10,01(*)	2,03(*)
	L/S/Los	-0,21	5,04(*)	4,42(*)
	L/S/W	-1,27	5,45(*)	4,73(*)
	L/B/Los	-0,70	10,82(*)	-0,67
	L/B/W	-1,24	11,42(*)	1,01

**Teste de Aprecamento -  $H_0 : (\alpha_i = 0, i = 1, \dots, 12)$  p-value = 0,080**

Tabela 21 – Estatísticas t para os estimadores obtidos para o Modelo Market-SMB.

Método econométrico utilizado: *Seemingly Unrelated Regressions*. Aplicativo E-Views 4.0<sup>®</sup>. (\*) valores significativos ao nível de 5%. Modelo Market-SMB :

$$r_{it} = \alpha_{it} + b_{it}r_{mt} + s_{it}SMB_t + \varepsilon_{it}$$

<i>Modelo</i>	<i>Estatística GRS</i>	<i>p-value</i>
CAPM	1,4367	0,2389
Fama e French – 3 Factor Pricing Model	0,7887	0,6489
Market - SMB	0,8793	0,5754

Tabela 22 – Estatísticas e p-value utilizando o teste de Gibbons, Ross e Shanken (1989) para os estimadores obtidos para os modelos analisados que se apresentaram como mais promissores para fins de apreçamento no mercado brasileiro de ações.

Conclui-se, assim, pela superioridade do modelo trifatorial de Fama e French também em relação ao modelo Market-SMB.