



**A RELAÇÃO (NÃO)CONDICIONAL DOS FATORES DE RISCO MERCADO,
DIMENSÃO E VALOR: EVIDÊNCIA EM CINCO PAÍSES DA EUROPA**

**THE (UN)CONDITIONAL RELATION RISK FACTORS MARKET, SIZE AND
VALUE: EVIDENCE FROM FIVE EUROPEAN COUNTRIES**

**LA RELACIÓN (NO)CONDICIONAL DE LOS FACTORES DE RIESGO,
MERCADO, TAMAÑO Y VALOR: EVIDENCIA EN CINCO PAÍSES EUROPEOS**

DOI: 10.18028/2238-5320/rgfc.v6n3p177-195

Isabel Maria Machado Oliveira

Doutora em Ciências Empresariais (UM)
Professora Auxiliar da Universidade Lusíada – Norte (UL)
Endereço: Largo Tinoco de Sousa, Famalicão
4760-108 Vila Nova de Famalicão, Portugal
Email: ioliveira@fam.ulusiada.pt

Florinda Conceição Cerejeira Campos Silva

Doutora em Ciências Empresariais (UM)
Professora Associada da Escola de Economia e Gestão da Universidade do Minho (EEG-UM)
Endereço: Campus Gualtar, Braga
4760-057 Braga, Portugal
Email: fsilva@eeg.uminho.pt

Francisco Vitorino da Silva Martins

Doutor em Ciências Empresariais (UP)
Professor Auxiliar da Faculdade de Economia do Porto (FEP-UP)
Endereço: Rua Dr. Roberto Frias, Porto
4200-464 Porto, Portugal
Email: vmartins@fep.up.pt

RESUMO

O objetivo deste artigo é analisar a capacidade explicativa dos fatores de risco, mercado, dimensão e valor, em ações cotadas em cinco países da Europa pertencentes à moeda única. Adicionalmente investiga-se se estes fatores apresentam relação condicional em função da evolução da situação económica, análise que se diferencia da restante literatura. Os resultados evidenciam que os três fatores de risco são explicativos da rendibilidade em excesso das carteiras de ações. Existem contudo exceções, para o fator de risco dimensão nas carteiras de empresas de maior dimensão e no fator de risco valor para algumas carteiras. A capacidade explicativa do modelo de Fama e French (1993) é claramente superior à do modelo CAPM. Os resultados do modelo de três fatores condicional mostram a existência de uma relação condicional. O modelo na versão condicional apresenta maior poder explicativo que o modelo na versão não condicional.

Recebido em 14.04.2016. Revisado por pares em 28.04.2016. Reformulações em 06.07.2016 e 20.07.2016. Recomendado para publicação em 05.08.2016. Publicado em 14.09.2016



Licensed under a Creative Commons Attribution 3.0 United States License

Palavras-chave: Rendibilidade. Fatores de risco. Modelo não condicional. Modelo condicional.

ABSTRACT

The main goal of this paper is to analyze the explanatory power of the risk factors, market, size and value, in a dataset of listed stocks in five European countries of the euro zone. We contribute to the literature by investigating whether the risk factors show a conditional behaviour according to the different economic market conditions. The results show that the three risk factors explain the excess returns of stock portfolios. However, there are some exceptions in relation to the size risk factor for stock portfolios of big companies and to the value risk factor for some stock portfolios. The explanatory power of the Fama and French (1993) model is clearly superior to that of the CAPM model. Our results for the conditional three factor model show the existence of a conditional relationship. The conditional model exhibits a higher explanatory power of stock excess returns compared to the unconditional model.

Keywords: Return. Risk factors. Unconditional model. Conditional model.

RESUMEN

El objetivo del estudio es la análisis al poder explicativo de los factores de riesgo, mercado, tamaño y valor de las acciones cotizadas en cinco países europeos pertenecientes a la moneda única. Adicionalmente se hace una análisis para saber si estos factores tienen relación condicional con evolución de la situación económica, análisis que difiere de otros estudios. Los resultados evidencian que los tres factores de riesgo son explicativos del retorno en exceso de la cartera. Sin embargo, existen excepciones, el factor de riesgo tamaño en las carteras de empresas de mayor dimensión y el factor de riesgo valor en algunas carteras. La capacidad explicativa del modelo de Fama y French (1993) es claramente superior al modelo CAPM. Los resultados han sido confirmados en modelo de tres factores condicional. El modelo de la versión condicional es más adecuado que el modelo de la versión no condicional.

Palabras clave: Retorno. Factores de riesgo. Modelo no condicional. Modelo condicional.

1. INTRODUÇÃO

A importância e relevância do modelo CAPM - *Capital Asset Pricing Model*, desenvolvido inicialmente por Sharpe (1964) e Lintner (1965) fazem com que seja um dos modelos mais analisado empiricamente. Inicialmente, os estudos empíricos são favoráveis ao modelo, de destacar Black, Jensen e Scholes (1972) e, Fama e MacBeth (1973).

Estudos posteriores à década de setenta colocam em causa a capacidade explicativa do CAPM. Lakonishok e Shapiro (1986) defendem que a rendibilidade das ações é afetada por várias medidas de risco específico, de destacar a dimensão, medida pela capitalização bolsista ou *market equity* - ME (Banz, 1981) e o rácio *book-to-market* - *BE/ME* (Rosenberg, Reid e Lanstein, 1985).

Fama e French (1992) verificam uma relação positiva, mas fraca, entre a rendibilidade das ações e o risco sistemático, medido pelo coeficiente beta, para uma amostra de ações cotadas nos EUA no período de 1941 a 1990. Relação que não é verificada no período de

1963 a 1990. Os autores investigam o poder explicativo de variáveis associadas às características das empresas e constataam a existência de uma relação negativa entre ME e a rentabilidade e uma relação positiva entre BE/ME e a rentabilidade. Fama e French (1993) com base nas anomalias identificadas em estudos anteriores e no seu estudo (Fama e French, 1992) formulam o modelo de avaliação constituído por três fatores de risco: mercado, dimensão e valor, conhecido por modelo de três fatores de Fama e French (1993) (designado abreviadamente de modelo de FF). Estudos posteriores confirmam a maior capacidade explicativa do modelo de FF relativamente ao modelo CAPM, como Ho e Sears (2006), Brighi e D'Addona (2007) e, Lieksnis (2011).

O objetivo deste artigo é analisar os modelos CAPM e de FF em cinco países da Europa. Vários fatores contribuíram para a integração financeira destes mercados, de destacar, a união monetária que harmonizou as economias desses países, a moeda única que eliminou o risco cambial, a criação da Euronext e mais tarde a fusão da Euronext com a NYSE. A integração do mercado Europeu faz com que seja relevante verificar se os fatores de risco neste mercado são os mesmos dos verificados a nível internacional. A amostra utilizada neste estudo, para além de incluir países da Europa, para os quais os estudos são escassos, considera cinco países para os quais não existe qualquer estudo.

As alterações nas condições económicas, em especial na evolução do ciclo de negócios de um país, podem provocar alterações nas dificuldades financeiras das empresas, com reflexo no risco das suas ações. L'Her, Masmoudi e Suret (2004) constataam em ações cotadas no Canadá que, quer a política monetária (expansionista ou restritiva) quer a evolução do mercado (em alta ou em baixa), influenciam o comportamento dos fatores de risco dimensão e valor. Um segundo objetivo para este artigo consiste em avaliar se os três fatores de risco e o modelo de FF, apresentam comportamento condicional com a evolução da situação económica, medido pelas *proxies*, evolução de mercado e evolução do ciclo de negócios da zona euro. Não existe qualquer estudo que analise esta problemática a nível do modelo de três fatores no mercado da Europa.

Este artigo está organizado da seguinte forma. Na secção 2 é apresentada a revisão da literatura. A secção 3 apresenta a metodologia utilizada na pesquisa. A secção 4 descreve a amostra usada. A secção 5 apresenta e discute os resultados empíricos. As conclusões finais são apresentadas na secção 6.

2. REVISÃO DA LITERATURA

A partir da década de setenta vários estudos empíricos constataam a fraca capacidade explicativa do modelo CAPM. O modelo de três fatores de Fama e French (1993) surge como alternativa ao modelo CAPM.

Banz (1981) foi o primeiro a constatar que a dimensão da empresa (ME) apresenta poder explicativo da rentabilidade das ações cotadas na NYSE. O efeito dimensão é constatado por vários autores, de destacar, Rubio (1988), Lamoureaux e Sanger (1989) e Singh (2009).

Graham e Dodd (1934) são os primeiros a verificar que o rácio entre o valor contabilístico dos capitais próprios e valor de mercado dos mesmos, designado de *book-to-market* (*book equity/market equity* - BE/ME), evidencia uma relação significativa e positiva com a rentabilidade. Estudos posteriores confirmam o efeito valor, de destacar, Rosenberg *et al.* (1985), Capaul, Rowley e Sharpe (1993), Fama e French (1992, 1996) e, Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994).

As evidências favoráveis aos fatores de risco dimensão e valor assim como ao modelo de três fatores de Fama e French (1993) são confirmadas em diferentes mercados. Fama e French (1998, 2012) em mercados internacionais (EUA, Europa, Austrália e Extremo Oriente). Drew e Veeraraghavan (2001) no mercado Asiático (Hong Kong, Coreia, Malásia e Filipinas). Maroney e Protopapadakis (2002) em sete mercados desenvolvidos (Austrália, Canada, Alemanha, França, Japão, Inglaterra e EUA.). Barry *et al.* (2002) em trinta e cinco mercados emergentes (distribuídos em cinco áreas geográficas: Europa, América Latina, Médio Oriente, Ásia e África). Gaunt (2004) no mercado Australiano e, Rubio (2004) no mercado Espanhol.

Ho e Sears (2006) constataam no mercado dos EUA que o modelo de Fama e French (1993) explica melhor a rendibilidade das ações que o modelo CAPM. Iguais conclusões são obtidas por Drew e Veeraraghavan (2001) na Ásia (Hong Kong, Coreia, Malásia e Filipinas), Manjunatha, Mallikarjunappa e Begum (2007) na Índia e, Lieksnis (2011) nos países Bálticos (Letónia, Estónia e Lituânia).

Michailidis, Tsoyoglou e Papanastasiou (2007) constataam que o modelo CAPM não apresenta capacidade explicativa numa amostra de ações cotadas na Grécia entre 1997 a 2003, mas justificam que o modelo pode não ser adequado para períodos altamente voláteis. Os autores concluem que a utilização de variáveis que envolvem cotações contém informações sobre a rendibilidade que o modelo CAPM não consegue captar.

Singh (2009) numa análise com dados em painel com ações cotadas no mercado da Índia concluiu que duas variáveis, ME e BE/ME, são significativas quando consideradas em modelos univariados. A variável ME evidencia ser a única variável com poder explicativo em modelos multivariados. O autor conclui que o risco é multidimensional e a variável capitalização bolsista é uma *proxy* para alguns riscos subjacentes às ações.

Apesar das evidências empíricas serem mais favoráveis ao modelo de FF relativamente ao CAPM, aquele não apresenta capacidade explicativa em todos os mercados, nomeadamente na Europa. Artmann, Finter e Kempf (2011) constataam que os dois modelos, não apresentam capacidade explicativa da variação *cross-section* da rendibilidade das ações cotadas no mercado Alemão entre 1960 a 2006. No mesmo mercado, Schrimpf, Schröder e Stehle (2006), constataam que os modelos, CAPM e FF, apresentam igual capacidade explicativa. D'Addona, Brighi e Bina (2011) confirmam a existência do fator de risco mercado e dimensão, mas encontram uma fraca evidência para o fator de risco valor, em ações cotadas no mercado Italiano entre 1986 a 2010. Iguais conclusões obtêm Silvestri e Veltri (2011). Mirza e Afzal (2011) constataam que o modelo de FF não consegue explicar a rendibilidade das ações numa amostra de quinze países da Europa. Kothari, Shanken e Sloan (1995) defendem que os resultados do modelo de FF são um mero acaso e como tal este modelo não é capaz de ser aplicado a diferentes mercados e a diferentes períodos temporais.

Alguns estudos analisam a capacidade explicativa dos fatores de risco em função da evolução da situação económica. Chan, Karceski e Lakonishok (1998) constataam numa amostra de ações cotadas nos EUA, Japão e Reino Unido, que o comportamento dos fatores de risco, dimensão e valor, é influenciado pela evolução do mercado, em alta e em baixa. No entanto, Lam, Li e So (2010) constataam que os três fatores de risco apresentam poder explicativo da rendibilidade das ações cotadas em Hong Kong, independente da evolução do mercado. Jensen, Johnson e Mercer (1996, 1997) constataam em ações cotadas nos EUA, que a política monetária em vigor no país, expansiva ou restritiva, afeta a capacidade explicativa dos fatores de risco. Os fatores, dimensão e valor, apresentam capacidade explicativa da rendibilidade em períodos de política monetária expansionista e, em períodos de política

monetária restritiva os coeficientes associados a estes fatores de risco são baixos e nalguns casos apresentam valores negativos.

L'Her *et al.* (2004) constata que os fatores dimensão e valor são afetados por políticas monetárias (expansionistas e restritivas) em ações cotadas no Canadá entre 1960 e 2000. Kassimatis (2008) conclui para uma amostra de ações cotadas no mercado da Austrália, que os três fatores de risco são explicativos da rendibilidade independentemente da evolução da situação económica do país. No entanto, a rendibilidade média destes fatores de risco é maior em períodos de crescimento económico relativamente a períodos de recessão económica.

3. METODOLOGIA

O objetivo desta pesquisa é analisar a capacidade explicativa de três fatores de risco: mercado, dimensão e valor e, dos modelos CAPM e de FF, quando são constituídas carteiras de ações a nível de cinco países da União Europeia. Analisa-se a robustez dos fatores de risco em função da evolução da situação económica. Para alcançar este objetivo são enunciadas as seguintes hipóteses de pesquisa, no contexto do mercado em análise: [H₁] o fator de risco mercado é o único fator de risco explicativo da rendibilidade das ações, [H₂] os fatores adicionais de risco, dimensão e valor, considerados no modelo de três fatores de FF apresentam capacidade explicativa incremental da rendibilidade das ações e, [H₃] os três fatores de risco apresentam comportamento condicional com a evolução da situação económica.

A metodologia utilizada é similar à usada por Fama e French (1993). Para testar as hipóteses enunciadas, são estimadas regressões temporais para cada uma das vinte e cinco carteiras, representadas pelas seguintes equações respetivamente:

$$R_{j,t} - Rf_t = a_j + b_j \times (Rm_t - Rf_t) + \varepsilon_{j,t} \quad (1)$$

$$R_{j,t} - Rf_t = a_j + b_j \times (Rm_t - Rf_t) + s_j \times SMB_t + h_j \times HML_t + \varepsilon_{j,t} \quad (2)$$

$$R_{j,t} - Rf_t = a_j + b_{j1} \times (Rm_t - Rf_t) + b_{j2} \times D_t \times (Rm_t - Rf_t) + s_{j1} \times SMB_t + s_{j2} \times D_t \times SMB_t + h_{j1} \times HML_t + h_{j2} \times D_t \times HML_t + \varepsilon_{j,t} \quad (3)$$

Em que: $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t , Rf_t é a rendibilidade do ativo isento de risco no mês t , Rm_t é a rendibilidade do mercado no mês t e $\varepsilon_{j,t}$ é uma perturbação aleatória do modelo referente à carteira j no mês t . Os fatores de risco mercado, dimensão e valor no mês t , são $(Rm_t - Rf_t)$, SMB_t e HML_t , respetivamente, a que estão associados os coeficientes b_j , s_j e h_j que representam as sensibilidades da rendibilidade em excesso da carteira j face a oscilações dos fatores de risco mercado, dimensão e valor respetivamente. O coeficiente a_j é a constante da regressão, que representa a rendibilidade em excesso da carteira j que não é explicada pelos fatores de risco incluídos no modelo.

A variável *dummy*, D_t , assume o valor de zero ou um conforme é verificada determinada situação ou não em função da evolução da situação económica. São analisadas duas *proxies*, evolução de mercado (Dm_t) e evolução do ciclo de negócios (Dcn_t). A evolução de mercado é medida pela rendibilidade em excesso de mercado, positiva se o mercado está em alta e negativa se o mercado está em baixa. A rendibilidade em excesso de mercado é a diferença entre a rendibilidade de mercado e a rendibilidade do ativo isento de risco em cada um dos meses. A evolução do ciclo de negócios é medida pelo indicador do ciclo de negócios da zona euro - *Euro Area Business Climate Indicator* (extraído da base de dados e indicadores da Comissão Europeia), positivo se está em expansão e negativo se está em recessão. A

utilização das duas *proxies* na análise condicional, pretende verificar se existem diferenças nos resultados consoante a forma como se mede a evolução da situação económica.

As variáveis Dm_t e Dcn_t assumem o valor de 1 se no mês t o mercado está em alta ou o ciclo de negócios está em expansão respetivamente e, o valor de 0 no caso contrário, isto é, se no mês t o mercado está em baixa ou o ciclo de negócios está em recessão respetivamente.

O fator de risco mercado é a rendibilidade em excesso de mercado (Rme). A rendibilidade de mercado (Rm) é uma média da rendibilidade de todas as ações existentes na amostra em cada um dos meses, ponderada pela sua capitalização bolsista. A taxa mensal dos Euro-depósitos em euros a um mês é a *proxy* utilizada para a rendibilidade do ativo isento de risco (Rf). Os restantes fatores de risco são obtidos segundo a metodologia definida por Fama e French (1993). São constituídos dois conjuntos de seis carteiras com base na interseção 2×3 de ME-BE/ME. Primeiro, as ações são ordenadas por ordem crescente da dimensão, utilizando para tal o valor da capitalização bolsista em junho de cada ano ($ME_{junho/t}$). O valor mediano da variável ME é utilizado para dividir a amostra em dois grupos, classificados como pequeno (*small* - S) e grande (*big* - B), contendo respetivamente as empresas de menor e maior dimensão. Para cada um dos dois grupos as ações são novamente ordenadas por ordem crescente de BE/ME de dezembro do ano anterior ($BE/ME_{dezembro/t-1}$) e são divididas em três grupos, de acordo com os percentis 30 e 70. Desta divisão resulta em cada um dos grupos *small* e *big*, três grupos: 30% das ações de baixo BE/ME (*low* - L), 40% de ações de médio BE/ME (*medium* - M) e 30% de ações de alto BE/ME (*high* - H). As seis carteiras são constituídas anualmente em junho de cada ano (junho/ t) e as rendibilidades destas são calculadas mensalmente de julho desse ano a junho do ano seguinte (julho/ t a junho/ $t+1$). A rendibilidade mensal das carteiras é a média da rendibilidade das ações que compõem a carteira ponderada pela capitalização bolsista. A rendibilidade mensal em excesso das carteiras é a diferença da rendibilidade mensal da carteira e a taxa isenta de risco em cada mês.

As equações (1) e (2) representam respetivamente os modelos CAPM e de FF, que permitem verificar as duas primeiras hipóteses enunciadas. A equação (3) representa o modelo de FF condicional, em função da evolução do mercado ou, em função da evolução do ciclo de negócios, que permite verificar a terceira hipótese enunciada. Os parâmetros associados às duas variáveis *dummies* (b_{j2} , s_{j2} e h_{j2}) medem o diferencial da rendibilidade em excesso da carteira j face a oscilações dos fatores de risco, de mercado em baixa para mercado em alta ou em alternativa, do ciclo de negócios em recessão para ciclo de negócios em expansão.

A metodologia de constituição das carteiras, utilizadas como variáveis dependentes das equações é semelhante à constituição das seis carteiras para a determinação dos fatores de risco. São constituídas vinte e cinco carteiras da interseção 5×5 das variáveis ME-BE/ME, para os quais são utilizados os quintis das variáveis.

Na estimação dos modelos é utilizado o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) e realizado em todas as equações estimadas o teste de autocorrelação dos termos de perturbação (Breusch-Godfrey). Nos modelos em que se rejeita a hipótese nula de ausência de autocorrelação, a um nível de significância de 5%, as equações são novamente estimadas por MQO mas agora com a correção de Newey e West (1987), usam-se assim estimadores consistentes nas variâncias e covariâncias.

Se os três fatores de risco analisados são explicativos, o modelo de FF deve captar a maior parte da variação da rendibilidade em excesso das carteiras pelo que a constante da regressão deve ser igual a zero. O teste de GRS (Gibbons, Ross & Shanken, 1989) é usado

para verificar a probabilidade de todas as constantes de um modelo serem iguais a zero, para todas as regressões temporais simultâneas. Para concluir qual o modelo mais adequado são considerados também outros indicadores da qualidade do ajustamento: teste de significância individual dos coeficientes, teste de significância global da regressão, teste de hipótese conjunta a alguns coeficientes e, o coeficiente de determinação ajustado. A realização de testes em series temporais pretende analisar se os fatores de risco dimensão e valor são explicativos da rentabilidade para além do fator de risco mercado. Se esta hipótese for verificada, a constante da regressão no modelo de três fatores deve ser estatisticamente igual a zero em cada uma das regressões estimadas, pelo que, no modelo CAPM não se deve rejeitar a hipótese nula do teste de GRS.

Finaliza-se com a análise à robustez do modelo de três fatores, se o modelo e os seus três fatores de risco apresentam comportamento condicional em função da evolução da situação económica.

4. DESCRIÇÃO DOS DADOS

4.1. Amostra

A amostra é constituída por ações cotadas em cinco países da União Europeia e da moeda única, nomeadamente Itália, Espanha e Portugal, mercados de menor dimensão pertencentes ao sul da Europa, e França e Alemanha, representativos de mercados de maior dimensão.

Foram extraídas da Datastream todas as ações cotadas nos cinco países, durante o período temporal de junho/1999 (ano de entrada da moeda única) a julho/2009, exceto as pertencentes ao sector financeiro. As atividades deste setor são caracterizadas por apresentarem um *leverage* elevado. Indicador que não tem o mesmo significado nas empresas do sector não financeiro, que ao apresentarem um *leverage* elevado significam que apresentam problemas financeiros, interferindo no rácio *book-to-market* - BE/ME (Kassimatis, 2008).

A amostra, com apenas este primeiro filtro resultou em 3.208, 2.907, 1.103, 663 e 269 ações respetivamente para a Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal. Da primeira seleção das ações a incluir na amostra foi necessário utilizar mais cinco filtros: (1) apenas são incluídas as ações cotada no mercado nacional da empresa e, no primeiro mercado de cotação desse país, (2) são excluídas ações que não apresentam a totalidade da informação requerida para a análise, (3) todas as empresas tem de encerrar o ano fiscal na mesma data, na Europa coincide com o ano civil, (4) apenas são incluídas as ações com cotações mensais consecutivas não constantes, durante um período mínimo de vinte e quatro meses e, (5) são excluídas as ações com capitais próprios (*book equity*) negativos.

As ações cotadas nos mercados da Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal que obedecem aos critérios definidos para a seleção das mesmas, resultam em 1.002, 900, 281, 130 e 86 ações respetivamente, perfazendo uma amostra de 2.399 ações no período definido. Em média, cada mercado representa respetivamente 17%, 44%, 21%, 16% e 2% da capitalização do mercado.

4.2. Estatísticas Descritivas

As estatísticas descritivas das vinte e cinco carteiras de interseção 5×5 de ME-BE/ME nos dez anos da amostra, compreendido entre julho/1999 a junho/2009, são apresentadas na Tabela 1. Para as 25 carteiras apresenta-se, o peso em valor percentual da dimensão (ME) e valor (BE/ME) em relação ao valor total de mercado de ME e BE/ME respetivamente e, a

A Relação (Não)Condicional dos Fatores de Risco Mercado, Dimensão e Valor: Evidência em Cinco Países da Europa

rendibilidade média mensal em excesso das carteiras e respetivo desvio padrão. A rendibilidade média mensal em excesso de cada carteira é uma média simples da rendibilidade mensal em excesso de cada carteira ao longo das 120 observações mensais.

Tabela 1 - Estatísticas Descritivas das 25 Carteiras de Interseção 5×5 de ME-BE/ME

| Size | Book-to-market equity (BE/ME) - Quintis | | | | | | | | | |
|-------|--|--------|--------|--------|--------|---------------|-------|-------|-------|--------|
| | Low | 2 | 3 | 4 | High | Low | 2 | 3 | 4 | High |
| | ME (%) | | | | | BE/ME (%) | | | | |
| Small | 0,021 | 0,021 | 0,021 | 0,021 | 0,018 | 0,896 | 2,157 | 3,768 | 6,160 | 13,480 |
| 2 | 0,078 | 0,079 | 0,078 | 0,073 | 0,074 | 0,958 | 2,193 | 3,330 | 4,892 | 10,104 |
| 3 | 0,228 | 0,227 | 0,221 | 0,219 | 0,216 | 0,956 | 1,927 | 2,856 | 4,157 | 13,502 |
| 4 | 0,862 | 0,820 | 0,755 | 0,752 | 0,765 | 0,914 | 1,667 | 2,404 | 3,419 | 6,817 |
| Big | 19,215 | 22,491 | 21,546 | 18,662 | 12,585 | 0,728 | 1,408 | 2,066 | 2,882 | 6,367 |
| | Média da Rendibilidade Mensal em Excesso | | | | | Desvio padrão | | | | |
| Small | 0,007 | 0,011 | 0,019 | 0,020 | 0,023 | 0,064 | 0,060 | 0,062 | 0,062 | 0,074 |
| 2 | 0,010 | 0,006 | 0,007 | 0,009 | 0,020 | 0,080 | 0,060 | 0,054 | 0,052 | 0,081 |
| 3 | 0,001 | 0,003 | 0,002 | 0,008 | 0,013 | 0,080 | 0,066 | 0,050 | 0,051 | 0,048 |
| 4 | 0,000 | 0,002 | 0,004 | 0,010 | 0,009 | 0,088 | 0,062 | 0,051 | 0,048 | 0,057 |
| Big | -0,002 | 0,001 | 0,000 | 0,005 | 0,005 | 0,062 | 0,057 | 0,049 | 0,050 | 0,061 |

As carteiras do quinto quintil de dimensão, constituídas pelas empresas de maior dimensão, detêm em média 94,5% da capitalização de mercado, daí que os quatro primeiros quintis (carteiras C1 à C20) apenas detêm 5,5% da capitalização de mercado. As cinco carteiras de menor dimensão correspondem a 0,1% da capitalização do mercado da Europa. As carteiras do último quintil de BE/ME (C5, C10, C15, C20 e C25) detêm em média 50,3% do BE/ME do mercado. A dimensão média das carteiras diminuiu do baixo para o alto rácio de BE/ME. As carteiras de empresas de maior dimensão são as que apresentam menor rácio BE/ME, o que pode ser justificado pelos fatores apontados por Fama e French (1993). As empresas de maior dimensão são caracterizadas por uma elevada maturidade e com uma baixa perspectiva de crescimento. Inversamente, empresas com o rácio BE/ME baixo, apresentam oportunidades de crescimento, que na análise são as empresas do primeiro quintil de dimensão.

A variação média da rendibilidade mensal em excesso das carteiras é de -0,2% a 2,3% e, o respetivo desvio padrão varia entre 4,8% e 8,8%. Salienta-se que, as carteiras que incluem ações de menor dimensão, carteiras do primeiro quintil, apresentam maior rendibilidade. As carteiras de ações de baixo rácio BE/ME apresentam rendibilidades inferiores às carteiras de ações com este rácio mais elevado. Isto sugere a capacidade explicativa dos fatores de risco SMB e HML e, indiciam a existência de uma relação negativa entre a dimensão e a rendibilidade e, uma relação positiva entre o valor e a rendibilidade.

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas: média, desvio padrão, t-estatístico associado e respetivo *p-value*, dos três fatores de risco assim como os coeficientes de correlação entre os fatores, para o período de julho/1999 a junho/2009, perfazendo 120 meses (Painel A) e desagregado em função da evolução do mercado (Painel B), em alta (67 meses) e em baixa (53 meses) e, em função da evolução do ciclo de negócios (Painel C), em expansão (70 meses) e em recessão (50 meses). O *p-value* corresponde ao teste estatístico da hipótese nula da média do fator de risco ser igual a zero.

A Relação (Não)Condicional dos Fatores de Risco Mercado, Dimensão e Valor: Evidência em Cinco Países da Europa

Tabela 2 - Estatísticas Descritivas e Correlações dos Fatores de Risco

| | Estatísticas Descritivas | | | | Coeficientes de Correlação | | |
|--|--------------------------|-----------------|------------------|----------------|----------------------------|---------|-------|
| | <i>Mean</i> | <i>Std. Dev</i> | <i>T-statist</i> | <i>P-value</i> | Rme | SMB | HML |
| Painel A - Período de julho/1999 a junho/2009 (120 meses) | | | | | | | |
| Rme | 0,0018 | 0,0506 | 0,4047 | 0,6864 | 1,000 | | |
| SMB | 0,0084 | 0,0351 | 2,6424 | 0,0093 | -0,184 | 1,000 | |
| HML | 0,0089 | 0,0407 | 2,4017 | 0,0018 | -0,327 | -0,173 | 1,000 |
| Painel B - Evolução do Mercado | | | | | | | |
| Mercado em Alta (67 meses) | | | | | | | |
| Rme | 0,0362 | 0,0304 | 9,7517 | 0,0000 | 1 | | |
| SMB | 0,0025 | 0,0309 | 0,6631 | 0,5096 | -0,0753 | 1 | |
| HML | 0,0036 | 0,0394 | 0,7546 | 0,4532 | -0,5981 | 0,0126 | 1 |
| Mercado em Baixa (53 meses) | | | | | | | |
| Rme | -0,0416 | 0,0350 | -8,6415 | 0,0000 | 1 | | |
| SMB | 0,0160 | 0,0386 | 3,0027 | 0,0041 | -0,0447 | 1 | |
| HML | 0,0156 | 0,0417 | 2,7251 | 0,0087 | -0,0676 | -0,4173 | 1 |
| Painel C - Evolução do Ciclo de Negócios | | | | | | | |
| Ciclo de Negócios em Expansão (70 meses) | | | | | | | |
| Rme | 0,0084 | 0,0450 | 1,5587 | 0,1236 | 1 | | |
| SMB | 0,0071 | 0,0359 | 1,64950 | 0,1036 | -0,1081 | 1 | |
| HML | 0,0088 | 0,0476 | 1,54940 | 0,1259 | -0,5234 | -0,0815 | 1 |
| Mercado em Recessão (50 meses) | | | | | | | |
| Rme | -0,0073 | 0,0566 | -0,9060 | 0,0369 | 1 | | |
| SMB | 0,0104 | 0,0342 | 2,1529 | 0,0363 | -0,2674 | 1 | |
| HML | 0,0091 | 0,0289 | 2,2233 | 0,0308 | -0,0318 | -0,4084 | 1 |

Rme é o fator de risco mercado.

As médias estatisticamente diferente de zero, a um nível de significância de 5%, estão assinaladas a negrito.

No período de julho/1999 a junho/2009 o prémio médio de mercado é de 0,18%, valor relativamente baixo comparado com os outros dois fatores de risco. No teste t para um nível de significância estatística de 5%, não se pode rejeitar a hipótese nula que a média do fator de risco mercado é igual a zero, mas esta hipótese é rejeita para os fatores dimensão e valor. Os coeficientes de correlação entre os fatores de risco apresentam valores baixos, o que confirma as conclusões de Fama e French (1993) de que os fatores de risco são ortogonais.

A média dos fatores de risco dimensão e valor é maior em períodos de mercado em baixa e de ciclo de negócios em recessão, comparativamente a períodos de alta de mercado e de expansão do ciclo de negócios. Os prémios médios destes fatores de risco (SMB e HML), são sempre positivos independentemente da evolução da situação económica e da *proxy* utilizada (mercado ou ciclo de negócios). O fator de risco mercado apresenta um prémio médio com comportamento inverso dos outros dois fatores.

Os valores dos *p-value* associados aos fatores de risco indicam que a média do fator de risco mercado é estatisticamente diferente de zero independentemente da evolução do mercado (em alta e em baixa). As médias dos fatores de risco dimensão e valor são estatisticamente diferente de zero quando o mercado está em baixa e, iguais a zero quando o mercado está em alta. Comportamento idêntico é observado na *proxy* evolução do ciclo de negócios. Em períodos de expansão do ciclo de negócios a rendibilidade média dos três fatores de risco é estatisticamente igual a zero. Mas em períodos de recessão a média dos fatores de risco é estatisticamente diferente de zero. Estes resultados podem indicar que os

A Relação (Não)Condicional dos Fatores de Risco Mercado, Dimensão e Valor: Evidência em Cinco Países da Europa

fatores de risco analisados revelam uma relação com a evolução da situação económica, quer da evolução do mercado (exceto o fator mercado), quer da evolução do ciclo de negócios.

O fator de risco mercado apresenta correlações negativas com os restantes fatores de risco. Os coeficientes de correlação entre os três fatores de risco apresentam comportamento idêntico em ciclo de negócios em expansão e em recessão.

5. RESULTADOS EMPÍRICOS

Esta secção analisa as três hipóteses de pesquisa enunciadas, compara o poder explicativo dos modelos CAPM e de FF, assim como a robustez deste último modelo face à evolução da situação económica.

Na Tabela 3 são apresentados os resultados das regressões, considerando o período de julho/1999 a junho/2009, entre a rendibilidade em excesso das carteiras e o prémio de risco, rendibilidade em excesso de mercado, conforme a equação (1). São estimadas vinte e cinco regressões, correspondendo cada regressão a uma carteira constituída com base na interseção 5x5 de ME-BE/ME, de acordo com a metodologia de Fama e French (1993). No final da tabela estão os coeficientes de determinação ajustados (R^2 ajustado), os *p-value* associados à estatística F da significância global da regressão, a média dos 25 R^2 ajustados, o valor médio absoluto da constante nas 25 regressões e, o *p-value* associado à estatística de GRS.

Tabela 3 - Estimativas do Modelo CAPM

| Regressão: $R_{i,t} - R_{f,t} = a_i + b_i \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t}$ | | | | | | | | | | |
|---|----------------|--------------|--------------|--------------|----------------------|--------------------|-------|-------|-------|-------------|
| <i>Book-to-market equity (BE/ME) - Quintis</i> | | | | | | | | | | |
| <i>Size</i> | <i>Low</i> | 2 | 3 | 4 | <i>High</i> | <i>Low</i> | 2 | 3 | 4 | <i>High</i> |
| | a | | | | | <i>P-value (a)</i> | | | | |
| <i>Small</i> | 0,006 | 0,009 | 0,018 | 0,019 | 0,022 | 0,228 | 0,026 | 0,000 | 0,001 | 0,000 |
| 2 | 0,008 | 0,004 | 0,005 | 0,008 | 0,019 | 0,205 | 0,328 | 0,220 | 0,013 | 0,004 |
| 3 | -0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,007 | 0,012 | 0,777 | 0,820 | 0,884 | 0,093 | 0,003 |
| 4 | -0,002 | -0,000 | 0,003 | 0,009 | 0,007 | 0,583 | 0,965 | 0,439 | 0,013 | 0,101 |
| <i>Big</i> | -0,004 | -0,001 | -0,001 | 0,003 | 0,003 | 0,071 | 0,632 | 0,367 | 0,132 | 0,372 |
| | b | | | | | <i>P-value (b)</i> | | | | |
| <i>Small</i> | 0,771 | 0,770 | 0,817 | 0,725 | 0,665 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 2 | 0,934 | 0,896 | 0,789 | 0,766 | 0,812 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 3 | 1,242 | 1,040 | 0,725 | 0,798 | 0,697 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 4 | 1,453 | 1,065 | 0,732 | 0,726 | 0,899 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| <i>Big</i> | 1,121 | 1,067 | 0,918 | 0,893 | 0,928 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | R^2 ajustado | | | | | <i>P-value (F)</i> | | | | |
| <i>Small</i> | 0,369 | 0,417 | 0,433 | 0,343 | 0,199 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 2 | 0,342 | 0,558 | 0,539 | 0,552 | 0,247 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 3 | 0,605 | 0,640 | 0,537 | 0,621 | 0,539 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 4 | 0,695 | 0,748 | 0,518 | 0,591 | 0,636 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| <i>Big</i> | 0,844 | 0,909 | 0,885 | 0,803 | 0,584 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | \bar{R}^2 | | $ \bar{a} $ | | <i>P-value (GRS)</i> | | | | | |
| | 0,566 | | 0,006 | | 0,0000 | | | | | |

Os coeficientes estatisticamente significativos, a um nível de significância de 5%, estão assinalados a negrito.

Na análise do modelo CAPM da Tabela 3 deve-se salientar alguns aspetos. O coeficiente “b” associado ao fator de risco mercado é estatisticamente significativo em todas as carteiras a um nível de significância de 5%. A constante do modelo, o coeficiente “a”, é estatisticamente diferente de zero em oito das vinte e cinco carteiras (C2, C3, C4, C5, C9, C10, C15 e C19), o que indicia a existência de outros fatores explicativos que não apenas o

fator de risco mercado. Acresce ainda, que no teste de GRS, rejeita-se a hipótese nula, do conjunto das vinte e cinco constantes do modelo ser igual a zero.

Os coeficientes de determinação ajustados variam entre 19,9% e 90,9%. Apresentam valores crescentes das carteiras do primeiro para o último quintil de dimensão e, comportamento idêntico nas carteiras do último para o primeiro quintil de BE/ME. A menor capacidade explicativa do modelo para as carteiras de ações de menor dimensão é significativa face às carteiras de ações de maior dimensão, ao constatar-se que este coeficiente apenas é superior a 80% nas carteiras do quinto quintil de ME. Estes resultados sugerem que os fatores de risco, SMB e HML, poderão acrescentar capacidade explicativa relativamente ao fator mercado.

Conclui-se que o único fator de risco do modelo CAPM apresenta uma relação positiva com a variável dependente. No entanto, o coeficiente “a”, evidencia em várias carteiras existirem outros fatores explicativos e, nalguns casos estes podem ter efeito contrário ao mercado. O coeficiente de determinação ajustado deixa por explicar uma parte da rendibilidade em excesso das carteiras, ao apresentar na maioria das carteiras valores inferiores a 50%. Face aos resultados obtidos neste modelo, espera-se na análise ao modelo de FF que os fatores de risco dimensão e valor apresentem poder explicativo incremental, assim como a existência de um maior número de constantes do modelo estatisticamente iguais a zero e, um aumento percentual do R^2 ajustado.

A Tabela 4 apresenta os resultados das regressões para o período de julho/1999 a junho/2009, entre a rendibilidade em excesso das carteiras e os três fatores de risco, conforme a equação (2). São estimadas vinte e cinco regressões, correspondendo cada regressão a uma carteira constituída da interseção 5x5 de ME-BE/ME de acordo com a metodologia de Fama e French (1993).

A constante do modelo, na Tabela 4, é estatisticamente diferente de zero em cinco carteiras (C3, C5, C12, C13 e C18), comparativamente a oito no modelo CAPM. No teste estatístico de GRS, rejeita-se a hipótese nula, do conjunto das vinte e cinco constantes ser igual a zero a um nível de significância estatística de 5%, embora não se rejeite para um nível de significância de 1%. O coeficiente “a” apresenta valores mais baixos em praticamente todas as carteiras relativamente ao modelo CAPM.

O coeficiente de determinação ajustado apresenta valores mais elevados, varia entre 33,7% e 92,1% e, apresenta um valor médio de 75,5%. Este coeficiente nas carteiras do primeiro quintil de ME (C1 a C5) varia entre 19,9% a 43,3% no modelo CAPM e no modelo de três fatores varia entre 33,7% a 65,9%.

Considerando o teste estatístico de melhoria do ajustamento (*Wald test*), associado aos dois fatores adicionais de risco, dimensão e valor, serem iguais a zero, é rejeitada em todas as carteiras, exceto na carteira C23.

O coeficiente “b”, associado ao fator de risco mercado, é estatisticamente significativo em todas as carteiras. Este coeficiente evidencia valores mais próximos da unidade neste modelo comparativamente ao modelo CAPM, o que poderá ser justificado, pela capacidade explicativa dos outros dois fatores de risco incluídos no modelo. Fama e French (1993) explicam este facto pela correlação dos dois fatores de risco, SML e HML, com o fator de risco mercado.

O coeficiente “s”, associado ao fator de risco dimensão (SMB), é estatisticamente significativo em todas as carteiras, exceto nas carteiras do último quintil de dimensão. O coeficiente apresenta valores decrescentes, das carteiras do primeiro para o quinto quintil de dimensão, passando de valores positivos para negativos em três carteiras do último quintil

A Relação (Não)Condicional dos Fatores de Risco Mercado, Dimensão e Valor: Evidência em Cinco Países da Europa

(C22, C23 e C25). Resultados que confirmam a evidência empírica encontrada por vários autores, empresas de pequena dimensão apresentam maior rendibilidade que empresas de grande dimensão, nomeadamente no mercado da Europa (Brighi e d'Addona, 2007; Mirza e Afzal, 2011). Fama e French (1993) defendem que o fator de risco dimensão é explicado pelo maior risco que as empresas de menor dimensão apresentam e também devido à incapacidade dos investidores terem uma carteira diversificada e eficiente.

Tabela 4 - Estimativas do Modelo de Três Fatores de Fama e French

| Regressão: $R_{i,t} - R_{f,t} = a_i + b_i \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_i \times SMB_t + h_i \times HML_t + \varepsilon_{i,t}$ | | | | | | | | | | |
|---|---------------|---------------|---------------|--------------|------------------|-------|----------------|--------|---------------|-------|
| Book-to-market equity (BE/ME) - Quintis | | | | | | | | | | |
| Size | Low | 2 | 3 | 4 | High | Low | 2 | 3 | 4 | High |
| a | | | | | P-value (a) | | | | | |
| Small | 0,002 | 0,002 | 0,009 | 0,008 | 0,011 | 0,635 | 0,612 | 0,001 | 0,060 | 0,002 |
| 2 | 0,004 | -0,003 | -0,004 | -0,001 | -0,003 | 0,365 | 0,291 | 0,102 | 0,614 | 0,533 |
| 3 | -0,005 | -0,006 | -0,008 | -0,002 | 0,002 | 0,149 | 0,019 | 0,001 | 0,271 | 0,323 |
| 4 | -0,003 | -0,004 | -0,006 | 0,000 | -0,003 | 0,349 | 0,051 | 0,031 | 0,939 | 0,299 |
| Big | -0,000 | 0,001 | -0,001 | -0,000 | -0,001 | 0,854 | 0,380 | 0,437 | 0,725 | 0,801 |
| b | | | | | P-value (b) | | | | | |
| Small | 0,885 | 0,882 | 0,963 | 0,953 | 0,885 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 2 | 0,920 | 1,011 | 0,958 | 0,976 | 1,261 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 3 | 1,243 | 1,134 | 0,881 | 0,904 | 0,879 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 4 | 1,406 | 1,118 | 0,901 | 0,992 | 1,088 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Big | 1,012 | 1,014 | 0,918 | 0,992 | 1,058 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| s | | | | | P-value (s) | | | | | |
| Small | 0,775 | 0,846 | 0,890 | 0,766 | 0,788 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 2 | 1,111 | 0,869 | 0,797 | 0,629 | 1,340 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 3 | 0,865 | 0,846 | 0,721 | 0,612 | 0,715 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 4 | 0,638 | 0,589 | 0,610 | 0,555 | 0,667 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Big | 0,040 | -0,058 | -0,018 | 0,043 | -0,271 | 0,407 | 0,184 | 0,705 | 0,389 | 0,106 |
| h | | | | | P-value (h) | | | | | |
| Small | 0,055 | 0,025 | 0,123 | 0,416 | 0,455 | 0,662 | 0,778 | 0,284 | 0,000 | 0,099 |
| 2 | -0,595 | 0,013 | 0,253 | 0,405 | 1,056 | 0,000 | 0,871 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 3 | -0,417 | -0,053 | 0,242 | 0,379 | 0,345 | 0,000 | 0,401 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 4 | -0,491 | -0,085 | 0,346 | 0,407 | 0,392 | 0,000 | 0,135 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Big | -0,435 | -0,172 | 0,007 | 0,356 | 0,628 | 0,000 | 0,000 | 0,863 | 0,000 | 0,000 |
| R ² ajustado | | | | | P-value (F) | | | | | |
| Small | 0,534 | 0,648 | 0,659 | 0,530 | 0,337 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 2 | 0,720 | 0,801 | 0,782 | 0,752 | 0,674 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 3 | 0,818 | 0,846 | 0,773 | 0,813 | 0,810 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 4 | 0,829 | 0,865 | 0,697 | 0,793 | 0,815 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Big | 0,920 | 0,921 | 0,883 | 0,872 | 0,791 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Wald Test, P-value (H ₀ : s = h = 0) | | | | | $\overline{R^2}$ | | \overline{a} | | P-value (GRS) | |
| Small | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,755 | 0,000 | 0,0131 | | |
| 2 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | | | | | |
| 3 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | | | | | |
| 4 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | | | | | |
| Big | 0,000 | 0,000 | 0,712 | 0,000 | 0,000 | | | | | |

Os coeficientes estatisticamente significativos, a um nível de significância de 5%, estão assinalados a negrito.

O coeficiente “h”, associado ao fator de risco valor (HML), é estatisticamente significativo em dezassete carteiras. Este coeficiente apresenta valores crescentes das carteiras do primeiro para o último quintil de BE/ME, passando de valores negativos para positivos nas

carteiras de ações de elevado rácio BE/ME. Resultados que confirmam a evidência empírica encontrada por outros estudos, as empresas de baixo rácio BE/ME apresentam menor rendibilidade que as empresas de elevado BE/ME (Brighi e d'Addona, 2007; Mirza e Afzal, 2011). Fama e French (1993) defendem que o fator de risco valor controla para o risco de dificuldades financeiras das empresas.

Conclui-se que, a primeira hipótese de pesquisa é rejeitada. O fator de risco mercado não é o único fator de risco explicativo da rendibilidade em excesso das carteiras. Não se rejeita a segunda hipótese. Confirma-se que os fatores dimensão e valor são estatisticamente significativos. Em suma, o modelo de três fatores de Fama e French (1993) apresenta maior capacidade explicativa que o modelo CAPM no mercado em análise.

A terceira hipótese de pesquisa avalia a robustez do modelo de três fatores de Fama e French (1993), analisando se os três fatores apresentam comportamento condicional com a evolução da situação económica.

A Tabela 5 apresenta para o período de julho/1999 a junho/2009, os resultados das regressões do modelo de três fatores condicional com a evolução da situação económica, conforme a equação (3). Como medidas da situação económica são consideradas a evolução do mercado acionista, através da rendibilidade em excesso da taxa isenta de risco, e o ciclo de negócios da zona euro. O Painel A da Tabela apresenta os resultados para o modelo condicional com a evolução do mercado e o Painel B apresenta os resultados para o modelo condicional com a evolução do ciclo de negócios. Para economizar espaço não são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão associados aos fatores de risco e respetivos *p-value*, mas estão disponíveis mediante solicitação.

Nos testes de significância global, o modelo condicional continua a evidenciar ser estatisticamente significativo em todas as carteiras, tal como no modelo não condicional. O coeficiente de determinação ajustado apresenta valores próximos no modelo não condicional e condicional, mas superior neste último. A média deste coeficiente é de 75,5% no modelo não condicional e de 76,2% e 76,6% no modelo condicional com a evolução, do mercado e ciclo de negócios, respetivamente.

A constante dos modelos é estatisticamente diferente de zero em cinco, uma e seis carteiras respetivamente nos modelos, não condicional e condicional com a evolução, do mercado e do ciclo de negócios. No teste estatístico de GRS, não se rejeita a hipótese nula, do conjunto das vinte e cinco constantes ser igual a zero, no modelo condicional com a evolução do mercado. No modelo condicional com a evolução do ciclo de negócios, esta hipótese é rejeitada a um nível de significância estatística de 5%, mas não é rejeitada para um nível de significância de 1%. Apesar de não existirem muitas diferenças no comportamento do modelo para algumas carteiras, o teste de GRS indica que os dois modelos condicionais parecem mais adequado que o modelo não condicional.

O coeficiente “ b_1 ” associado ao fator de risco mercado é estatisticamente significativo nas vinte e cinco carteiras, tal como no modelo não condicional. Mas, o coeficiente “ b_2 ” associado a este fator de risco que mede o diferencial da rendibilidade em excesso das carteiras de mercado em baixa para mercado em alta, ou de ciclo de negócios em recessão para expansão, é estatisticamente significativo em dez e nove carteiras respetivamente. Comportamento idêntico é verificado nos restantes dois fatores de risco. O coeficiente “ s_1 ” associado ao fator de risco dimensão é estatisticamente significativo em vinte e duas carteiras nos dois modelos e, o coeficiente “ s_2 ” é estatisticamente significativo em quatro e onze carteiras no modelo com a *proxy* evolução, do mercado e ciclo de negócios respetivamente. O coeficiente “ h_1 ” associado ao fator de risco valor é estatisticamente significativo em dezoito e

A Relação (Não)Condicional dos Fatores de Risco Mercado, Dimensão e Valor: Evidência em Cinco Países da Europa

dez carteiras e, o coeficiente “ h_2 ” é estatisticamente significativo em dez e sete carteiras, no modelo com a *proxy* evolução, do mercado e ciclo de negócios respectivamente.

Tabela 5 - Estimativas do Modelo de Três Fatores de Fama e French Condicional com a Evolução da Situação Económica

| Regressão: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_{j1} \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + b_{j2} \times D_{1,t} \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_{j1} \times SMB_t + s_{j2} \times D_{1,t} \times SMB_t + h_{j1} \times HML_t + h_{j2} \times D_{1,t} \times HML_t + \varepsilon_{i,t}$ | | | | | | | | | | |
|---|--|---------------|---------------|--------------|--------------|------------------|-------|-------------|-------|---------------|
| Book-to-market equity (BE/ME) - Quintis | | | | | | | | | | |
| Size | Low | 2 | 3 | 4 | High | Low | 2 | 3 | 4 | High |
| Painel A - Evolução do Mercado | | | | | | | | | | |
| | a | | | | | P-value (a) | | | | |
| Small | 0,009 | 0,009 | 0,006 | 0,012 | 0,018 | 0,188 | 0,120 | 0,280 | 0,084 | 0,044 |
| 2 | 0,000 | -0,001 | 0,002 | -0,002 | -0,009 | 0,981 | 0,868 | 0,675 | 0,722 | 0,199 |
| 3 | -0,005 | -0,002 | 0,001 | 0,002 | 0,005 | 0,334 | 0,603 | 0,742 | 0,564 | 0,120 |
| 4 | 0,000 | -0,003 | -0,001 | 0,004 | 0,003 | 0,999 | 0,412 | 0,766 | 0,295 | 0,384 |
| Big | -0,005 | 0,003 | 0,002 | 0,003 | -0,006 | 0,068 | 0,179 | 0,376 | 0,248 | 0,087 |
| | R ² ajustado | | | | | P-value (F) | | | | |
| Small | 0,537 | 0,677 | 0,654 | 0,525 | 0,328 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 2 | 0,729 | 0,809 | 0,783 | 0,750 | 0,728 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 3 | 0,814 | 0,848 | 0,806 | 0,814 | 0,813 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 4 | 0,826 | 0,862 | 0,712 | 0,809 | 0,823 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Big | 0,924 | 0,923 | 0,884 | 0,878 | 0,797 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | Wald Test, P-value (H ₀ : b ₂ = s ₂ = h ₂ = 0) | | | | | $\overline{R^2}$ | | $ \bar{a} $ | | P-value (GRS) |
| Small | 0,280 | 0,074 | 0,705 | 0,609 | 0,622 | 0,762 | | 0,002 | | 0,5062 |
| 2 | 0,080 | 0,050 | 0,319 | 0,588 | 0,000 | | | | | |
| 3 | 0,988 | 0,193 | 0,000 | 0,318 | 0,178 | | | | | |
| 4 | 0,767 | 0,768 | 0,035 | 0,008 | 0,050 | | | | | |
| Big | 0,025 | 0,121 | 0,255 | 0,034 | 0,097 | | | | | |
| Painel B – Evolução do Ciclo de Negócios | | | | | | | | | | |
| | a | | | | | P-value (a) | | | | |
| Small | -0,001 | 0,001 | 0,009 | 0,010 | 0,013 | 0,891 | 0,737 | 0,018 | 0,020 | 0,001 |
| 2 | 0,002 | -0,001 | -0,003 | 0,001 | -0,003 | 0,650 | 0,586 | 0,233 | 0,819 | 0,547 |
| 3 | -0,005 | -0,005 | -0,007 | -0,002 | 0,002 | 0,131 | 0,042 | 0,005 | 0,435 | 0,342 |
| 4 | -0,003 | -0,004 | -0,006 | 0,001 | -0,002 | 0,355 | 0,132 | 0,032 | 0,662 | 0,462 |
| Big | 0,000 | 0,001 | 0,000 | 0,000 | -0,001 | 0,820 | 0,566 | 0,947 | 0,945 | 0,488 |
| | R ² ajustado | | | | | P-value (F) | | | | |
| Small | 0,532 | 0,641 | 0,654 | 0,538 | 0,335 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 2 | 0,745 | 0,812 | 0,783 | 0,794 | 0,676 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 3 | 0,833 | 0,843 | 0,777 | 0,840 | 0,818 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 4 | 0,839 | 0,866 | 0,719 | 0,813 | 0,831 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Big | 0,921 | 0,922 | 0,894 | 0,886 | 0,848 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | Wald Test, P-value (H ₀ : b ₂ = s ₂ = h ₂ = 0) | | | | | $\overline{R^2}$ | | $ \bar{a} $ | | P-value (GRS) |
| Small | 0,446 | 0,901 | 0,751 | 0,179 | 0,093 | 0,766 | | 0,000 | | 0,0340 |
| 2 | 0,004 | 0,028 | 0,299 | 0,000 | 0,328 | | | | | |
| 3 | 0,005 | 0,858 | 0,175 | 0,000 | 0,058 | | | | | |
| 4 | 0,021 | 0,285 | 0,010 | 0,003 | 0,005 | | | | | |
| Big | 0,298 | 0,186 | 0,002 | 0,002 | 0,004 | | | | | |

Os coeficientes estatisticamente significativos, a um nível de significância de 5%, estão assinalados a negrito.

No teste estatístico (*Wald test*) da hipótese nula dos coeficientes associados à variável *dummy* em cada um dos fatores de risco (b_2 , s_2 e h_2), serem iguais a zero, é rejeitada em oito e doze carteiras, para a evolução do mercado e evolução do ciclo de negócios respectivamente. Este resultado indicia alguma evidência de uma relação condicional dos fatores de risco com a evolução do mercado ou do ciclo de negócios.

Pode-se afirmar que, de acordo com os indicadores da qualidade do ajustamento (teste de significância individual e global dos coeficientes, coeficiente de determinação ajustado e teste *Wald*) o modelo de três fatores condicional, nas duas *proxies* da evolução da situação económica, explica melhor a rendibilidade em excesso das carteiras que o modelo não condicional.

Considerando o modelo de três fatores condicional, constata-se que apesar de não existirem muitas diferenças no comportamento do modelo para algumas carteiras, o modelo condicional é mais adequado que o modelo na versão não condicional, independentemente da *proxy* utilizada para a evolução da situação económica. Os três fatores de risco apresentam comportamento condicional com a evolução da situação económica. Os resultados parecem sugerir que não é indiferente a *proxy* utilizada para medir a evolução da situação económica. Os indicadores da qualidade do ajustamento, média dos coeficientes de determinação ajustados e teste *Wald*, apresentam melhores resultados considerando a *proxy* evolução do ciclo de negócios. Mas, pelo teste de GRS e significância estatística da constante, parece existir evidência a favor do modelo condicional com a evolução de mercado.

Conclui-se que os três fatores de risco apresentam comportamento condicional com a evolução da situação económica. Os indicadores da qualidade do ajustamento indicam que o modelo mais adequado para explicar a rendibilidade em excesso das carteiras no mercado em análise é o modelo condicional, independentemente da *proxy* utilizada para a evolução da situação económica.

6. CONCLUSÕES

Estudos anteriores verificam a maior capacidade explicativa do modelo de três fatores relativamente ao modelo CAPM, de destacar Fama e French (1993). Lam *et al.* (2010) constatam que a capacidade explicativa dos fatores de risco não é muito afetada pela evolução do mercado, em alta e em baixa. A relevância desta investigação deve-se à análise desenvolvida e à inexistência de qualquer estudo empírico semelhante: (i) que utilize uma amostra de ações cotadas nos cinco países pertencentes à moeda única, (ii) à análise desenvolvida, não condicional e condicional, aos três fatores de risco do modelo de Fama e French (1993) em função da evolução da situação económica, através de duas *proxies*, evolução do mercado e evolução do ciclo de negócios da zona euro.

O modelo CAPM não consegue explicar a totalidade da rendibilidade em excesso das carteiras, apesar do coeficiente associado ao fator de risco mercado ser estatisticamente significativo em todas as carteiras. A constante do modelo, em oito das vinte e cinco carteiras analisadas é estatisticamente diferente de zero, assim como pelo teste de GRS, rejeita-se a hipótese nula, do conjunto das constantes ser igual a zero. Os coeficientes de determinação ajustados evidenciam valores baixos, comparativamente ao modelo de três fatores de Fama e French (1993).

Os resultados indicam que os fatores de risco dimensão e valor são significativos para explicar a variação da rendibilidade das ações que não é captada pelo modelo CAPM. Os fatores de risco, mercado e dimensão, são explicativos em todas as carteiras, exceto para o fator de risco dimensão nas carteiras do último quintil de dimensão. O fator de risco valor é explicativo em algumas carteiras.

A capacidade explicativa do modelo de três fatores de Fama e French (1993) é claramente superior à do modelo CAPM. A constante do modelo é estatisticamente diferente de zero em cinco carteiras e, no teste de GRS rejeita-se a hipótese do conjunto das constantes ser estatisticamente igual a zero para um nível de significância de 5%, embora não se rejeite a

1%. Os coeficientes de determinação ajustados evidenciam valores superiores relativamente ao modelo CAPM.

Os três fatores de risco apresentam comportamento condicional com a evolução da situação económica, independentemente da *proxy* utilizada. Adicionalmente, o modelo de três fatores de Fama e French (1993) condicional apresenta maior capacidade explicativa da rendibilidade em excesso das carteiras que o modelo não condicional.

No entanto, o modelo de três fatores, não condicional e condicional, não explicam a totalidade da rendibilidade em excesso das carteiras. Pelo que, podem existir fatores adicionais relevantes que não estão a ser considerados para além dos três fatores analisados. Mais recentemente alguns estudos têm constatado a existência de outros fatores com poder explicativo da rendibilidade das ações, como o momento, a liquidez e o risco idiossincrático. Pesquisas futuras devem analisar a possível existência de fatores de risco adicionais que podem explicar a variação da rendibilidade das ações.

REFERÊNCIAS

ARTMANN, S.; FINTER, P.; KEMPF, A. Determinants of expected stock returns: large sample evidence from the German market [*Working Paper* N° 10-01]. **Centre for Financial Research at the University of Cologne**, 2011. Disponível em: <http://www.acatis.de/fileadmin/acatis.com/pdf/valuepreis/2010/Executive%20Summary%20Acatis%20Value%20Award_artmann_finter_kempf.pdf>. Acesso em: 09 dez. 2015.

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

BARRY, C.; GOLDREYER, E.; LOCKWOOD, L.; RODRIGUEZ, M. Robustness of size and value effects in emerging equity markets, 1985-2000. **Emerging Markets Review**, v. 3, n. 1, p. 1-30, 2002.

BLACK, F.; JENSEN, M.; SCHOLES, M. The capital asset pricing model: some empirical tests. **Study in the Theory of Capital Markets**, New York, M. C. Jensen, p. 79-121, 1972.

BRIGHI, P.; D'ADDONA, S. An empirical investigation of the Italian stock market based on the augmented Fama and French three-factor pricing model. Versão 2007. Disponível em: <http://amsacta.unibo.it/2591/1/2_2008_Brighi_D_Addona.pdf>. Acesso em: 10 dez. 2015.

CAPPAUL, C.; ROWLEY, I.; SHARPE, W. International value and growth stock returns. **Financial Analysts Journal**, v. 49, n. 1, p. 27-36, 1993.

CHAN, L.; KARCESKI, J.; LAKONISHOK, J. The risk and return from factors. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 32, n. 2, p. 159-188, 1998.

D'ADDONA, S.; BRIGHI, P.; BINA, A. Long-run evidence using multifactor asset pricing models [*Working Paper* N.º 9/2011]. **CREI - Centro di Ricerca Interdipartimentale di Economia delle Istituzioni**, 2011. Disponível em: <http://host.uniroma3.it/centri/crei/publicazioni/workingpapers2011/CREI_09_2011.pdf>. Acesso em: 12 dez. 2015.

DREW, E.; VEERARAGHAVAN, M. Explaining the cross-section of stock return in the Asian region. **International Quarterly Journal of Finance**, v. 1, p. 205-221, 2001.

FAMA, E.; MACBETH, J. Risk, return, and equilibrium: empirical tests. **Journal of Political Economy**, v. 81, n. 3, p. 607-636, 1973.

FAMA, E.; FRENCH, K. Common risk factors in the return on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v. 33, n. 1, p. 3-56, 1993.

FAMA, E.; FRENCH, K. Multifactor explanations of asset pricing anomalies. **The Journal of Finance**, v. 51, n. 1, p. 55-84, 1996.

FAMA, E.; FRENCH, K. Size, value, and momentum in international stock returns. **Journal of Financial Economics**, v. 105, n. 3, p. 457-472, 2012.

FAMA, E.; FRENCH, K. The cross-section of expected stock returns. **Journal of Finance**, v. 47, n. 2, p. 427-465, 1992.

FAMA, E.; FRENCH, K. Value versus growth: The international evidence. **Journal of Finance**, v. 53, n. 6, p. 1975-1999, 1998.

GAUNT, C. Size and book to market effects and the Fama French factor Aset Pricing Model: Evidence from the Australian stock market. **Accounting and Finance**, v. 44, n. 1, p. 27-44, 2004.

GIBBONS, M.; ROSS, S.; SHANKEN, J. A Test of the efficiency of a given portfolio. **Econometrica**, v. 57, n. 5, p. 1121-1152, 1989.

GRAHAM, B.; DODD, D. **Security Analysis**, Ney York, McGraw-Hill, 1934.

HO, C.; SEARS, S. Is there conditional mean reversion in stock returns. **Quarterly Journal of Business and Economics**, v. 45, n. 3/4, p. 91-112, 2006.

JENSEN, G.; JOHNSON, R.; MERCER, J. Business conditions, monetary policy, and expected security returns. **Journal of Financial Economics**, v. 40, n. 2, p. 213-237, 1996.

JENSEN, G.; JOHNSON, R.; MERCER, J. New evidence on size and price-to-book effects in stock returns. **Financial Analysts Journal**, v. 53, n. 6, p. 34-42, 1997.

KASSIMATIS, K. Size, book to market and momentum effects in the Australian stock market. **Australian Journal of Management**, v. 33, n. 1, p. 145-168, 2008.

KOTHARI, S.; SANKEN, J.; SLOAN, R. Another look at the cross-section of expected stock return. **Journal of Finance**, v. 50, n. 1, p. 185-224, 1995.

L'HER, J.; MASMOUD, T.; SURE, J. Evidence to support the four-factor pricing model from the Canadian stock market. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 14, n. 4, p. 313-328, 2004.

LAKONISHOK, J.; SHAPIRO, A. Systematic risk total risk and size as determinants of stock market returns. **Journal of Banking and Finance**, v. 10, n. 1, p. 115-132, 1986.

LAKONISHOK, J.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. Contrarian investment, extrapolation, and risk. **Journal of Finance**, v. 49, n. 5, p. 1541-1578, 1994.

LAM, S.; LI, F.; SO, S. On the validity of the augmented Fama and French's (1993) model: Evidence from the Hong Kong stock market. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, v. 35, n. 1, p. 89-111, 2010.

LAMOUREAUX, C.; SANGER, G. Firm size and turn-of-the-year effects in the OTC/NASDAQ market. **Journal of Finance**, v. 44, n. 5, p. 1219-1245, 1989.

LIEKSNIS, R. Momentum in the Baltic stock market, **Economics & Management**, v. 16, n. 1, p. 1164-1169, 2011.

LINTNER, J. The valuation of risky asset and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budget. **Review of Economic Statistic**, v. 47, n. 1, p. 13-37, 1965.

MANJUNATHA, T.; MALLIKARJUNAPPA, T.; BEGUM, M. Capital asset pricing model: Beta and size tests. **AIMS International Journal of Management**, v. 1, n. 1, p. 71-87, 2007.

MARONEY, N.; PROTOPAPADAKIS, A. The book-to-market and size effects in the general asset pricing model: Evidence from seven national markets. **European Finance Review**, v. 6, n. 2, p. 189-221, 2002.

MICHAILIDIS, G.; TSOPOGLOU, S.; PAPANASTASIOU, D. The cross-section of expected stock returns for the Athens stock exchange. **International Research of Finance and Economics**, v. 8, p. 63-96, 2007.

MIRZA, N.; AFZAL, A. Size and value premium in international portfolios: evidence from 15 European countries. **Journal of Economics and Finance**, v. 61, n. 2, p. 173-190, 2011.

NEWBY, W.; WEST, K. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometrica**, v. 55, n. 3, p. 703-708, 1987.

ROSENBERG, B.; REID, K.; LANSTEIN, R. Persuasive evidence of market inefficiency. **Journal of Portfolio Management**, v. 11, n. 3, p. 9-16, 1985.

RUBIO, G. Further international evidence on asset pricing: the case of the Spanish capital market. **Journal of Banking and Finance**, v. 12, n. 2, p. 221-242, 1988.

RUBIO, F. Modelo de tres factores em Espanha. **Working Paper, Universidade Autónoma de Madrid**, 2004. Disponível em: <<http://129.3.20.41/eps/fin/papers/0501/0501001.pdf>>. Acesso em: 20 set. 2015.

SCHRIMPF, A.; SCHRÖDER, M.; STEHLE, R. Evaluating conditional asset pricing models for the German stock market. **Discussion Paper**, N° 06-043, 2006. Disponível em: <<ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp06043.pdf>>. Acesso em: 18 fev. 2015.

SHARPE, W. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. **Journal of Finance**, v. 19, n. 3, p. 425-442, 1964.

SILVESTRI, A.; VELTRI, S. On the robustness of Fama and French model: evidence from Italy. **Journal of Applied Finance & Banking**, v. 1, n. 4, p. 201-221, 2011.

SINGH, R. Company attributes and stock returns in India: a panel data analysis. **The IUP Journal of Applied Finance**, v. 15, p. 46-57, 2009.

Copyright of Revista de Gestão, Finanças E Contabilidade is the property of Universidade do Estado da Bahia and its content may not be copied or emailed to multiple sites or posted to a listserv without the copyright holder's express written permission. However, users may print, download, or email articles for individual use.