

## SERÁ O CAPM AINDA VÁLIDO? TESTE EMPÍRICO AOS MODELOS MONO E MULTIFATORIAL DO CAPM NAS BOLSAS DE VALORES DE ALGUNS PAÍSES DA ZONA EURO

José Clemente Jacinto Ferreira ([joseclementeferreira@hotmail.com](mailto:joseclementeferreira@hotmail.com))

Ana Paula Carvalho do Monte<sup>1</sup> ([apmonte@ipb.pt](mailto:apmonte@ipb.pt))

Instituto Politécnico de Bragança (IPB)  
Escola Superior de Tecnologia e Gestão – Departamento de Economia e Gestão  
Campus de Sta. Apolónia, Apartado 1134  
5301-857 Bragança (Portugal)

<sup>1</sup>Investigadora na Unidade de Investigação Aplicada em Gestão (UNIAG) - IPB, Portugal e no Núcleo de Estudos em Ciências Empresariais (NECE) - UBI, Portugal

### RESUMO

O objetivo deste trabalho é testar se o modelo CAPM de fator único é válido nas bolsas de valores de alguns países zona euro, quando comparado com o modelo CAPM multifatorial proposto por Fama e French – Carhart. Utilizando a metodologia de Fama e French (1993;1996), para um período de análise de 10 anos (de fevereiro de 2001 a julho de 2014), através de 50 carteiras para a zona euro repartidas em 25 carteiras formadas em tamanho e índice *book-to-market* e 25 carteiras formadas em tamanho e momento, aplicou-se teste de regressão linear simples e múltipla.

Os resultados obtidos sugerem que, o fator risco de mercado é parte influente e significativa para explicar a rendibilidade média esperada na zona euro.

**PALAVRAS-CHAVE:** CAPM, risco de mercado, modelo multifatorial, modelounifatorial.

### ABSTRACT

The objective of this paper is to test if the monofactorialCAPM is valid on some stocks exchangesfrom some countries of Eúrozonewhen compared with the multifactorial CAPM model proposed byFamaand French – Carhart.Using the Famaand French (1993; 1996) methodology for a period of analysis of 10years (February 2001 to July 2014), through 50 portfolios of the Eurozone divided into 25 portfolio in size and boo-to-market index and 25 portfolio in size and momentum, it was applied a simple and multiple linear regression test.

The results suggest that the risk market factor is influential and important part in explainingthe expected average return in the Eurozone.

**KEYWORDS:** CAPM, market risk, multifactorial model, one-factor model

### 1. INTRODUÇÃO

O sucesso das finanças, enquanto ciência social, está no reconhecimento da existência de risco associado a um resultado capaz de remunerar o investimento. A teoria financeira e senso comum diz-nos que os investimentos que são mais arriscados devem produzir rendibilidades mais elevadas para compensar o risco, pelo que, um investimento sem risco é quando a rendibilidade real é sempre igual a rendibilidade esperada (Damodaran, 2012). Na sequência do trabalho de Markowitz (1958), Sharpe (1964) e Lintner (1965) desenvolveram um modelo de avaliação de ativos financeiros, conhecido por *Capital Asset Pricing Model (CAPM)*, o qual assume que existe apenas um único fator capaz de explicar a rendibilidade esperada de um ativo – o risco de mercado e defende que, em equilíbrio (ausência de arbitragem), o mercado remunera os investidores em função do nível de risco de mercado assumido no seu investimento sendo que, parte do risco total de um ativo pode ser eliminada na diversificação. Porém, cedo se percebeu da existência de problemas relacionados com a matriz amostral de variância-covariância de rendibilidades esperadas, que produz carteira de mercado com posição de venda a descoberto e a incapacidade do risco de mercado beta em explicar as rendibilidades esperadas (Disatnik&Benninga, 2007). Sharpe (1964) reconheceu que as hipóteses do modelo são altamente restritivas e sem dúvida irrealistas, contudo, propõe que o teste ao modelo seja aceitação dos pressupostos tendo em conta a falta de modelos alternativos que conduzem a resultados concretos semelhantes ao modelo.

Cinco décadas após o seu aparecimento, apesar da “sentença de morte”, o CAPM assume-se como (i) o mais amplamente utilizado nas finanças corporativa para estimar o custo de capital e avaliação de carteiras; de acordo com Graham e Harvey (2001; 2010; 2013), indicam que 74% das empresas americanas usam o CAPM. De acordo com Brounen, Jong e Koedijk (2004), 45% das empresas Europeias usam o CAPM; (ii) (Fama & French, 2004) reconhecem que ainda é o elemento central em cursos de pós graduação em finanças empresariais, cerca de 75% dos professores de finanças recomenda o uso do CAPM para estimar o custo de capital (Welch, 2008).

Este trabalho tem pois por objectivo testar se o modelo CAPM de fator único é válido nas bolsas de valores zona euro, quando comparado com o modelo CAPM multifatorial proposto por Fama e French – Carhart. Para tal, tendo por base a metodologia de Fama e French (1993; 1996), vai-se aplicar o teste de regressão linear simples e múltipla, a 50 carteiras para a zona euro repartidas em 25 carteiras formadas em tamanho e índice *book-to-market* e 25 carteiras formadas em tamanho e momento, para um período de análise de 10 anos.

Desta feita, este trabalho está organizado em três secções, além da presente introdução e da conclusão. Na secção seguinte faz-se um breve enquadramento teórico sobre o modelo CAPM, segue-se a descrição do processo metodológico adoptado, objetivos e hipóteses de investigação e na quarta secção apresenta-se e discute-se os resultados obtidos. Finaliza-se com considerações e sumário das principais conclusões obtidas no trabalho, identificação das limitações do estudo e sugestões para futura investigação.

## 2. O MODELO UNIFATOR E MULTIFATORIAL DO CAPM

Markowitz (1952) foi pioneiro no processo de análise da função risco-rendibilidade, tendo desenvolvido uma metodologia de análise com base na máxima utilidade esperada e propôs uma solução geral para a seleção da carteira (*portfolio*). Adiante Tobin (1958), procurou mostrar que, sob certas condições, o modelo de Markowitz (1952), implica um processo de escolha de investimentos que pode ser dividido em duas fases: (i) a escolha de uma combinação ideal de ativos com risco em média - variância; (ii) aplicação independente de recursos entre esta combinação ideal de ativos com risco e um único ativo livre de risco. Desta análise, derivou uma poderosa ferramenta capaz de simplificar a função risco - rendibilidade e tornou-se “pedra angular” das finanças modernas – o Modelo de Avaliação em Equilíbrio de Ativos Financeiros conhecido

como *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), proposto de forma independente por Sharpe (1964), Lintner (1965).

O CAPM assume que existe apenas um único fator capaz de explicar a rentabilidade esperada de um ativo – o risco de mercado e defende que, em equilíbrio (ausência de arbitragem), o mercado remunera os investidores em função do nível de risco de mercado assumido no seu investimento sendo que, parte do risco total de um ativo pode ser eliminada na diversificação conforme a seguinte equação:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i (R_m - R_f), \text{ onde } \beta_i = \frac{Cov(R_i, R_m)}{\sigma_m^2} \quad (1)$$

Sendo,  $R_i$  - taxa de rentabilidade esperada de um ativo  $i$ ;  $R_m$  - taxa de rentabilidade esperada da carteira cópia do mercado  $M$ ;  $R_f$  - taxa de rentabilidade do ativo sem risco e  $\beta_i$  - risco sistemático do ativo  $i$ ;  $Cov(R_i, R_m)$  - covariância entre rentabilidade do ativo  $i$  e rentabilidade da carteira cópia do mercado.

O CAPM (equação 1) pode ser testado através da equação de regressão linear simples, onde o valor do coeficiente beta é obtido a partir da rentabilidade em excesso sobre a taxa de livre de risco (Fama & French, 2004; Marcelo, Quirós & Quirós, 2010). A reta resultante deste modelo é conhecida por linha de mercado de títulos (SML).

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it}, \text{ com } \alpha = 0 \quad (2).$$

Sendo,  $R_{it} - R_{ft}$  - rentabilidade em excesso do ativo  $i$  no tempo  $t$ ;  $\beta_i (R_{mt} - R_{ft})$  - prêmio de risco de mercado do ativo  $i$ .

A diferença entre o modelo CAPM (equação 1) e o modelo de regressão linear (equação 2) parte do valor do coeficiente alfa;  $\alpha > 0$ , indica um rendimento superior ao sugerido pelo seu risco de mercado, implica que o rendimento situa-se acima da SML, por outro lado,  $\alpha < 0$ , indica um rendimento inferior ao sugerido pelo seu risco de mercado, implica que o rendimento situa-se abaixo da linha SML. De acordo com Marcelo, et al., (2010), em ambos os casos ( $\alpha > 0$ ,  $\alpha < 0$ ), contraria a condição teórica do equilíbrio de mercado que implica que os valores do mercado se devem situar ao longo da linha de ajuste do modelo de regressão, isto é, da SML.

Todavia, a inexistência da carteira eficiente, tem atraído um grande interesse de pesquisa em busca de um método capaz de explicar, o comportamento da carteira de mercado. Fama e French (2004) resgataram estudos publicados desde a década de 1970 até a 2002<sup>1</sup>, atualizaram e sintetizaram as evidências de falhas empíricas para invalidar o modo como o modelo é aplicado e reforçam o apelo à utilização do modelo CAPM de três fatores proposto em 1993. Os autores reforçam a proposta do modelo trifatorial de rentabilidade esperada visto que o CAPM unifatorial, também designado de monofatorial (baseado unicamente no risco de mercado medido pelo coeficiente beta) não basta para explicar a rentabilidade esperada, adicionando mais dois fatores: tamanho da empresa (valor de mercado ou capitalização bolsista) e índice *book-to-market* (que futuramente passaremos a designar simplesmente por B/M), os quais podem explicar fatores de riscos não observados. Este argumento parte das evidências de Fama e French (1993; 1996), que num teste de série temporal usando 25 carteiras diferentes baseados no tamanho e índice B/M, se verificou que baseados no CAPM monofatorial, muitos coeficientes alfas são significativamente diferentes de zero, ao contrário os coeficientes alfas das 25 carteiras baseados no modelo três fatores (os quais não são significativamente diferentes de zero). Em conformidade, Fama e French (1993; 1996) propõem o modelo CAPM trifatorial baseado em risco de mercado, tamanho e B/M, representada pela seguinte equação:

<sup>1</sup> Para uma leitura contextual ver Fama e French (1993; 1996).

$$E(R_{it}) - R_{ft} = \beta_i [E(R_{mt}) - R_{ft}] + \beta_{is} E(SMB_t) + \beta_{ih} E(HML_t) \quad (3)$$

Onde,  $SMB_t$  (*SmallminusBig*) – diferença entre rendibilidades de carteiras diversificadas de ativos de empresas pequena capitalização bolsista face às grandes;  $HML_t$  (*HighminusLow*) – diferença entre rendibilidades de carteiras diversificadas de ativos de índice B/Malto e baixo; e  $\beta$  – taxa de variação da regressão múltipla de excesso de rendibilidade do ativo  $i$ ; ( $R_{it} - R_{ft}$ ) em relação a prémio de risco de mercado ( $R_{mt} - R_{ft}$ ).

Fama e French (1993; 1996; 2004) referem que, da equação (3) do modelo trifatorial, o intercepto  $\alpha_i$  da regressão de série temporal é zero para todos os ativos  $i$ , conforme a seguinte equação:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{im} (R_{im} - R_{ft}) + \beta_{is} (SMB_t) + \beta_{ih} E(HML_t) + \varepsilon_{it}, \text{ com } \alpha = 0 \quad (4)$$

Jegadeesh e Titman (1993) observaram um comportamento padrão relacionados com ativos com altas/baixas rendibilidades produzidas no passado que tendem apresentar rendibilidades superiores/inferiores a média durante um certo período de tempo. Jegadeesh e Titman (1993) concluíram que, este comportamento poderá dever-se a chegada de novas informações ao mercado susceptível em estimar ou subestimar temporariamente os preços dos ativos. Charhart (1997) confirmou as evidências de Jegadeesh e Titman (1993) e propõe acrescentar ao modelo trifatorial o fator *momentum* que resulta da diferença entre altas rendibilidades e baixas rendibilidades dos ativos dos últimos 3 a 12 meses (referidos por *WinMinusLose* - WML), o qual evidencia captar grande parte da variação da rendibilidade dos fundos de investimentos aberto, cujos modelos CAPM monofatorial e trifatorial não são capazes de explicar, representado pela seguinte equação:

$$E(R_{it}) - R_{ft} = \beta_{im} [E(R_{mt}) - R_{ft}] + \beta_{is} E(SMB_t) + \beta_{ih} E(HML_t) + \beta_{iw} E(WML_t) \quad (5)$$

Onde,  $SMB_t$  (*SmallminusBig*) – diferença entre rendibilidades de carteiras diversificadas de ativos de empresas pequenas face às grandes;  $HML_t$  (*HighMinusLow*) – diferença entre rendibilidades de carteiras diversificadas de ativos de índice B/M alto e baixo; e  $\beta$  – taxa de variação da regressão múltipla de excesso de rendibilidade do ativo  $i$  em relação a prémio de risco de mercado ( $R_{mt} - R_{ft}$ );  $WML$  (*WinMinusLose*) – diferença entre altas rendibilidades e baixas debilidades dos das ações dos últimos 6-12 meses.

À semelhança das equações (2) e (4), para todos os ativos  $i$  o intercepto  $\alpha_i$  da regressão de série temporal é zero para um modelo CAPM de quatro fatores, resultando na equação que se segue:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{im} (R_{im} - R_{ft}) + \beta_{is} (SMB_t) + \beta_{ih} E(HML_t) + \beta_{iw} E(WML_t) + \varepsilon_{it}, \text{ com } \alpha = 0 \quad (6)$$

Fama e French (1996; 2004) reconheceram que o modelo CAPM trifatorial não é capaz de explicar o comportamento anormal designado de *momentum*, que classificam de efeito ímpeto, e que consideram útil em aplicações cuja meta seja para abstrair-se dos padrões conhecidos das rendibilidades médias que revelam efeitos associados a determinadas informações. Porém, estes autores classificam de irrelevante este efeito para estimativa do custo de capital social.

### 3. METODOLOGIA DE INVESTIGAÇÃO E BASE DE DADOS

O objetivo deste trabalho é verificar se o modelo CAPM é válido nas bolsas da zona euro<sup>2</sup> (da qual a bolsa de Lisboa faz parte). Para o efeito, propõe-se testar o modelo CAPM que melhor descreve as rendibilidades esperadas, para 50 carteiras da zona euro (incluindo Portugal), construídas por French (2014) para um período de 10 anos numa base mensal a aplicando a metodologia proposta por Fama e French (1993; 1996; 2004), que consiste na técnica de regressão linear (simples e múltipla), para validar o modelo CAPM.

O modelo CAPM afirma que o valor esperado das rendibilidades em excesso de um ativo é inteiramente explicado pelo seu prémio de risco esperado, desta feita, o coeficiente alfa num modelo de regressão de série temporal é zero (Fama & French, 1993). Essa abordagem também é válida para os modelos CAPM de três e quatro fatores quando adicionados outros fatores de riscos. Em conformidade foi proposta as seguintes hipóteses de investigação para o teste de série temporal:

*H1- O risco de mercado explica as rendibilidades esperadas, pelo que o alfa é diferente de zero.*

*H2- Fatores de risco tais como SMB, HML e WML, proporcionam rendibilidades médias esperadas não explicadas pelo CAPM monofatorial.*

Partindo das hipóteses de investigação, propõe-se considerar duas etapas para o processo metodológico. A primeira etapa consiste em (i) validação do modelo CAPM mono e multifatorial usando os fatores de risco propostos por Fama e French (1993); testar os modelos mono e multifatorial para 25 carteiras da zona Euro, construídas por French (2014), formadas em tamanho e índice B/M. A segunda etapa do processo metodológico, consiste em testar os modelos mono e multifatorial para 25 carteiras da zona Euro, construídas por French (2014), formadas em tamanho e *momentume* os respetivos fatores de riscos propostos por Fama e French (1993) e Carhart (1997).

Para o cálculo das estatísticas descritivas (média e desvio padrão), cálculo da matriz de correlação R de *Pearson* entre os fatores de risco (prémio de risco, SMB, HML e WML) e aplicação de testes de hipóteses serão utilizadas ferramentas do *software Microsoft Excel® 2010*. Para o cálculo da rendibilidade será utilizada a fórmula logarítmica também conhecida como rendibilidade contínua que, de acordo com Marcelo, et al. (2010), é a mais utilizada em trabalhos empíricos dada a suas propriedades estatísticas.

Os dados históricos para os três fatores de risco (SMB, HML e WML) bem como para o prémio de risco de mercado (RM - RF) da zona euro foram obtidos da base de dados de French (2014) através da página web <http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/>.

Na fase da validação dos modelos CAPM proceder-se-á à realização do teste de série temporal, através da estimação dos modelos de regressão linear simples e múltipla, com recurso ao método dos mínimos quadrados ordinários, de modo a verificar o comportamento do coeficiente alfa em relação aos modelos CAPM para um, três e quatro fatores de risco recorrendo às equações (2), (4) e (6), tendo como base a metodologia apresentada por Fama e French (1993;1996). Para os referidos testes de hipótese foram impostas as seguintes condições: (i) teste bilateral, nível de confiança de 95%, nível de significância 5%, t crítico igual a 2; (ii) para o valor do coeficiente alfa ser considerado igual a zero, o valor absoluto do teste t deve ser menor que 2, para o CAPM ser consistente, ou seja, se o valor do intercepto for diferente de zero e estatisticamente significativo (5%), o CAPM falha na previsão do prémio de risco. Para o coeficiente dos fatores de risco serem significativos os respetivos valores de t deverão ser maiores que 2. Recorrer-se-á ao *software* estatístico GNU *Regression, Econometrics and Time-series Library* – Gretl versão 1.9.14, para a aplicação de testes para deteção da presença de autocorrelação dos resíduos, heterocedasticidade e multicolinearidade das variáveis explicativas. Os testes a aplicar serão *Breusch-Godfrey*, *Breusch-Pagan* e da estatística *VIF*, respetivamente. Utilizar-se-á o teste de *Chow* para verificar o comportamento (mudança/estabilidade estrutural) dos parâmetros intercepto e o declive do modelo de regressão no período

<sup>2</sup> Que para além de Portugal, inclui Alemanha, Áustria, Bélgica, Dinamarca, Espanha, Finlândia, França, Grécia, Irlanda, Itália, Noruega, Países Baixos, Reino Unido, Suécia e Suíça

em análise - fevereiro de 2001 a julho de 2014<sup>3</sup>. Os erros de heterocedasticidade e de autocorrelação identificados serão corrigidos através do estimador de erros padrão robustos *Newey-West* também conhecido por *Heteroskedasticity and Autocorrelation – Consistent standard errors* - HAC, que é consistente com a heterocedasticidade e autocorrelação.

O poder explicativo dos fatores de risco sobre a rentabilidade esperada para cada modelo será definido pelo coeficiente de ajuste  $R^2$ , pelo que a comparação entre modelos será feita com recurso aos valores de  $R^2$  ajustado ( $R^2_a$ ). A significância dos modelos será verificada através da estatística F, enquanto que a significância de cada parâmetro intercepto e declive (alfa e beta) dos fatores de risco RM-RF, SMB, HML, e WML será avaliada através do teste t, seguindo a metodologia de Fama e French (1993).

#### 4. APRESENTAÇÃO, ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A seguir, apresenta-se e discute-se os resultados obtidos para os testes de hipóteses relativos à procura de um modelo que melhor explique a rentabilidade média esperada dado uma carteira de mercado de média variância, como ponto de partida, analisando a média e desvio padrão, matriz de correlação entre os fatores de risco (variáveis explicativas). Para os modelos em análise, confirmou-se ausência de multicolinearidade através da estatística VIF.

Para a escolha das variáveis fator de risco, Fama e French (1993) tomaram como critério o facto das variáveis não serem redundantes quanto à rentabilidade esperada. A tabela 1 apresenta a estatística dos fatores de risco e a matriz de correlação R de *Pearson* entre as variáveis independentes. Consta-se que a correlação entre as variáveis é baixa, o que indicia ausência de multicolinearidade (Gujarati & Porter, 2009). O prémio de risco de mercado para a zona euro é de 0,5%, o prémio de risco tamanho foi de 0,20%, isto é, empresas pequenas não oferecem prémio de risco *ex-ante* superior a empresas de grande porte com o mesmo nível de risco, enquanto para Fama e French (1993) foi observado um prémio de 0,27% ao mês. O prémio de risco B/M foi de 0,5%, superior ao verificado por Fama e French (1993), o qual foi de 0,40% para o mercado americano.

**Tabela 1:** Estatísticas Prémio de risco mensal e Matriz de correlação dos fatores de risco.  
Fama e French – Carhart, no período de fevereiro de 2001 a julho de 2014

	Estatísticas			Matriz correlação			
	Média	Desvio Padrão	T Stat	RM-RF	SMB	HML	WML
RM-RF	0,005	0,058	0,086	1			
SMB	0,002	0,020	0,100	-0,090	1		
HML	0,005	0,024	0,208	0,293	0,047	1	
WML	0,010	0,046	0,217	-0,508	0,106	-0,104	1

Obs.: *T Stat* - Estatística t; SM - diferença entre rentabilidades de carteiras diversificadas de ativos de empresas pequenas (baixa capitalização bolsista face às grandes; HML - diferença entre rentabilidades de carteiras diversificadas de ativos de índice B/M alto e baixo; WML - diferença entre altas rentabilidades e baixas debilidades dos das ações dos últimos 6-12 meses; e (RM – RF) - prémio de risco de mercado.

(Fonte: Elaboração própria a partir dos dados.)

Da análise da tabela 1, tendo por base o teste t com intervalo de confiança de 95%, as médias são estatisticamente iguais a zero, como verificado por Fama e French (1993). Este teste sugere que não existe evidência de prémio de risco para o período em análise. Ou seja, empresas de grande porte apresentam

<sup>3</sup> Arghyrou e Kontonikas (2012) assinalaram março de 2009 como período de início em que a crise financeira mundial se transformou em crise financeira soberana para os países da zona euro. Tomando esta data (março de 2009) como referência, será aplicado um teste de estabilidade para verificar o comportamento (mudança/estabilidade estrutural) dos parâmetros intercepto e o declive do modelo de regressão.

desempenho superior ao esperado provavelmente devido ao baixo custo de transação para estas empresas, contrariamente às empresas de pequeno porte ou devido a subestimação dos respetivos betas (Pires, 2008).

Segue-se a análise dos resultados obtidos para cada modelo, tendo em consideração o resultado do teste estatístico t, e valores dos coeficientes de determinação  $R^2$  de cada ativo e  $R^2$  ajustado, que será a referência para comparar o desempenho dos fatores de risco que oferecem melhor ajuste aos modelos em análise, conforme Fama e French (1993;1996).

#### 4.1. Validação do Modelo CAPM para carteiras construídas em tamanho e índice *book-to-market*

Na tabela 2 exibe-se os resultados da regressão simples cuja variável explicativa é o risco de mercado ( $R_M - R_F$ ), para 25 carteiras da zona euro formadas em tamanho e B/M, no período de fevereiro de 2001 a julho de 2014. Como se pode verificar, dez carteiras (40%), apresentam significância estatística diferente de zero, sugerem rendibilidades efetivas acima do valor esperado. O fator risco de mercado apresenta significância estatística para todas as carteiras. O coeficiente de determinação ajustado  $R^2$  situa-se entre 0,809 e 0,957 sendo o valor médio de 88,01%. A média dos coeficientes de determinação  $R^2$  é de 88,08%. verifica-se ainda que as 25 carteiras apresentam  $R^2$  maior que 0,80 dos quais seis (24%) são superiores a 0,90. Observa-se ainda que o comportamento do intercepto está associado ao comportamento tamanho e índice B/M, ou seja, para cada quintil, os coeficientes alfa aumentam de valores negativos relativo ao quintil de menor índice B/M para valores positivos relativos a quintil de maior B/M, tal como foi constatado por Fama e French (1993). A estatística de teste *Chow* indica que, 14 carteiras (56%), não apresentam mudanças estruturais dos parâmetros amostrais.

**Tabela 2:** Modelo de regressão para o CAPM fator único para carteiras formadas em tamanho e índice B/M

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad \alpha = 0$$

Size	B/M	Alfa	T Stat	RM-RF	T Stat	$R^2$	$R^2_a$	F Stat	P-value F	ChowSta t	P- valueCho w
Small	Low	-0,007	-3,124	0,953	26,132	0,810	0,809	682,863	0,00	2,981	0,054
	2	-0,001	-0,762	0,947	29,744	0,847	0,846	884,687	0,00	5,163	0,007
	3	0,000	0,045	0,937	31,542	0,861	0,861	994,898	0,00	3,066	0,049
	4	0,003	1,807	0,914	30,072	0,850	0,849	904,301	0,00	1,092	0,338
	High	0,005	2,369	0,889	16,50	0,828	0,827	272,324	0,00	0,934	0,395
2	Low	-0,003	-1,073	1,001	21,94	0,828	0,827	481,396	0,00	3,099	0,047
	2	0,001	0,855	1,027	36,428	0,892	0,892	1326,966	0,00	1,165	0,314
	3	0,004	2,174	0,946	33,526	0,875	0,875	1123,992	0,00	0,065	0,937
	4	0,005	2,274	0,979	17,25	0,856	0,855	297,589	0,00	0,604	0,547
	High	0,007	3,268	1,001	29,014	0,840	0,839	841,832	0,00	4,135	0,018
3	Low	-0,001	-0,633	1,049	30,42	0,853	0,852	925,348	0,00	8,873	0,000
	2	0,002	1,237	1,015	24,76	0,897	0,897	612,989	0,00	0,628	0,535
	3	0,003	1,850	0,988	34,706	0,883	0,882	1204,476	0,00	1,210	0,301
	4	0,004	2,641	1,008	35,548	0,888	0,887	1263,65	0,00	0,671	0,513
	High	0,005	2,775	1,060	32,301	0,867	0,866	1043,334	0,00	10,196	0,000
4	Low	0,000	0,159	1,011	26,540	0,899	0,898	704,525	0,00	6,167	0,003
	2	0,003	3,089	0,963	31,650	0,936	0,935	1001,642	0,00	0,597	0,552
	3	0,003	2,639	0,988	49,471	0,939	0,938	2447,37	0,00	1,742	0,178
	4	0,003	2,231	1,052	44,728	0,926	0,925	2000,557	0,00	3,086	0,048

	<i>High</i>	0,003	1,341	1,123	33,185	0,873	0,872	1101,218	0,00	6,841	0,001
	<i>Low</i>	-0,001	-0,605	0,855	18,670	0,849	0,848	348,458	0,00	5,547	0,005
	2	0,001	0,543	0,901	49,193	0,938	0,937	2419,913	0,00	1,769	0,174
<i>Big</i>	3	-0,001	-0,914	1,023	59,888	0,957	0,957	3586,516	0,00	1,256	0,288
	4	0,001	0,5041	1,085	32,520	0,942	0,942	1057,689	0,00	0,317	0,729
	<i>High</i>	-0,001	-0,590	1,242	35,479	0,887	0,887	1258,756	0,00	6,248	0,002

Obs.: Size – Tamanho; B/M – índice *book-to-market*; T Stat – estatística t; RM-RF – prémio de risco do mercado zona euro; SMB – prémio de risco tamanho; HML – prémio de risco do índice B/M; R<sup>2</sup> – coeficiente de ajuste do modelo de regressão; R<sup>2</sup><sub>a</sub> – coeficiente de determinação ajustado; F Stat – estatística F; ChowStat – estatística de Chow.

(Fonte: Elaboração própria.)

Para o modelo CAPM de três fatores (ver tabela 3), nove carteiras (36%), apresentam coeficiente alfa significativamente diferente de zero para um nível de significância de 5%; o fator risco de mercado mostrou-se estatisticamente significativo para todas as carteiras a semelhança o fator de risco SMB. O fator de risco HML apresenta significância estatística para vinte e três carteiras (92%). O coeficiente de determinação ajustado apresentou uma variação entre 0,976 e 0,013 e valor médio de 84,35%. A média dos coeficientes de determinação (R<sup>2</sup>) é de 95,69% – verifica-se um aumento do valor médio de R<sup>2</sup> de 0,076 pontos. A estatística de teste *Chow* indica que dez carteiras (40%), não apresentam mudanças estruturais dos parâmetros amostrais.

**Tabela 3:** Modelo de regressão para o CAPM três fatores para carteiras formadas em tamanho e índice B/M

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{im}(R_{im} - R_{ft}) + \beta_{is}(SMB_t) + \beta_{ih}E(HML_t) + \varepsilon_{it} \quad \alpha = 0$$

Size	B/M	Alfa	T Stat	Mkt-RF	T Stat	SMB	T Stat	HML	T Stat	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> <sub>a</sub>	F Stat	Chow Stat	P-v Ch
<i>Small</i>	<i>Low</i>	-0,007	-5,538	1,023	26,68	0,981	12,63	-0,331	-3,276	0,926	0,924	355,277	1,612	0,174
	2	-0,002	-2,269	1,003	53,131	0,936	18,326	-0,214	-4,647	0,952	0,951	1045,044	3,356	0,012
	3	-0,001	-1,372	0,977	55,673	0,887	18,681	-0,097	-2,262	0,957	0,956	1168,778	2,8401	0,026
	4	0,001	0,934	0,935	65,746	0,967	25,142	0,087	2,494	0,971	0,970	1743,101	3,723	0,006
	<i>High</i>	0,002	2,254	0,872	62,329	0,922	24,347	0,387	11,329	0,971	0,970	1745,640	1,893	0,114
2	<i>Low</i>	-0,003	-2,080	1,089	50,445	0,971	16,626	-0,473	-8,988	0,945	0,944	905,995	2,273	0,063
	2	0,001	0,845	1,083	49,16	0,860	21,16	-0,240	-7,934	0,974	0,973	809,291	0,965	0,429
	3	0,001	1,542	0,961	68,979	0,879	23,313	0,108	3,172	0,973	0,972	1890,289	6,327	0,000
	4	0,001	1,872	0,971	70,455	0,952	25,523	0,316	9,385	0,976	0,975	2120,089	5,945	0,000
	<i>High</i>	0,002	2,932	0,960	47,63	0,895	17,540	0,581	11,84	0,976	0,976	1679,916	2,234	0,068
3	<i>Low</i>	0,000	0,265	1,150	41,120	0,701	11,160	-0,660	-7,363	0,944	0,0156	1162,817	5,809	0,000
	2	0,001	0,892	1,050	58,560	0,738	12,780	-0,100	-1,766	0,956	0,955	1148,182	2,098	0,083
	3	0,001	0,917	1,001	53,042	0,782	15,299	0,094	2,033	0,954	0,953	1091,360	3,368	0,011
	4	0,002	1,676	1,005	55,069	0,749	15,162	0,229	5,148	0,959	0,958	1216,925	4,035	0,004
	<i>High</i>	0,001	1,046	1,010	53,180	0,676	13,148	0,604	13,039	0,960	0,013	1274,902	5,754	0,000
4	<i>Low</i>	0,002	1,838	1,088	53,449	0,318	5,776	-0,555	-11,176	0,948	0,947	960,667	1,845	0,123
	2	0,003	2,759	0,995	59,629	0,418	9,267	-0,152	-3,731	0,960	0,959	1261,794	4,55	0,002
	3	0,002	1,714	0,984	55,645	0,354	7,404	0,132	3,068	0,957	0,956	1175,747	2,620	0,037
	4	0,001	0,804	1,034	55,927	0,454	9,073	0,275	6,104	0,959	0,958	1238,666	1,843	0,123
	<i>High</i>	-0,002	-1,391	1,052	48,970	0,488	8,392	0,726	13,844	0,954	0,015	1102,702	5,685	0,000
<i>Low</i>	0,003	2,746	0,928	28,04	-0,265	-3,625	-0,685	-9,321	0,947	0,946	301,928	2,896	0,024	

	2	0,002	2,624	0,921	52,43	-0,212	-3,700	-0,222	-3,233	0,954	0,953	1194,124	6,829	0,000
Big	3	-0,001	-0,678	1,014	58,729	-0,183	-3,918	0,031	0,741	0,961	0,960	1301,878	2,318	0,059
	4	0,000	-0,077	1,047	37,91	-0,242	-3,329	0,253	4,267	0,955	0,954	536,972	1,797	0,132
High		-0,004	-2,750	1,148	30,110	-0,272	-3,418	0,709	6,446	0,934	0,933	813,755	8,607	0,000

Obs.: Size – Tamanho; B/M – índice *book-to-market*; T Stat – estatística t; RM-RF – prémio de risco do mercado zona euro; SMB – prémio de risco tamanho; HML – prémio de risco do índice B/M; R<sup>2</sup> – coeficiente de ajuste do modelo de regressão; R<sup>2</sup><sub>a</sub> – coeficiente de determinação ajustado; F Stat – estatística F; ChowStat – estatística de Chow; P-v Ch – p-value do teste de Chow.

(Fonte: Elaboração própria.)

#### 4.2. Validação do Modelo CAPM para carteiras construídas em tamanho e *momentum* (T/M)

Na tabela 4 expõe os resultados do modelo de regressão linear simples cuja variável explicativa é o risco de mercado (R<sub>M</sub>-R<sub>F</sub>), para validar o modelo CAPM para 25 carteira formadas em tamanho e *momentum*. Para o coeficiente alfa, dezasseis carteiras (64%) apresentam significância estatística diferente de zero. O coeficiente de determinação ajustado situa-se entre 0,835 e 0,787 e apresenta um valor médio de 81,10%, a média do coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>) é de 84,99%. Vinte e uma carteiras (84%) apresentam R<sup>2</sup> maior que 0,80 dos quais seis (24%) são superiores a 0,90. À semelhança das 25 carteiras formados em tamanho e índice B/M (tabela 3), verifica-se que o comportamento do intercepto está associado ao comportamento tamanho e das carteiras formadas por fator *momentum*, isto é, para cada quintil, os coeficientes alfa aumentam de valores negativos relativo ao quintil de menor carteira tamanho para valores positivos relativos a quintil de maior carteira momento. A estatística de teste Chow, indica que, 100% das carteiras não apresentam mudanças estruturais dos parâmetros amostrais durante o período em análise (fevereiro de 2001 a julho de 2014).

**Tabela 4:** Modelo de regressão para o CAPM fator único carteiras formadas em tamanho e *momentum*

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad \alpha = 0$$

Size	T/M	Alfa	T Stat	RM-RF	T Stat	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> <sub>a</sub>	FStat	P-value F	ChowStat	P- valueChow
Small	Low	-0,009	-3,185	1,204	17,31	0,787	0,786	299,503	0,00	0,541	0,583
	2	0,000	-0,017	0,916	29,398	0,844	0,843	864,256	0,00	1,314	0,272
	3	0,005	2,211	0,827	14,32	0,836	0,835	817,131	0,00	0,809	0,447
	4	0,008	3,678	0,783	14,46	0,812	0,811	209,002	0,00	0,232	0,793
	High	0,010	4,327	0,819	15,06	0,789	0,787	226,804	0,00	0,703	0,497
2	Low	-0,008	-2,527	1,306	16,6	0,808	0,807	277,164	0,00	0,473	0,624
	2	0,001	0,660	1,034	34,549	0,882	0,881	1193,616	0,00	0,003	0,997
	3	0,005	2,706	0,938	18,18	0,871	0,869	330,694	0,00	0,050	0,951
	4	0,007	3,597	0,857	15,31	0,829	0,827	234,341	0,00	0,143	0,867
	High	0,011	5,087	0,916	25,588	0,804	0,802	654,765	0,00	0,815	0,444
3	Low	-0,005	-1,941	1,358	21,80	0,845	0,844	475,453	0,00	0,288	0,749
	2	0,001	0,713	1,070	38,686	0,903	0,903	1496,597	0,00	0,151	0,859
	3	0,004	2,730	0,954	20,97	0,895	0,895	439,826	0,00	0,185	0,831
	4	0,006	3,603	0,869	15,28	0,854	0,852	233,501	0,00	0,145	0,865
	High	0,009	4,366	0,921	25,679	0,805	0,805	659,415	0,00	1,416	0,246
4	Low	-0,005	-1,860	1,372	14,74	0,829	0,827	217,381	0,00	0,051	0,949
	2	0,001	0,852	1,099	49,280	0,938	0,938	2428,474	0,00	0,185	0,831
	3	0,004	2,604	0,943	22,30	0,906	0,905	497,075	0,00	0,460	0,632
	4	0,004	2,341	0,919	16,08	0,877	0,876	258,622	0,00	0,474	0,623

	<i>High</i>	0,008	3,685	0,881	24,389	0,788	0,787	594,824	0,00	0,917	0,402
	<i>Low</i>	-0,008	-3,176	1,460	19,080	0,840	0,839	364,215	0,00	0,480	0,619
	2	-0,002	-1,204	1,086	24,07	0,925	0,924	579,444	0,00	1,415	0,246
<i>Big</i>	3	0,001	1,194	0,913	53,827	0,948	0,947	2897,326	0,00	0,823	0,441
	4	0,003	2,495	0,850	25,47	0,879	0,878	648,661	0,00	0,578	0,562
	<i>High</i>	0,002	1,022	0,829	22,159	0,754	0,752	491,000	0,00	1,219	0,298

Obs.: *Size* – Tamanho; *T/M* – índice *momentum*; *T Stat* – estatística *t*; *RM-RF* – prémio de risco do mercado zona euro; *SMB* - prémio de risco tamanho; *HML* – prémio de risco do índice *B/M*;  $R^2$  – coeficiente de ajuste do modelo de regressão;  $R^2_a$  – coeficiente de determinação ajustado; *F Stat* – estatística *F*; *ChowStat* – estatística de *Chow*.

(Fonte: Elaboração própria.)

Para o modelo CAPM de três fatores, conforme se pode constatar na tabela 5, catorze carteiras (56%), apresentam coeficiente alfa significativamente diferente de zero; o fator de risco *SMB* apresentou significância estatística para vinte e uma (84%) carteiras, o fator de risco *HML*, mostrou-se significativo para dez carteiras (40%). O coeficiente de determinação ajustado apresentou variação entre 0,012 e 0,964, e valor médio de 80,01%. A média dos coeficientes de determinação ( $R^2$ ) é de 90,44% – verifica-se um aumento do valor médio de  $R^2$  de 0,055 pontos. A estatística de teste *Chow* indica que, seis carteiras (24%), não apresentam mudanças estruturais dos parâmetros amostrais.

**Tabela 5:** Modelo de regressão para o CAPM três fatores carteiras formadas em tamanho *emomentum*

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{im}(R_{im} - R_{ft}) + \beta_{is}(SMB_t) + \beta_{ih}E(HML_t) + \varepsilon_{it} \quad \alpha = 0$$

Size	T/M	Alfa	T Stat	RM-RF	T Stat	SMB	T Stat	HML	T Stat	$R^2$	$R^2_a$	F Stat	ChowStat	P-v Chow
Small	Low	-0,011	-5,224	1,249	16,200	1,076	6,577	-0,092	-0,692	0,865	0,862	93,735	5,921	0,000
	2	-0,002	-1,980	0,935	46,775	0,88	16,261	0,076	1,558	0,943	0,942	865,690	4,884	0,001
	3	0,002	1,783	0,829	24,4	0,795	10,800	0,192	2,757	0,943	0,942	873,318	4,109	0,003
	4	0,005	4,973	0,786	40,354	0,799	15,153	0,187	3,929	0,928	0,926	681,384	1,853	0,122
	High	0,008	5,702	0,829	24,04	0,867	11,480	0,154	2,221	0,906	0,904	194,363	1,199	0,314
2	Low	-0,01	-3,803	1,340	14,99	1,000	6,920	-0,013	-0,081	0,867	0,864	75,473	9,045	0,000
	2	-0,001	-1,929	1,044	41,57	0,876	21,260	0,15	3,526	0,965	0,964	641,008	5,128	0,000
	3	0,002	2,486	0,941	39,33	0,829	12,85	0,194	4,030	0,964	0,964	646,206	4,152	0,003
	4	0,005	4,232	0,868	43,105	0,846	15,532	0,133	2,717	0,935	0,933	753,866	4,645	0,001
	High	0,009	5,762	0,946	19,87	0,891	11,000	-0,014	-0,132	0,898	0,895	158,92	2,194	0,072
3	Low	-0,007	-2,619	1,375	31,068	0,686	5,728	0,047	0,431	0,872	0,869	358,940	5,708	0,000
	2	-0,001	-0,545	1,082	31,57	0,669	10,100	0,073	1,033	0,949	0,948	358,784	0,612	0,655
	3	0,003	2,648	0,966	33,45	0,692	10,030	0,083	1,060	0,956	0,012	781,550	2,884	0,025
	4	0,004	3,673	0,877	40,857	0,694	11,950	0,115	2,189	0,926	0,924	655,024	3,099	0,017
	High	0,007	4,314	0,937	17,92	0,702	7,387	0,052	0,573	0,864	0,861	109,219	4,889	0,001
4	Low	-0,006	-1,900	1,376	26,460	0,171	1,215	0,014	0,111	0,83	0,826	257,415	3,308	0,012
	2	0,001	0,485	1,103	31,72	0,225	2,827	0,027	0,325	0,943	0,942	417,892	0,297	0,879
	3	0,002	1,654	0,941	47,315	0,501	9,312	0,146	3,003	0,942	0,9413	862,128	4,399	0,002
	4	0,003	1,897	0,922	39,236	0,543	8,536	0,117	2,038	0,918	0,917	590,672	5,139	0,000
	High	0,006	3,398	0,887	15,71	0,542	5,187	0,096	0,893	0,828	0,024	5,936	5,907	0,000
Low	Low	-0,007	-3,021	1,444	20,82	-0,495	-3,281	0,004	0,023	0,852	0,036	152,494	9,233	0,000
	2	-0,002	-1,250	1,084	26,42	-0,046	-0,714	0,006	0,069	0,925	0,924	296,691	0,769	0,547

Big	3	0,001	0,973	0,889	53,833	-0,188	-4,196	0,146	3,635	0,956	0,955	1136,083	6,803	0,000
	4	0,004	2,848	0,845	24,8	-0,131	-1,803	0,002	0,021	0,881	0,879	226,445	4,676	0,001
	High	0,002	1,058	0,826	14,98	0,032	0,254	0,035	0,259	0,755	0,749	74,918	4,799	0,001

Obs.: *Size* – Tamanho/T/M – índice *momentum*; T Stat – estatística t; RM-RF – prémio de risco do mercado zona euro; SMB - prémio de risco tamanho; HML – prémio de risco do índice B/M;  $R^2$  – coeficiente de ajuste do modelo de regressão;  $R^2_a$  – coeficiente de determinação ajustado; *F Stat* – estatística F; *ChowStat* – estatística de *Chow*; *P-v Ch* – *p-value* do teste de *Chow*.

(Fonte: Elaboração própria.)

Para finalizar apresenta-se de seguida, na tabela 6, os resultados do modelo CAPM de quatro fatores de Fama e French – Carhart para 25 carteiras formadas em tamanho *emomentum*. O coeficiente alfa mostrou-se estatisticamente significativo para nove carteiras (36%), os fatores de risco SMB, HML e WML mostraram-se estatisticamente significativo para dois (8%), nove (36%) e vinte (80%) carteiras, respetivamente.

**Tabela 6:** Modelo de regressão para o CAPM de quatro fatores de Fama e French – Carhart, para 25 carteiras formadas em tamanho e *momentum*

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{im}(R_{im} - R_{ft}) + \beta_{is}(SMB_t) + \beta_{ih}E(HML_t) + \beta_{iw}E(WML_t) + \varepsilon_{it} \quad \alpha = 0$$

Size	T/M	Alfa	T Stat	RM- RF	T Stat	SMB	T Stat	HML	T Stat	WML	T Stat	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> a	F Stat	Chow Stat	P-value (Chow)
Small	Low	-0,004	-2,934	0,992	40,232	1,157	19,934	-0,037	-0,708	-0,629	-21,069	0,965	0,963	1072,738	0,874	0,5000
	2	-0,001	-0,543	0,878	41,473	0,898	18,016	0,088	1,964	-0,140	-5,477	0,952	0,951	775,916	7,527	0,000
	3	0,001	1,135	0,852	26,12	0,788	10,81	0,187	3,000	0,055	1,685	0,945	0,943	414,786	3,289	0,008
	4	0,003	3,057	0,865	37,34	0,774	13,30	0,170	2,904	0,193	9,306	0,951	0,949	496,974	1,283	0,274
2	High	0,004	3,770	0,946	43,76	0,830	14,20	0,129	2,464	0,287	8,821	0,951	0,949	713,174	2,633	0,026
	Low	-0,001	-1,123	1,052	31,38	1,091	15,76	0,048	1,040	-0,703	-24,10	0,975	0,975	496,406	0,967	0,440
	2	0,000	0,384	0,985	61,54	0,895	22,56	0,162	3,220	-0,145	-4,103	0,973	0,973	1123,796	4,854	0,000
	3	0,002	1,671	0,964	44,49	0,822	13,55	0,189	4,577	0,055	1,802	0,966	0,965	580,773	2,684	0,024
3	4	0,002	2,296	0,965	56,340	0,815	20,200	0,113	3,101	0,239	11,50	0,965	0,964	1067,804	1,525	0,185
	High	0,004	4,287	1,107	41,63	0,840	16,15	-0,048	-0,604	0,392	21,15	0,966	0,965	872,426	0,985	0,429
	Low	0,001	0,717	1,102	27,02	0,772	8,447	0,104	1,398	-0,666	-11,69	0,966	0,965	336,653	3,454	0,006
	2	0,002	1,660	1,003	34,92	0,694	11,88	0,089	1,162	-0,192	-5,385	0,962	0,961	593,141	3,747	0,003
4	3	0,002	2,010	0,985	38,35	0,686	10,57	0,079	1,080	0,046	1,566	0,957	0,956	645,949	2,134	0,064
	4	0,002	1,678	0,975	51,004	0,663	14,727	0,094	2,313	0,240	10,350	0,956	0,955	847,988	0,345	0,885
	High	0,002	1,546	1,121	51,29	0,644	10,69	0,013	0,232	0,450	16,16	0,953	0,952	697,441	3,443	0,006
	Low	0,003	2,167	1,064	21,74	0,270	2,098	0,080	0,918	-0,762	-11,68	0,949	0,947	254,498	1,481	0,199
Big	2	0,003	3,756	1,007	38,71	0,255	4,386	0,047	0,650	-0,234	-8,307	0,963	0,962	1048,457	1,578	0,169
	3	0,002	1,418	0,948	41,300	0,499	9,232	0,144	2,963	0,017	0,598	0,943	0,941	644,054	3,751	0,003
	4	-0,001	-0,547	1,029	35,18	0,509	7,369	0,094	1,882	0,262	10,84	0,951	0,949	433,817	0,938	0,458
	High	0,000	0,038	1,099	53,979	0,475	9,899	0,051	1,182	0,520	21,062	0,955	0,921	0,954	0,659	0,655
Big	Low	0,002	1,731	1,119	40,182	-0,392	-5,982	0,073	1,242	-0,795	-23,575	0,967	0,967	1163,132	0,768	0,574
	2	0,001	0,583	0,990	40,53	-0,017	-0,255	0,026	0,336	-0,232	-3,267	0,945	0,943	479,663	6,063	0,000
	3	0,000	0,068	0,918	47,77	-0,197	-4,174	0,140	2,326	0,071	1,583	0,958	0,957	638,728	14,834	0,000
	4	-0,001	-0,879	0,996	55,840	-0,178	-4,247	-0,030	-0,794	0,370	17,100	0,959	0,957	907,232	1,786	0,119
High	High	-0,005	-3,558	1,061	41,37	-0,043	-0,627	-0,015	-0,209	0,575	10,80	0,923	0,921	506,667	0,887	0,491

Obs.: *Size* – Tamanho T/M – índice *momentum*; T Stat – estatística t; RM-RF – prémio de risco do mercado zona euro; SMB - prémio de risco tamanho; HML – prémio de risco do índice B/M; WML – prémio de timing;  $R^2$  – coeficiente de ajuste do modelo de regressão;  $R^2_a$  – coeficiente de determinação ajustado; *F Stat* – estatística F; *ChowStat* – estatística de *Chow*; *P-v Ch* – *p-value* do teste de Chow.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados

## 5. CONCLUSÃO E SUGESTÕES PARA FUTURA INVESTIGAÇÃO

Tendo-se proposto como objetivo deste trabalho testar se o modelo CAPM é válido nas bolsas de valores da zona euro, procurou-se validar o modelo CAPM que melhor descreve as rendibilidades esperadas de 50 carteiras para um período de análise de 10 anos (de fevereiro de 2001 a julho de 2014), testando o modelo unifatorial, o modelo trifatorial e o modelo de quatro fatores de risco proposto por Fama e French (1993; 1996) e Carhart (1997).

Para as 50 carteiras da zona euro, 25 carteiras formadas em tamanho e índice B/M e 25 carteiras em tamanho e *momentum*, cujos dados foram recolhidos da *webpage* de French (2014) para o período fevereiro de 2001 a julho de 2014, os resultados sugerem que o risco de mercado é parte influente e significativa para explicar a rendibilidade média esperada. Em média, o risco de mercado explica 88,80% das rendibilidades médias esperadas das carteiras formadas em tamanho e índice B/M. A adição de dois e três fatores de risco (SMB e HML) ao modelo de fator único, quando comparado com os resultados do coeficiente de ajuste  $R^2$  para os modelos de três factores é de 95,69%.

Quando consideradas as 25 carteiras formadas em tamanho e momento, constatou-se também que o fator risco de mercado é parte influente e significativa para explicar a rendibilidade média esperada. O risco de mercado explica 84,99% das rendibilidades médias esperadas. Os fatores de risco SMB e HML, adicionados ao fator risco de mercado (RM-RF) explicam 90,44% da rendibilidade média esperada. Ao se adicionar três fatores de risco (SMB e HML e WML) ao modelo de fator único (RM-RF), o coeficiente de determinação  $R^2$  é de 95,66%, observando-se um aumento do valor médio de  $R^2$  de 0,107 pontos em relação ao modelo de fator único. Em conformidade, segunda hipótese de investigação (H2): Fatores de risco como SMB, HML e WML proporcionam rendibilidades médias esperadas não explicadas pelo modelo CAPM mono fator não pode ser rejeitada. Ou seja, para o período em análise, os resultados observados sugerem que o modelo CAPM multifatorial de Fama e French – Carhart, é capaz de explicar parte da rendibilidade que o CAPM monofatorial não explica nos mercados bolsistas da zona euro.

Os resultados dos testes são estatisticamente consistentes com a aceitação do modelo CAPM multifatorial para os mercados da zona euro para o período em análise, porém, constatou-se que o fator risco de mercado apresentou significância estatística para todas as carteiras dos três modelos em análise o que sugere poder explicativo da rendibilidade média esperada ao contrário dos outros três fatores, ou seja, os resultados obtidos sugerem que o fator risco de mercado é parte influente e significativa para explicar a rendibilidade média esperada na zona euro, corroborando-se a hipótese de investigação 1 (H1). Por outro lado, convém ressaltar que dada a dimensão da amostra e o período em análise, caracterizado por uma crise financeira mundial com consequências para os mercados bolsistas da zona euro (o teste de *Chow* sugere existir quebra estrutural dos parâmetros alfa e beta ao longo do período em análise) e a imposição de políticas de austeridade com contornos negativo para o tecido empresarial em particular a sociedade em geral, são limitações que podem condicionar as conclusões que se retira deste trabalho. Desta feita, sugere-se proceder no futuro um estudo semelhante porém em circunstâncias diferentes no sentido de confirmar ou rejeitar os resultados que neste presente trabalho indicia.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Brounen, D. Jong, A. & Koedijk, K. (2004). Corporate finance in Europe confronting theory with practice, EFA 2004 Maastricht Meetings, 2769. (Disponível em SSRN: <http://ssrn.com/abstract=559415>).

- Carhart, M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. *Journal of Finance*, 52 (1), 57-82.
- Disatnik, D. & Benninga, S. (2012). The two-block covariance matrix and the CAPM. *International Journal of Portfolio Analysis and Management*, 1 (1), 32 - 42.
- Fama, F. & French, K. (2004). The capital asset pricing model: theory and evidence. *Journal of Economic Perspectives*, 18 (3), 25 - 46.
- Fama, F. & French, K. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *Journal of Finance*, 51 (1), 55 - 54.
- Fama, F. & French, K. (1993). Common risk factors in the returns of stock and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33 (1), 3-56.
- French, K. (2014, Agosto 18). Data Library. Consultado em 18 de agosto, 2014 em: [http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data\\_library.html#Benchmarks](http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html#Benchmarks).
- Gujarati, D. & Porter, D. (2009). *Basic Econometrics* (5<sup>th</sup> ed.). The McGraw-Hill Companies.
- Graham, R. & Harvey, C. (2013). The Equity Risk Premium in 2013. (Disponível em SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2206538>).
- Graham, R. & Harvey, C. (2010). The equity risk premium in 2010. (Disponível em SSRN <http://ssrn.com/abstract=1654026>).
- Graham, J. & Harvey, R.C. (2001). The theory and practice of corporate governance: evidence from the field. *Journal of Financial Economics*, 60, 187- 243.
- Jegadeesh, N. & Titman, S. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *Journal of Finance*, 48 (1), 65-91.
- Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47 (1), 13 - 37.
- Marcelo, J., Quirós, J. & Quirós, M. (2010). *Gestión de Riesgos Financieros. Teoría y aplicación informática*. Universitas Editorial ISBN: 978-848-893-886-2.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance*, 7 (1), 77 - 91.
- Pires, C. (2008). *Mercados e Investimentos Financeiros* (2<sup>a</sup> edição). Escolar Editora. ISBN 978-972-592-226-2.
- Sharpe, F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium. *Journal of Finance*, 425 -442.
- Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behavior towards risk. Cowles Foundation Discussion, 14.
- Welch, I. (2008). The consensus estimate for the equity premium by academic financial economists in december 2007, working paper, Brown University, (Disponível em SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1084918>).