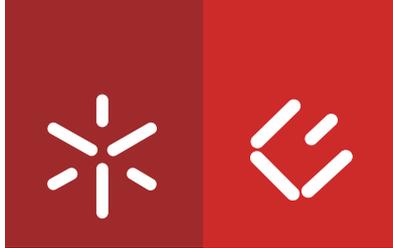


Universidade do Minho
Escola de Economia e Gestão

Isabel Maria Machado Oliveira

**Os Fatores de Risco da Rendibilidade das
Ações: Análise e Evidência Empírica em
Países da Zona Euro**

agosto de 2015



Universidade do Minho

Escola de Economia e Gestão

Isabel Maria Machado Oliveira

**Os Fatores de Risco da Rendibilidade das
Ações: Análise e Evidência Empírica em
Países da Zona Euro**

Tese de Doutoramento em Ciências Empresariais

Trabalho realizado sob a orientação da

Professora Doutora Florinda Conceição

Cerejeira Campos Silva

e do

Professor Doutor Francisco Vitorino da Silva Martins

DECLARAÇÃO DE INTEGRIDADE

Declaro ter atuado com integridade na elaboração da presente tese. Confirmando que em todo o trabalho conducente à sua elaboração não recorri à prática de plágio ou qualquer forma de falsificação de resultados.

Mais declaro que tomei conhecimento integral do Código de Conduta Ética da Universidade do Minho.

Universidade do Minho, 05 de Agosto de 2015

Nome Completo: Isabel Maria Machado Oliveira

Assinatura:  _____

AGRADECIMENTOS

Após esta longa caminhada, para a obtenção do grau de Doutor, chegou o momento de refletir e agradecer a todos aqueles que direta ou indiretamente tornaram este projeto possível.

Começo por agradecer aos meus Orientadores, Professora Doutora Florinda Silva e Professor Doutor Francisco Vitorino Martins, pelo apoio dado, pela disponibilidade manifestada, pela dedicação e pelas sugestões que foram determinantes para a realização deste trabalho. À Professora Doutora Florinda Silva agradeço a orientação exemplar aliado ao elevado rigor científico. Destaco o interesse permanente e sempre pronto na revisão extremamente cuidadosa de todos os documentos elaborados ao longo da tese, assim como os comentários críticos e construtivos que permitiram enriquecer o seu conteúdo. Ao Professor Doutor Vitorino Martins agradeço as sugestões, as palavras de apoio e de incentivo ao longo deste percurso e, em especial a ajuda na programação do *EViews* tornando as estimações do último modelo analisado mais expeditas.

Um agradecimento a todas as Instituições que colaboraram para ser possível realizar este trabalho de investigação, nomeadamente à Universidade do Minho, Escola de Economia e Gestão, que permitiu o acesso à base de dados *Datastream*. A todas as bibliotecas que permitiram a recolha bibliográfica, através do acesso à bases de dados, em especial à Faculdade de Economia do Porto e à Universidade Lusíada de Vila Nova de Famalicão.

Um agradecimento ao Prof. Dr. Miguel Guerreiro, meu colega de trabalho, que me deu uma preciosa ajuda na programação das folhas de Excel, necessárias à preparação da amostra para a importação dos dados para o *EViews*.

Agradeço à minha Família, pelas horas que deixei de estar no seu convívio e pela sua compreensão e apoio, em especial à minha filha Ana Rita. Ao meu pai, que pacientemente ditou os valores para construção das tabelas que são apresentadas ao longo da tese.

Termino, com uma palavra de agradecimento a todos os meus amigos.

À minha filha Ana Rita, razão da minha vida.

Os Fatores de Risco da Rendibilidade das Ações: Análise e Evidência Empírica em Países da Zona Euro

RESUMO

Nas últimas décadas assistiu-se a uma crescente globalização das economias e dos mercados financeiros, que passam a estar sujeitos a uma maior influência externa. Neste contexto, conhecer os riscos que condicionam os preços das ações e estudar o *tradeoff* risco/rendibilidade continua a ser um dos maiores desafios do investigador em finanças.

O objetivo desta tese é analisar os fatores de risco explicativos da rendibilidade de carteiras de ações cotadas em países da Europa (Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal) entre 1999 e 2009. Primeiro, analisa-se a capacidade explicativa e a relação não condicional e condicional do coeficiente beta do CAPM, através da metodologia de Pettengill *et al.* (1995). Adicionalmente analisa-se a capacidade explicativa de seis fatores de risco: mercado, dimensão, valor, momento, liquidez e risco idiossincrático. Além disso, comparam-se os modelos com um, três, quatro, cinco e seis fatores de risco, através da metodologia de Fama e French (1993, 2012). Por último, analisa-se se os fatores de risco/modelos apresentam comportamento condicional, com a evolução da situação económica.

As contribuições do presente trabalho são várias e distinguem-se dos restantes estudos existentes nesta área, quer pelas características da amostra, quer pela metodologia utilizada. No que se refere às características da amostra para além de incluir países da Europa, para os quais são praticamente inexistentes os estudos empíricos. Nos mercados em análise predominam empresas de pequena dimensão, relativamente a empresas cotadas noutros mercados para quais os estudos são abundantes. Ao nível da metodologia utilizada, salienta-se a não existência de trabalhos que analisem um modelo com seis fatores de risco, na versão não condicional e condicional.

Na análise à relação (não)condicional entre o coeficiente beta e a rendibilidade de carteiras de ações, utilizando regressões *cross section*, constata-se que o modelo CAPM, não condicional e condicional com a evolução do mercado, não é um modelo adequado na explicação da rendibilidade, assim como não existe um *tradeoff* risco/rendibilidade positivo.

O modelo CAPM não é um modelo adequado na explicação da rendibilidade em excesso das carteiras de ações para o mercado Europeu, apesar do fator de risco mercado ser significativo em todas as carteiras. O fator de risco dimensão é explicativo em todas as carteiras, com exceção das carteiras constituídas por empresas de maior dimensão. O fator de risco valor revela capacidade explicativa em algumas carteiras.

No modelo de quatro fatores de Carhart (1997) o fator de risco momento é significativo para a grande maioria das carteiras. Este fator é importante na explicação da rendibilidade em excesso nas carteiras de pior e melhor desempenho passado.

O modelo com cinco fatores, que inclui o fator liquidez e os quatro fatores do modelo anterior, apresenta maior capacidade explicativa que o modelo de quatro fatores. No entanto, com a inclusão do fator liquidez no modelo, o fator de risco momento perde capacidade explicativa. O modelo com seis fatores de risco, incluindo o fator de risco idiossincrático e os cinco fatores do modelo anterior, não apresenta poder explicativo adicional relativamente ao modelo de cinco fatores. O fator de risco idiossincrático não

parece apresentar poder explicativo e os fatores de risco valor e liquidez perdem capacidade explicativa.

Os seis fatores de risco apresentam comportamento condicional com a evolução da situação económica. Os modelos na versão condicional são mais adequados que os modelos na versão não condicional, independentemente da *proxy* utilizada para a evolução da situação económica.

Os resultados sugerem que o modelo mais adequado para explicar a rendibilidade em excesso das carteiras no mercado Europeu é o modelo de cinco fatores condicional, quer com a evolução do mercado quer com a evolução do ciclo de negócios.

Stock Returns and Associated-risk Factors: a Review and Empirical Evidence in Some Countries within the Eurozone

ABSTRACT

In the last decades we have witnessed a significant globalization of the economic and financial markets, which are now subject to greater external influence. Therefore in this context, researchers in financial areas are posed with a new challenge; to identify and understand the risks that affect stock prices and to study the risk/return tradeoff.

The main goal of this thesis is to analyze the explanatory risk factors on stock returns in European countries (Germany, France, Italy, Spain and Portugal) from 1999 to 2009. First, we analyze the explanatory power and the relationship, unconditional or conditional, between the CAPM (Capital Asset Pricing Model) beta coefficient and the returns to that end, we used the Pettengill et al. (1995) methodology. Additionally, we analyze the explanatory power of six risk factors: market, size, value, momentum, liquidity and idiosyncratic risk. We compare the models with one, three, four, five and six risk factors, using the methodology of Fama and French (1993, 2012). Finally, we analyze whether the risk factors/models show a conditional behaviour correlated to the economical condition.

The present study extends from other existing ones in two ways, the characteristics of the sample and the methodology used. First, with respect to the sample characteristics we include some European countries, for which there are scarce empirical studies. Moreover, the markets in study are primarily composed by small businesses. Second, in terms of methodology, we are the first ones to analyze a model with six risk factors, both unconditional and conditional forms.

We analysed the relationship between the beta coefficient and the stock return portfolio using cross section regressions and the Pettengill et al. (1995) methodology. We observed that the unconditional and conditional CAPM is not an adequate model to explain the portfolio return. Moreover, there is no positive risk/return tradeoff.

In the European market, the CAPM is not an appropriate model to explain the portfolio excess return, even though the market risk factor is significant in all portfolios in study. The size risk factor is explanatory in all portfolios, except for portfolios consisting of big companies. The value risk factor reveals an explanatory power only in some portfolios.

In the Carhart (1997) four-factor model the momentum risk factor is significant for the majority of portfolios. This is important to explain the portfolios in excess return regarding the losers and winners in the past.

The five-factor model includes the four factors from the previous model plus the liquidity factor. This model presents a greater explanatory power than the four-factor one. However, when the liquidity factor is included, the momentum factor loses explanatory power.

The six-factor model includes the five factors from the previous model, plus the idiosyncratic risk factor, surprisingly it does not present additional explanatory power over the five-factor model. The idiosyncratic risk factor does not appear to present explanatory power and value factor and liquidity factor loose explanatory power.

To sum up, the six risk factors in study present conditional behaviour with the economic conditions. The conditional models are more suitable than the unconditional ones, irrespective of the used proxy for the economical condition.

Importantly, our results suggest that the most appropriate model to explain the portfolio excess return in the European market is the conditional five-factor model, irrespective of the used proxy for the economical condition, market dynamics, as well as the state of the business cycle.

Palavras-chave:

Rendibilidade, risco, beta, beta condicional, ciclo de negócios, fatores de risco, mercado, dimensão, valor, momento, liquidez, risco idiossincrático, modelo de equilíbrio dos ativos financeiros, modelo de três fatores de Fama e French, modelo de quatro fatores de Carhart, modelo de cinco fatores, modelo de seis fatores.

Keywords:

Return, risk, beta, beta conditional, business cycle, risk factors, market, size, value, momentum, liquidity, idiosyncratic risk, capital asset pricing model (CAPM), Fama and French three factor model, Carhart four factor model, five factor model, six factor model.

ÍNDICE

AGRADECIMENTOS	v
DEDICATÓRIA	vii
RESUMO	ix
ABSTRACT	xi
PALAVRAS-CHAVE	xiii
KEYWORDS	xiii
ÍNDICE	xv
ÍNDICE DE TABELAS	xix
ÍNDICE DE FIGURAS	xxiii
LISTA DE ABREVIATURAS	xxv

CAPÍTULO 1

Introdução	1
1.1. Apresentação do Tema	1
1.2. Questões de Pesquisa e Objetivos	4
1.3. Estrutura da Tese	9

CAPÍTULO 2

O CAPM e a Relação (Não)Condicional entre o Coeficiente Beta e a Rendibilidade	11
Resumo	11
Palavras-chave	11
2.1. Introdução	12
2.2. Revisão da Literatura	16
2.3. Metodologia	25
2.4. Descrição dos Dados	30
2.4.1. Amostra	30
2.4.2. Constituição das Carteiras	34
2.4.3. Estatísticas Descritivas das Carteiras: Rendibilidades e Betas	37
2.4.4. Evolução da Rendibilidade de Mercado	41

2.5. Resultados Empíricos	46
2.5.1. Relação Não Condicional entre Beta e Rendibilidade	48
2.5.2. Relação Condicional entre Beta e Rendibilidade	52
2.5.3. <i>Tradeoff</i> Risco/Rendibilidade Positivo	58
2.6. Conclusões	62

CAPÍTULO 3

Os Fatores de Risco: Mercado, Dimensão, Valor e Momento	67
Resumo	67
Palavras-chave	67
3.1. Introdução	68
3.2. Revisão da Literatura	72
3.3. Metodologia	82
3.4. Descrição dos Dados	90
3.4.1. Amostra	90
3.4.2. Estatísticas Descritivas das Carteiras	91
3.4.3. Estatísticas Descritivas dos Fatores de Risco	96
3.5. Resultados Empíricos	98
3.5.1. Modelo de Um Fator – CAPM	99
3.5.2. Modelo de Três Fatores de Fama e French	103
3.5.3. Modelo de Quatro Fatores de Carhart	108
3.5.4. Análise de Robustez do Modelo de Carhart - Relação Condicional dos Quatro Fatores de Risco	112
3.5.4.1. Estatísticas Descritivas	113
3.5.4.2. Modelo de Quatro Fatores de Carhart Condicional com a Evolução do Mercado	120
3.5.4.3. Modelo de Quatro Fatores de Carhart Condicional com a Evolução do Ciclo de Negócios	125
3.6. Conclusões	131
Anexos	136

CAPÍTULO 4

Os Fatores de Risco: Liquidez e Risco Idiossincrático	153
Resumo	153
Palavras-chave	153
4.1. Introdução	154
4.2. Revisão da Literatura	160
4.2.1. Revisão da Literatura sobre o Efeito Liquidez	160
4.2.2. Revisão da Literatura sobre o Efeito Idiossincrático	168
4.3. Metodologia	172
4.4. Descrição dos Dados	179
4.4.1. Amostra	179
4.4.2. Estatísticas Descritivas das Carteiras	180
4.4.3. Estatísticas Descritivas dos Fatores de Risco	185
4.5. Resultados Empíricos	188
4.5.1. Modelo de Cinco Fatores	189
4.5.2. Modelo de Seis Fatores	193
4.5.3. Análise de Robustez dos Modelos – Relação Condicional dos Seis Fatores de Risco	198
4.5.3.1. Estatísticas Descritivas	198
4.5.3.2. Modelos de Cinco e Seis Fatores Condicional com a Evolução do Mercado	204
4.5.3.3. Modelos de Cinco e Seis Fatores Condicional com a Evolução do Ciclo de Negócios	210
4.6. Conclusões	215
Anexos	220

CAPÍTULO 5

Conclusões, Limitações do Estudo e Sugestões para Investigação Futura	229
--	------------

BIBLIOGRAFIA	241
---------------------------	------------

ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 2.1 - Critérios de Seleção das Ações a Incluir na Amostra.....	32
Tabela 2.2 - Número de Ações da Amostra e Capitalização de Mercado por País ..	32
Tabela 2.3 - Divisão da Amostra em Três Períodos	33
Tabela 2.4 - Número de Ações por Mercado e Número Médio de Observações Mensais por Período	33
Tabela 2.5 - Número Médio de Ações por Carteira	35
Tabela 2.6 - Estatísticas Descritivas dos Coeficientes Betas das Ações que Constituem as Carteiras	36
Tabela 2.7 - Valor Médio e Desvio Padrão dos Coeficientes Betas das Carteiras ...	38
Tabela 2.8 - Valor Médio e Desvio Padrão da Rendibilidade das Carteiras	40
Tabela 2.9 - Rendibilidade de Mercado e Rendibilidade em Excesso de Mercado .	43
Tabela 2.10 - Estatísticas Descritivas da Rendibilidade de Mercado e da Rendibilidade em Excesso de Mercado	44
Tabela 2.11 - Estatísticas Descritivas e Coeficientes de Correlação entre a Rendibilidade em Excesso de Mercado e os Coeficientes Betas das Carteiras para Mercado em Alta e em Baixa	45
Tabela 2.12 - Modelo com Beta Não Condicional	49
Tabela 2.13 - Modelo com Beta Não Condicional por Períodos	51
Tabela 2.14 - Modelo com Beta Condicional	53
Tabela 2.15 - Modelo com Beta Condicional por Períodos	56
Tabela 2.16 - Estatísticas Descritivas da Rendibilidade em Excesso de Mercado por Períodos	59
Tabela 2.17 - Teste da Relação de Simetria dos Coeficientes do Modelo com Beta Condicional	61
Tabela 3.1 - Critério de Constituição das Seis Carteiras para a Determinação dos Fatores de Risco Dimensão (SMB) e Valor (HML)	87
Tabela 3.2 - Critério de Constituição das Seis Carteiras para a Determinação do Fator de Risco Momento (WML)	88
Tabela 3.3 - Número de Ações da Amostra por Ano e por Mercado.....	91

Tabela 3.4 - Número Médio de Ações por Carteira e por Ano	92
Tabela 3.5 - Média da Dimensão, Valor e Momento por Carteira	93
Tabela 3.6 - Rendibilidade Média Mensal em Excesso e Desvio Padrão das Carteiras 5x5 de ME-BE/ME e de ME-Momento	94
Tabela 3.7 - Estatísticas Descritivas e Coeficientes de Correlação dos Quatro Fatores de Risco	97
Tabela 3.8 - Modelo CAPM com Carteiras 5x5 de ME-BE/ME	100
Tabela 3.9 - Modelo de Três Fatores de Fama e French com Carteiras 5x5 de ME-BE/ME	104
Tabela 3.10 - Modelo de Quatro Fatores de Carhart com Carteiras 5x5 de ME-Momento	110
Tabela 3.11 - Evolução do Mercado em Alta e em Baixa e do Ciclo de Negócios em Expansão e em Recessão	115
Tabela 3.12 - Estatísticas Descritivas e Coeficientes de Correlação dos Fatores de Risco para Mercado em Alta e em Baixa e para Ciclo de Negócios em Expansão e em Recessão	116
Tabela 3.13 - Rendibilidade Média Mensal em Excesso e Desvio Padrão das Carteiras 5x5 de ME-Momento para Mercado em Alta e em Baixa e para Ciclo de Negócios em Expansão e em Recessão	118
Tabela 3.14 - Modelo de Quatro Fatores de Carhart Condicional com a Evolução do Mercado com Carteiras 5x5 de ME-Momento.....	121
Tabela 3.15 - Modelo de Quatro Fatores de Carhart Condicional com a Evolução do Ciclo de Negócios com Carteiras 5x5 de ME-Momento	127
Tabela 4.1 - <i>Proxies</i> da Liquidez	162
Tabela 4.2 - Critério de Constituição das Seis Carteiras para a Determinação do Fator de Risco Liquidez (LLMHL)	177
Tabela 4.3 - Critério de Constituição das Seis Carteiras para a Determinação do Fator de Risco Idiossincrático (HIMLI)	178
Tabela 4.4 - Média e Desvio Padrão da Liquidez e Risco Idiossincrático por Carteira	181
Tabela 4.5 - Rendibilidade Média Mensal em Excesso e Desvio Padrão das Carteiras 5x5 de ME-Liquidez e de ME-Risco Idiossincrático	183

Tabela 4.6 - Estatísticas Descritivas dos Seis Fatores de Risco	186
Tabela 4.7 - Coeficientes de Correlação dos Seis Fatores de Risco	187
Tabela 4.8 - Modelo de Cinco Fatores com Carteiras 5x5 de ME-Liquidez	190
Tabela 4.9 - Modelo de Seis Fatores com Carteiras 5x5 de ME-Risco Idiossincrático	195
Tabela 4.10 - Evolução do Mercado em Alta e em Baixa e do Ciclo de Negócios em Expansão e em Recessão	199
Tabela 4.11 - Estatísticas Descritivas dos Seis Fatores de Risco para Mercado em Alta e em Baixa e para Ciclo de Negócios em Expansão e em Recessão	201
Tabela 4.12 - Rendibilidade Média Mensal em Excesso e Desvio Padrão das Carteiras 5x5 de ME-Liquidez e de ME-Risco Idiossincrático para Mercado em Alta e em Baixa e para Ciclo de Negócios em Expansão e em Recessão	203
Tabela 4.13 - Modelo de Cinco Fatores Condicional com a Evolução do Mercado com Carteiras 5x5 de ME-Liquidez	206
Tabela 4.14 - Modelo de Cinco Fatores Condicional com a Evolução do Ciclo de Negócios com Carteiras 5x5 de ME-Liquidez	211

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 2.1 - Rendibilidade Mensal em Excesso de Mercado	42
Figura 2.2 - Rendibilidade Média das Carteiras para Mercado em Alta e em Baixa	57
Figura 3.1 - Rendibilidade em Excesso de Mercado	114
Figura 3.2 - Ciclo de Negócios da Zona Euro	114
Figura 3.3 - Rendibilidade Média Mensal em Excesso das Carteiras 5×5 de ME-Momento para Mercado em Alta e em Baixa	119
Figura 3.4 - Rendibilidade Média Mensal em Excesso das Carteiras 5×5 de ME-Momento para Ciclo de Negócios em Expansão e em Recessão ...	119

LISTA DE ABREVIATURAS

a	Constante de um modelo
AMEX	<i>American Stock Exchange</i>
APT	<i>Arbitrage Pricing Theory</i>
b	Coeficiente associado ao fator de risco mercado
BE/ME	<i>Book-to-market</i>
BH	<i>Big and high</i>
BHI	<i>Big and high idiosyncratic</i>
BHL	<i>Big and high liquidity</i>
BL	<i>Big and low</i>
BLs	<i>Big and losers</i>
BLI	<i>Big and low idiosyncratic</i>
BLL	<i>Big and low liquidity</i>
BM	<i>Big and medium</i>
BMI	<i>Big and medium idiosyncratic</i>
BML	<i>Big and medium liquidity</i>
BN	<i>Big and neutral</i>
BW	<i>Big and winners</i>
CAPM	<i>Capital Asset Pricing Model</i>
D_{alta}	Variável <i>dummy</i> de mercado em alta, que assume o valor de um se o mercado está em alta e o valor de zero se o mercado está em baixa
D_{baixa}	Variável <i>dummy</i> de mercado em baixa, que assume o valor de um se o mercado está em baixa e o valor de zero se o mercado está em alta
D_{cn}	Variável <i>dummy</i> do ciclo de negócios, que assume o valor de um se está em expansão e o valor de zero se está em recessão
$D_{expansão}$	Variável <i>dummy</i> do ciclo de negócios em expansão, que assume o valor de um se está em expansão e o valor de zero se está em recessão
D_m	Variável <i>dummy</i> de mercado, que assume o valor de um se o mercado está em alta e o valor de zero se o mercado está em baixa
$D_{recessão}$	Variável <i>dummy</i> do ciclo de negócios em recessão, que assume o valor de um se está em recessão e o valor de zero se está em expansão
GRS	Gibbons, Ross e Shanken (1989)

h	Coeficiente associado ao fator de risco valor
HIMLI	Fator de risco idiossincrático - <i>High idiosyncratic minus low idiosyncratic</i>
HML	Fator de risco valor - <i>High minus low</i>
i	Coeficiente associado ao fator de risco idiossincrático
l	Coeficiente associado ao fator de risco liquidez
LLMHL	Fator de risco liquidez - <i>Low liquidity minus high liquidity</i>
ME	<i>Market equity</i>
MQO	Método dos mínimos quadrados ordinários
NYSE	<i>New York Stock Exchange</i>
R	Rendibilidade
R ² Ajustado	Coeficiente de determinação ajustado
Rf	Rendibilidade do ativo isento de risco
Rm	Rendibilidade de mercado
Rme	Rendibilidade em excesso de mercado
s	Coeficiente associado ao fator de risco dimensão
SH	<i>Small and high</i>
SHI	<i>Small and high idiosyncratic</i>
SHL	<i>Small and high liquidity</i>
SL	<i>Small and low</i>
SLs	<i>Small and losers</i>
SLI	<i>Small and low idiosyncratic</i>
SLL	<i>Small and low liquidity</i>
SM	<i>Small and medium</i>
SMB	Fator de risco dimensão - <i>Small minus big</i>
SMI	<i>Small and medium idiosyncratic</i>
SML	<i>Small and medium liquidity</i>
SN	<i>Small and neutral</i>
SW	<i>Small and winners</i>
T	<i>Turnover</i>
w	Coeficiente associado ao fator de risco momento
WML	Fator de risco momento - <i>Winners minus losers</i>
β	Coeficiente beta do modelo CAPM
ε	Resíduos de um modelo

CAPÍTULO 1

Introdução

1.1. Apresentação do Tema

O mercado acionista é uma criação do ser humano e, veio a assumir-se como um verdadeiro enigma, quando se pretende compreender a sua evolução e comportamento.

Neste mercado, assim como em todos os mercados, as empresas concorrem entre si, para obterem dos investidores recursos que são escassos. Por sua vez, os investidores, terão que decidir em que ações investir, qual o montante e durante quanto tempo. Para responderem a estas questões, necessitam de avaliar as ações existentes no mercado e, num contexto de incerteza, projetar a rendibilidade e o risco, selecionando os seus investimentos de acordo com a aversão ao risco. Entender o comportamento dos mercados financeiros e conhecer os fatores explicativos da rendibilidade das ações é um dos objetivos das finanças empresariais.

Markowitz (1952) marca o início das finanças modernas na formulação da teoria da carteira. Nesta teoria os investidores são avessos ao risco e tomam as suas decisões com base em duas variáveis, definidas por duas estatísticas descritas através de uma distribuição normal: a média e a variância, que medem a rendibilidade e o risco respetivamente. Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966), baseados nos trabalhos de Markowitz (1952), desenvolvem o modelo designado de *Capital Asset Pricing Model* – CAPM, marcando o início da teoria de avaliação dos ativos. No CAPM a rendibilidade de uma ação não depende do seu risco total, mas de parte desse risco, o sistemático ou de mercado que não pode ser eliminado com a diversificação, representado pelo coeficiente beta. O CAPM é assim um modelo com um único fator de risco, o mercado.

Os primeiros estudos ao CAPM, encontram evidência da validade do modelo, de destacar Black, Jensen e Scholes (1972) e, Fama e MacBeth (1973), ao confirmarem a relação sistemática, linear e, positiva entre o risco, medido pelo coeficiente beta, e a rendibilidade.

O desenvolvimento de testes à validade do CAPM trouxe a debate, a capacidade explicativa deste, assim como a relação não condicional e positiva estabelecida entre o coeficiente beta e a rendibilidade. Controvérsia que ainda hoje existe, e que é defendida por uns investigadores e questionada por outros. As três questões relevantes do CAPM são: (1) a existência de uma relação linear e positiva entre o coeficiente beta e a rendibilidade (2) a existência de outras variáveis com capacidade explicativa da rendibilidade para além do coeficiente beta e, (3) alguns pressupostos do modelo não apresentam aderência à realidade, dos mercados e dos investidores, particularmente o pressuposto dos investidores deterem carteiras totalmente diversificadas e como tal não serem remunerados pelo risco idiossincrático. Estas três questões são analisadas nesta tese, a primeira questão é analisada no capítulo dois, a segunda questão é analisada nos capítulos três e quatro e a terceira questão no capítulo quatro.

Lakonishok e Shapiro (1986) e, Pettengill, Sundaram e Mathur (1995), não encontram qualquer relação sistemática, positiva e não condicional entre o coeficiente beta e a rendibilidade. Pettengill *et al.* (1995) defendem que os testes empíricos ao CAPM utilizam rendibilidades efetivas e não estimadas, pelo que em determinados períodos a rendibilidade em excesso de mercado pode ser negativa e não positiva. Concluem que, a relação entre beta e a rendibilidade é condicional, positiva quando o mercado está em alta e negativa quando o mercado está em baixa.

Após o estudo de Pettengill *et al.* (1995) vários trabalhos empíricos testaram a relação não condicional ou condicional entre beta e a rendibilidade. Uns confirmam os resultados de Pettengill *et al.* (1995) de destacar, Cotter, O'Sullivan e Rossi (2014), Elsas, El-Shaer e Theissen (2003) e, Fletcher (2000). Outros estudos, mas em menor número, não confirmam os resultados de Pettengill *et al.* (1995), como Lewellen e Nagel (2006) ao verificarem que o beta condicional ou não condicional apresenta pouca capacidade explicativa da rendibilidade e, Durand, Lang e Ng (2011) não encontram qualquer capacidade explicativa do beta condicional.

A não verificação empírica do modelo CAPM (Fama & French, 1992) motivou o surgimento de estudos que procuram outros fatores de risco, além do mercado, com capacidade explicativa da rendibilidade das ações. Entre as variáveis explicativas da rendibilidade, destacam-se; a dimensão (Banz, 1981), o rácio *book-to-market* (Graham & Dodd, 1934) e, o momento (Jegadeesh & Titman, 1993).

Fama e French (1993) com base nas anomalias identificadas em estudos anteriores e no seu estudo (Fama & French, 1992) formulam o modelo de avaliação dos ativos constituído por três fatores de risco, conhecido por modelo de três fatores de Fama e French (1993). Os fatores de risco do modelo são: mercado, dimensão e valor. Os estudos empíricos que comparam a capacidade explicativa da rendibilidade das ações dos modelos CAPM e de três fatores são unânimes na superioridade do modelo de três fatores comparativamente ao CAPM (Ho & Sears, 2006; Mirza & Afzal, 2011).

Jegadeesh e Titman (1993) identificam outra anomalia que designam de efeito momento (*momentum*). Para um ativo que apresente rendibilidades elevadas (baixas) a curto prazo, de três a doze meses, existe perspectiva que essas rendibilidades elevadas (baixas) se mantenham por mais três a doze meses. Carhart (1997) ao analisar o desempenho de fundos de investimento inclui o fator momento de Jegadeesh e Titman (1993) no modelo de três fatores de Fama e French (1993) do qual resulta o modelo com quatro fatores de risco. Carhart (1997) encontra evidências da superioridade do modelo de quatro fatores comparativamente ao modelo de três fatores na explicação da rendibilidade. O efeito momento é confirmado, em diferentes mercados, nomeadamente, Fama e French (2012) no mercado dos EUA e Europa, Glaser e Weber (2003) no mercado Alemão e, Hon e Tonks (2003) no Reino Unido. No entanto, os resultados não são unânimes, existem trabalhos que concluem que o fator momento não apresenta capacidade explicativa da rendibilidade das ações, ou que, este fator agregado ao modelo com três fatores não melhora a capacidade explicativa. Estes estudos utilizam na sua maioria amostras de ações para outros mercados que não os EUA de destacar, Al-Mwalla (2012) na Jordânia, Brighi e d'Addona (2007) em Itália e, Hou, Karolyi e Kho (2011) numa amostra de quarenta e nove mercados internacionais.

Mais recentemente, a liquidez das ações é outra variável que tem sido objeto de análise da capacidade explicativa da rendibilidade das ações. Amihud e Mendelson (1986) são dos primeiros a estudar o efeito da liquidez e a estabelecerem uma relação positiva (negativa) entre a iliquidez (liquidez) das ações e a rendibilidade. Acharya e Pedersen (2005) confirmam o efeito da liquidez na explicação da rendibilidade das ações no mercado dos EUA. Mas, estudos com amostras de outros países que não dos EUA, em especial de mercados emergentes, não são unânimes nas conclusões. Muitos estudos confirmam uma relação positiva e não negativa entre liquidez e rendibilidade (Nguyen &

Puri, 2009; Vo & Batten, 2010). Outros, mas em menor número, não encontram qualquer evidência empírica da relação entre rentabilidade e liquidez (Vieira & Milach, 2008). Aliados aos resultados contraditórios dos vários estudos empíricos, acrescenta-se as diferentes metodologias utilizadas bem como a utilização de diferentes *proxies* de liquidez. Keene e Peterson (2007) incluem o fator liquidez no modelo de quatro fatores de Carhart (1997) e concluem pela capacidade explicativa deste modelo com cinco fatores de risco.

A terceira controvérsia na explicação da rentabilidade das ações relaciona-se com o pressuposto da teoria de gestão de carteiras. A diversificação permite eliminar o risco idiossincrático, pelo que, nos modelos de avaliação dos ativos, não existe qualquer prémio de risco idiossincrático. No entanto, a realidade é diferente, os investidores não detêm carteiras diversificadas, possuindo carteiras com um número de ações inferior ao necessário para eliminar o risco idiossincrático (Campbell, Lettau, Malkiel & Xu, 2001; Goetzmann & Kumar, 2008). Paralelamente a este facto, a volatilidade idiossincrática tem aumentado ao longo do tempo, não só no mercado dos EUA (Brandt, Brav, Graham & Kumar, 2010) mas também em outros mercados (Kearney & Poti, 2008).

Do anteriormente exposto, o risco idiossincrático apresenta cada vez mais interesse na investigação empírica sobre a avaliação dos ativos. Deste modo, surgem estudos que analisam a relação entre risco idiossincrático e a rentabilidade assim como a existência de um prémio de risco idiossincrático na explicação da rentabilidade das ações, de destacar, Boyle, Garlappi, Uppal e Wang (2012) e, Fu (2009). Mas, e segundo Fu e Schute (2010) o número de estudos que encontram evidência empírica da relação positiva entre risco idiossincrático e rentabilidade são em número quase idêntico aos estudos que encontram evidência empírica de não existir uma relação positiva mas sim negativa entre risco idiossincrático e rentabilidade e ou, esta relação não existir.

1.2. Questões de Pesquisa e Objetivos

Um dos principais objetivos da teoria financeira moderna é identificar os riscos que condicionam os preços das ações e, conseqüentemente a rentabilidade esperada. Estudar o *tradeoff* risco/rentabilidade é um dos maiores desafios do investigador em finanças. O objetivo desta tese é analisar a existência de fatores de risco explicativos da rentabilidade

de carteiras de ações cotadas em países da Europa, pertencentes à União Europeia e à moeda única. A amostra inclui ações cotadas em cinco países: Alemanha e França, mercados de maior dimensão e, Itália, Espanha e Portugal, mercados do sul da Europa de menor dimensão.

Os modelos de avaliação dos ativos incluem os métodos quantitativos conjuntamente com os métodos científicos e, explicam a rendibilidade em função das variáveis relevantes que determinam a relação funcional entre estas. Um modelo nunca é considerado totalmente novo, pois é sempre uma evolução dos modelos e estudos empíricos anteriores. Assim, a escolha dos fatores de risco analisados, são aqueles que são utilizados em estudos anteriores, pelo que a análise a desenvolver para atingir o objetivo acima exposto, segue os trabalhos empíricos existentes, que são analisados na secção da revisão da literatura de cada um dos três capítulos seguintes. Analisa-se seis fatores de risco, são eles: mercado, dimensão, valor, momento, liquidez e risco idiossincrático, com o objetivo de identificar aqueles que apresentam capacidade explicativa da rendibilidade de carteiras de ações no mercado da Europa. Estes fatores de risco são incluídos gradualmente nos modelos: (1) modelo CAPM com um fator de risco, (2) modelo de três fatores de Fama e French (1993), (3) modelo de quatro fatores de Carhart (1997), (4) modelo de cinco fatores de risco, o fator liquidez e os quatro fatores do modelo de Carhart e, (5) modelo de seis fatores de risco, o fator de risco idiossincrático e os cinco fatores do modelo anterior. Os modelos testados são sujeitos a uma análise condicional em função da evolução da situação económica, através das *proxies*, evolução do mercado e evolução do ciclo de negócios.

Os índices bolsistas e a rendibilidade de mercado são o indicador da evolução do mercado acionista, que são um reflexo da situação económica do país e/ou da economia mundial. Ciclos de contração económica, refletidos nas taxas de crescimento do produto interno bruto, provocam o agravamento da situação financeira das empresas e uma diminuição do nível de confiança dos consumidores e investidores. Nestes períodos, os resultados das empresas são abaixo do esperado, provocando o sentimento de instabilidade no investidor, com reflexo negativo, nas transações em bolsa e na evolução da cotação das ações. A evolução do mercado acionista é assim o reflexo da evolução do ciclo de negócios da economia. Face ao exposto, é importante realizar uma análise de robustez dos fatores de risco e dos modelos. Esta análise diferencia-se dos estudos empíricos existentes.

A importância desta temática vem reforçada pela tendência de integração dos mercados financeiros a nível mundial e a necessidade de conhecer se os fatores de risco são semelhantes nos diferentes mercados.

Os investigadores em finanças dedicam grande interesse à análise das variáveis que explicam a rentabilidade de carteiras de ações porque, principalmente a partir da década de setenta, assiste-se a um aumento da volatilidade dos mercados (Brandt *et al.*, 2010) e porque ainda não existe um modelo, de aceitação generalizada, com capacidade explicativa da rentabilidade das carteiras.

Esta tese apresenta de forma gradual, o tema em estudo. Inicia-se, no capítulo dois, com o modelo mais antigo nas finanças empresariais, o modelo CAPM. Avalia-se a capacidade explicativa do único fator de risco do modelo, o mercado e, a relação entre o coeficiente beta e a rentabilidade, se é não condicional e positiva (Fama & MacBeth, 1973), ou se, em alternativa, é condicional, positiva quando o mercado está em alta e, negativa quando o mercado está em baixa (Pettengill *et al.*, 1995). Para finalizar esta primeira abordagem, verifica-se a existência de um *tradeoff* risco/rentabilidade positivo, confirmada por Pettengill *et al.* (1995).

Como anteriormente referido, o surgimento de estudos empíricos a constatarem que o único fator de risco do CAPM não é suficiente para explicar a rentabilidade, motivou a pesquisa de outros fatores de risco. Assim, no capítulo três analisa-se a capacidade explicativa de quatro fatores de risco (mercado, dimensão, valor e momento) e, analisa-se comparativamente os três modelos mais conhecidos nas finanças: (1) o modelo CAPM, (2) o modelo de três fatores de Fama e French (1993) e, (3) o modelo de quatro fatores de Carhart (1997). Na mesma linha da metodologia de investigação anterior, é realizada uma análise de robustez do modelo de quatro fatores de Carhart (1997). Analisa-se se o modelo de quatro fatores condicional com a evolução da situação económica, através das *proxies* evolução do mercado, em alta e em baixa e, evolução do ciclo de negócios, em expansão e em recessão. Pelo que é de nosso conhecimento, existem apenas dois estudos empíricos ao modelo de quatro fatores que analisam esta abordagem, são eles: Kassimatis (2008) no mercado Australiano em função da evolução do ciclo de negócios e Lam, Li e So (2010) no mercado de Hong Kong em função da evolução do mercado.

Mais recentemente, a investigação nesta área tem apresentado evidências de outras variáveis com capacidade explicativa da rentabilidade das ações, a liquidez e o risco

idiossincrático. No capítulo quatro, analisam-se estes dois fatores de risco. Agrega-se o fator de risco liquidez ao modelo de quatro fatores, resultando um modelo com cinco fatores de risco e posteriormente a este último modelo agrega-se o fator de risco idiossincrático resultando um modelo com seis fatores de risco. No seguimento dos objetivos das duas fases anteriores, realiza-se a análise de robustez dos modelos. Analisa-se os modelos de cinco e seis fatores de risco condicionais, com a evolução da situação económica.

A investigação desenvolvida nesta tese é relevante porque contribui para aumentar o conhecimento sobre os fatores de risco explicativos da rendibilidade de carteiras de ações, cotadas em países pertencentes à moeda única. São vários os fatores que diferenciam a análise empírica desenvolvida nesta tese dos estudos existentes, contribuindo assim para a relevância desta investigação na avaliação das ações.

Primeiro, os estudos empíricos a países da Europa ou ao mercado da Europa são praticamente inexistentes e, quando este mercado é analisado não o é isoladamente, mas é incluído numa amostra em termos de um mercado global. Não existe nenhum estudo empírico ao mercado Europeu, que inclua os cinco países da amostra (Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal). Dada a existência de poucos trabalhos empíricos com amostras destes países este estudo vai permitir conhecer o comportamento destes mercados e verificar se é idêntico ao comportamento dos restantes mercados, de maior dimensão, nomeadamente os EUA, cujos estudos empíricos são abundantes. A análise ao mercado Europeu é importante, porque são países membros da União Europeia, integrados monetariamente, permitindo analisar o comportamento deste mercado agregado. Acrescenta-se ainda que a relevância do estudo ao mercado da Europa deve-se também à fusão da Euronext na NYSE.

Segundo, o mercado de ações Europeu, em particular dos países analisados, apresenta características que o diferem dos mercados analisados nos trabalhos empíricos existentes. No mercado da Europa, em particular nos mercados de Itália, Espanha e Portugal, predominam empresas de pequena dimensão, comparativamente a mercados como EUA e Japão, onde predominam empresas de grande dimensão. Em média as empresas de menor dimensão apresentam coeficientes betas superiores às empresas de maior dimensão. Quando os coeficientes betas são maiores, as oscilações da rendibilidade são também superiores. A existência de comportamentos diferenciados, das ações de

empresas de maior e menor dimensão, podem condicionar os resultados obtidos na análise da relação entre beta e a rentabilidade. Acrescenta-se ainda que, se o mercado da Europa é mais volátil que os restantes mercados desenvolvidos, em especial o mercado dos EUA, para o qual existem mais estudos, é de esperar grandes oscilações na liquidez e no risco idiossincrático das ações. Por outro lado, a negociação no mercado Europeu é dominada, em grande parte pelos investidores institucionais, com comportamento que os diferenciam dos investidores individuais. Os investidores institucionais apresentam maior propensão a deterem carteiras diversificadas, pelo que é pouco relevante a existência de prémio de risco idiossincrático e, apresentam grande frequência de negociação em bolsa e grande volume de ações negociadas, com impacto na liquidez das ações.

Terceiro, são escassos os estudos empíricos relativos à capacidade explicativa da liquidez e do risco idiossincrático nos mercados de países Europeus. Lee (2011) refere que a liquidez não é analisada de forma extensiva nos mercados internacionais como é no mercado dos EUA. A análise destes fatores de risco no contexto do mercado Europeu é por isso importante. Além disso, nos períodos de evolução não favorável da rentabilidade de mercado (mercado em baixa), poderá ter impacto na liquidez e no risco idiossincrático. Um dos principais motivos que desincentiva o investimento, dos investidores e potenciais investidores, é a existência de ações com liquidez reduzida, daí a importância do estudo da liquidez. Os trabalhos empíricos ao risco idiossincrático não são conclusivos quanto à capacidade explicativa deste fator de risco. Acrescenta-se a diversidade de metodologias utilizadas para estimar o risco idiossincrático e, o facto da frequência dos dados utilizados na estimação poder afetar o efeito deste risco (Fu, 2009). A metodologia utilizada nesta tese para estimar o risco idiossincrático, através do desvio padrão dos resíduos de um modelo de cinco fatores de risco, não é utilizada em nenhum estudo empírico. Os cinco fatores devem captar a maior parte da variação da rentabilidade em excesso das ações, pelo que os resíduos do modelo não terão fontes de outras variáveis (fatores de risco) omitidas no modelo, mas apenas a componente não sistemática ou idiossincrática da rentabilidade em excesso de cada ação.

Quarto, pelo que é do nosso conhecimento não existem estudos relativos ao modelo analisado nesta tese com seis fatores de risco. Mendonça, Klotzle, Pinto e Montezano (2012) desenvolvem um modelo constituído por seis variáveis explicativas da rentabilidade das ações analisados nesta investigação, a uma amostra de ações cotadas no Brasil. Mas, a

metodologia utilizada é diferente, realizam regressões seccionais com as variáveis específicas das ações. Não se conhece também qualquer estudo relativo ao modelo de seis fatores condicional analisado nesta tese.

Quinto, o tema da presente tese apresenta interesse para um amplo conjunto de indivíduos, gestores de carteiras, gestores/administradores de empresas e investidores. O objetivo comum destes três grupos é o de reduzir o risco, prevendo o comportamento dos preços das ações.

Goyal (2012) refere que apesar de existirem grandes progressos na explicação da rendibilidade, há necessidade de sintetizar a enorme quantidade de informação. Assim, e por último, mas não menos importante, é realizada uma sistematização dos estudos empíricos anteriores.

1.3. Estrutura da Tese

Esta tese é composta por cinco capítulos e está organizada de forma progressiva em termos de conteúdos necessários para alcançar os objetivos propostos.

No capítulo um realiza-se uma introdução sobre a relevância e os objetivos da investigação.

O capítulo dois analisa a relação linear entre risco, medido pelo coeficiente beta do modelo CAPM, e a rendibilidade das ações agregadas em carteiras. Pretende-se verificar a existência de uma relação não condicional, linear e positiva entre as duas variáveis, ou se em alternativa a relação é linear e condicional, positiva quando o mercado está em alta e negativa quando o mercado está em baixa. Verifica-se se existe um *tradeoff* risco/rendibilidade positivo.

Os três modelos mais conhecidos em finanças: CAPM, modelo de três fatores de Fama e French (1993) e modelos de quatro fatores de Carhart (1997) são analisados no capítulo três, assim como a capacidade explicativa de cada um dos fatores de risco. Após a análise comparativa dos três modelos é realizada uma análise de robustez do modelo de quatro fatores de Carhart (1997) em função da evolução da situação económica.

O capítulo quatro analisa a capacidade explicativa de dois fatores de risco, liquidez e risco idiossincrático. Estes dois fatores de risco são incluídos no modelo de quatro fatores de Carhart (1997) analisado no capítulo anterior. Analisa-se um modelo com cinco fatores de risco, os quatro fatores do modelo Carhart (1997) e o fator de risco liquidez e, um modelo com seis fatores de risco que adiciona o fator de risco idiossincrático ao modelo de cinco fatores. Realiza-se uma análise de robustez aos modelos de cinco e de seis fatores condicionais com a evolução da situação económica.

Os três capítulos anteriores, capítulos dois, três e quatro, que correspondem ao desenvolvimento da tese propriamente dita, apresentam uma estrutura idêntica. Inicia-se cada um dos capítulos, secção 1, com a apresentação do tema a desenvolver. A secção 2 apresenta a revisão da literatura aos fatores de risco analisados no capítulo, à capacidade explicativa destes, assim como os modelos que são estimados com os fatores analisados. As hipóteses de pesquisa, os modelos, a definição das variáveis utilizadas, assim como a metodologia utilizada na análise empírica são apresentadas na secção 3. A secção 4 descreve a amostra. Inicialmente são apresentados os critérios de seleção da amostra e a caracterização desta. Posteriormente analisam-se os dados utilizados para a estimação dos modelos propostos, isto é, a análise estatística das carteiras que são utilizadas como variáveis explicadas (variáveis dependentes) dos modelos e, a análise estatística dos fatores de risco que são as variáveis explicativas (variáveis independentes) dos modelos. A secção 5 apresenta os resultados empíricos dos modelos propostos assim como os indicadores da qualidade do ajustamento. É realizada uma análise aos modelos e, sempre que possível de forma comparativa entre os vários modelos propostos e analisados na revisão da literatura. A secção 6 apresenta as conclusões do capítulo.

Por último, no capítulo cinco, finaliza-se a presente tese com as conclusões resultantes deste trabalho de investigação, assim como são identificadas as limitações que a análise empírica revela, seguindo-se algumas recomendações que poderão ser úteis para investigações futuras.

CAPÍTULO 2

O CAPM e a Relação (Não)Condicional entre o Coeficiente Beta e a Rendibilidade

Resumo

O principal objetivo deste capítulo é analisar a relação entre risco, medido pelo coeficiente beta, e a rendibilidade, tendo em conta a diferença entre rendibilidade em excesso de mercado positiva e negativa num mercado integrado financeiramente.

A amostra utilizada é constituída por ações de cinco países da Europa no período de fevereiro/1999 a dezembro/2009. A metodologia utilizada é a mesma de Pettengill *et al.* (1995). Na amostra a rendibilidade em excesso de mercado é negativa em mais de metade das observações mensais assim como a média da rendibilidade em excesso de mercado é negativa. Neste contexto, pretende-se verificar se os resultados são similares aos estudos empíricos existentes, face às características da amostra que a distingue dos restantes estudos.

Verifica-se que não existe uma relação não condicional positiva entre o coeficiente beta e a rendibilidade. A relação condicional entre beta e rendibilidade, positiva para mercados em alta (rendibilidade em excesso de mercado positiva) e negativa para mercados em baixa (rendibilidade em excesso de mercado negativa), constatada por vários estudos empíricos, também não é verificada na amostra analisada. No mercado da Europa e em cada um dos países analisados, verifica-se, apenas uma relação negativa e significativa entre o beta e a rendibilidade quando o mercado está em baixa.

As oscilações da rendibilidade das carteiras são maiores quando o mercado está em baixa, do que quando está em alta e, são também maiores nas carteiras constituídas por ações de betas mais elevados.

Conclui-se que, o coeficiente beta apresenta poder explicativo da rendibilidade das ações apenas quando o mercado está em baixa e que, na amostra analisada o mercado não proporciona aos investidores uma recompensa positiva pelo risco de mercado, não existe um *tradeoff* risco/rendibilidade positivo. O modelo CAPM, não condicional ou condicional, de acordo com a metodologia de Pettengill *et al.* (1995), não é um modelo adequado para explicar a rendibilidade das carteiras no mercado da Europa.

Palavras-chave:

Capital asset pricing model, beta, beta não condicional, beta condicional, rendibilidade em excesso de mercado, mercado em alta, mercado em baixa.

2.1. Introdução

A relação risco/rendibilidade é um conceito fundamental nas finanças e de grande importância para qualquer investidor e/ou gestor de carteiras. Até à década de cinquenta a rendibilidade era a única variável quantificável para selecionar os ativos, apesar do risco estar presente, ainda não existia qualquer quantificação para o mesmo. Markowitz (1952) marca o início das finanças modernas com o estudo da seleção de investimentos num contexto de incerteza, posteriormente desenvolvido por Tobin (1958). Markowitz (1952) desenvolve a sua análise em dois pressupostos: uma distribuição normal descreve a rendibilidade dos ativos e os investidores são avessos ao risco. O primeiro pressuposto faz com que duas estatísticas descrevam a distribuição da rendibilidade de um ativo (carteira): a média que mede a rendibilidade num determinado período de tempo e a variância ou desvio padrão da rendibilidade que mede o risco. O investidor seleciona a carteira que maximize o valor esperado da sua utilidade, de acordo com suas preferências ou grau de aversão ao risco. O segundo pressuposto, os investidores ao serem racionais e avessos ao risco, procuram selecionar uma carteira ótima (carteira eficiente) que proporcione a máxima rendibilidade face a um determinado nível de risco, ou em alternativa, que minimize o risco face a uma determinada rendibilidade.

Tomando como ponto de partida os trabalhos de Markowitz (1952) e Tobin (1958), surge o modelo designado na literatura anglo-saxónica por *Capital Asset Pricing Model* – *CAPM* ou Modelo de Equilíbrio dos Ativos Financeiros. Este modelo é desenvolvido originalmente por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966). O CAPM marca o nascimento da teoria da avaliação dos ativos.

O modelo CAPM considera que a rendibilidade de um ativo (carteira) é função positiva de três variáveis: (1) o coeficiente beta, medido pela covariância entre a rendibilidade do ativo (carteira) e a rendibilidade do mercado, (2) a taxa isenta de risco e, (3) a rendibilidade esperada de mercado. Considerando que as oscilações da rendibilidade do mercado são comuns a todos os ativos, a única variável que afeta a rendibilidade do ativo (carteira) é o seu coeficiente beta. O CAPM considera assim um único fator de risco, ao estabelecer uma relação linear e positiva entre a rendibilidade esperada e o coeficiente beta. O modelo CAPM é um modelo de referência na teoria de avaliação dos ativos, quer

para estimar o custo de capital de uma empresa, quer para avaliar o desempenho de um ativo ou de uma carteira.

A importância e relevância do modelo CAPM e do coeficiente beta fazem com que seja um dos modelos financeiros mais analisado empiricamente. Após o seu surgimento, vários trabalhos avaliam a sua capacidade explicativa, de destacar Black *et al.* (1972), Blume e Friend (1973) e, Fama e MacBeth (1973). Estes estudos empíricos confirmam a relação sistemática, não condicional e positiva entre o risco, medido pelo coeficiente beta, e a rentabilidade. No entanto, existe uma extensa literatura empírica a evidenciar que o coeficiente beta não apresenta capacidade explicativa da rentabilidade das ações, de destacar Lakonishok e Shapiro (1986) e, Reinganum (1981a).

Fama e French (1992) encontram uma relação não significativa entre o coeficiente beta e a rentabilidade e, em uma amostra de cinquenta anos de rentabilidades mensais de ações cotadas nos EUA e, verificam existir outras variáveis, (dimensão e *book-to-market*) que, conjuntamente com o fator de risco mercado, acrescentam capacidade explicativa à rentabilidade das ações. Concluem que o modelo CAPM não apresenta capacidade explicativa da rentabilidade das ações. Iguais conclusões são obtidas noutros estudos, que utilizam diferentes amostras temporais e espaciais, de referir Ferson e Harvey (1994) e Fletcher (2000) ambos em dezoito mercados internacionais e, Strong e Xu (1997) no Reino Unido. O estudo empírico de Fama e French (1992) marca o início da controvérsia sobre a validade do CAPM, quer na relação beta/rentabilidade, quer na capacidade explicativa do coeficiente beta na rentabilidade das ações.

Pettengill *et al.* (1995) propõem uma explicação para a relação fraca entre o coeficiente beta e a rentabilidade. Argumentam que é necessário ajustar a metodologia estatística utilizada para avaliar a relação beta/rentabilidade. O modelo CAPM é estimado com rentabilidades realizadas como *proxies* das rentabilidades esperadas, no entanto, é provável que a rentabilidade em excesso de mercado seja negativa em alguns períodos da amostra. Quando a rentabilidade de mercado é inferior à rentabilidade do ativo isento de risco (rentabilidade em excesso de mercado negativa) a relação entre o coeficiente beta e a rentabilidade é negativa e não positiva. Assim, quando a rentabilidade em excesso de mercado (diferença entre a rentabilidade de mercado e a rentabilidade do ativo isento de risco) é negativa (mercado em baixa), verifica-se um *tradeoff* risco/rentabilidade negativo, consequentemente ativos com betas mais elevados proporcionam rentabilidades mais

baixas que ativos com betas mais baixos. Pettengill *et al.* (1995) analisam a relação condicional entre o coeficiente beta e a rendibilidade, separando períodos de rendibilidade em excesso de mercado positivos e negativos. Os autores utilizam uma amostra de ações cotadas nos EUA, no período de 1936 a 1990 e confirmam a relação condicional entre o coeficiente beta e a rendibilidade, uma relação positiva quando o mercado está em alta e negativa quando o mercado está em baixa.

Após o artigo de Pettengill *et al.* (1995) vários estudos utilizam a metodologia dos autores para testar a relação condicional entre beta e rendibilidade e confirmam os resultados destes, de destacar, Fletcher (2000), Hung, Shackleton e Xu (2004) e Jianhua e Wihlborg (2010). No entanto, ainda não existe um consenso sobre o poder explicativo do beta condicional na rendibilidade das ações. Lewellen e Nagel (2006) e Durand *et al.* (2011) constatam que o beta condicional apresenta uma capacidade explicativa fraca tal como o beta não condicional.

O primeiro objetivo deste capítulo é analisar a relação linear entre o coeficiente beta e a rendibilidade e, verificar se esta relação é não condicional ou condicional com a evolução do mercado. Verifica-se se existe uma relação não condicional, positiva entre o coeficiente beta e a rendibilidade, ou se, em alternativa, existe uma relação condicional, positiva quando o mercado está em alta (rendibilidade em excesso de mercado positiva) e, negativa quando o mercado está em baixa (rendibilidade em excesso de mercado negativa). Estudos posteriores ao CAPM consideram que ações com betas mais elevados proporcionam rendibilidades mais elevadas apenas quando a rendibilidade em excesso de mercado é positiva. Se a rendibilidade em excesso de mercado é negativa, ações com betas mais elevados proporcionam rendibilidades mais baixas, a que Pettengill *et al.* (1995) chamou de relação condicional *ex-post* entre beta e rendibilidade. O segundo objetivo é verificar se quando o mercado está em baixa as ações com betas mais elevados proporcionam rendibilidades mais baixas que as ações com betas menores. Inversamente, quando o mercado está em alta verifica-se se as ações com betas mais elevados proporcionam rendibilidades mais elevadas que as ações com betas menores. Do primeiro e segundo objetivo, surge um terceiro objetivo, analisar se existe um *tradeoff* risco/rendibilidade.

A análise empírica é realizada para o mercado da Europa, constituída por cinco países pertencentes à União Europeia e à moeda única, são eles: Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal e, é também realizada uma análise individual para Alemanha, França e Itália. É opção não analisar individualmente os mercados de Espanha e Portugal, por apresentarem uma amostra reduzida, de 663 e 269 ações respetivamente, comparativamente aos restantes países. São vários os fatores da relevância da análise individual a cada um dos países e ao mercado agregado da Europa. Primeiro verificar se o coeficiente beta apresenta comportamento idêntico, ou se apresenta especificidades em cada um dos mercados analisados. A opção pela análise agregada dos cinco mercados da Europa é importante, porque são países membros da União Europeia, integrados monetariamente, permitindo comparar o comportamento deste mercado agregado relativamente a cada um dos países individualmente. Por último, mas não menos importante, a existência de poucos estudos empíricos com amostra destes países vai permitir conhecer o comportamento destes mercados e verificar se é idêntico ao comportamento dos restantes mercados, de maior dimensão, nomeadamente os EUA, para o qual os trabalhos empíricos são abundantes. Esta investigação é importante devido à fusão da Euronext na NYSE e à globalização económica e consequente integração entre os mercados, que torna possível estratégias de investimento diversificadas internacionalmente, pelo que é essencial conhecer se o comportamento dos mercados é idêntico.

Existem vários fatores que diferenciam a análise empírica desenvolvida neste capítulo dos estudos empíricos existentes. Primeiro, os mercados de ações dos países da amostra apresentam características diferentes dos mercados analisados nos estudos existentes. No mercado da Europa, em particular nos mercados de Itália, Espanha e Portugal, predominam empresas de pequena dimensão, comparativamente aos mercados dos estudos existentes, como EUA, onde predominam empresas de grande dimensão. Em média os coeficientes betas das empresas de menor dimensão são superiores aos coeficientes betas das empresas de maior dimensão. Assim, se os coeficientes betas das empresas de menor dimensão são maiores, as oscilações de rendibilidade das ações também são superiores e, podem apresentar comportamento diferente das ações de empresas de maior dimensão que apresentam coeficientes betas menores.

Segundo, os estudos empíricos para países da Europa ou ao mercado da Europa são praticamente inexistentes e quando este mercado é analisado não o é isoladamente, mas é incluído numa amostra em termos de um mercado global (Fletcher, 2000; Ferson & Harvey, 1994).

Terceiro, o período temporal analisado apresenta uma evolução que difere dos estudos empíricos existentes. A rendibilidade média em excesso de mercado é negativa, característica que poderá condicionar os resultados obtidos. Pensa-se que o único estudo empírico que utiliza uma amostra com as mesmas características é realizado por Theriou, Aggelidis, Maditinos e Ševic (2010) no mercado da Grécia.

Face ao exposto, neste capítulo pretende-se analisar no mercado integrado da Europa, a capacidade explicativa do coeficiente beta na rendibilidade das ações. Neste contexto, comparam-se os resultados obtidos com os apresentados em estudos anteriores. Para alcançar este objetivo é estudada a relação não condicional e condicional entre o coeficiente beta e a rendibilidade das ações, assim como a existência de um *tradeoff* risco/rendibilidade positivo, entre Fevereiro de 1999 a Dezembro de 2009 utilizando a metodologia de Pettengill *et al.* (1995).

Este capítulo está organizado da seguinte forma. Na próxima secção é apresentada a revisão da literatura sobre a relação entre o coeficiente beta e a rendibilidade. A secção 2.3 apresenta a metodologia utilizada na pesquisa. A descrição da amostra utilizada neste estudo é apresentada na secção 2.4. A secção 2.5 apresenta e discute os resultados empíricos. As conclusões finais são apresentadas na secção 2.6.

2.2. Revisão da Literatura

O CAPM é um modelo de equilíbrio que considera um único fator de risco na explicação da rendibilidade das ações, estabelece uma relação linear e positiva entre o coeficiente beta e a rendibilidade esperada de um ativo e, é um modelo de um período e *ex-ante*. Mas como as rendibilidades *ex-ante* são inobserváveis, os investigadores utilizam rendibilidades *ex-post*.

Os estudos empíricos à capacidade explicativa do coeficiente beta baseiam-se quase todos em uma metodologia muito parecida, desenvolvida por Fama e MacBeth (1973). A metodologia é definida em três fases, a que correspondem três subperíodos da amostra. Na primeira fase, são constituídas as carteiras com base na ordenação crescente dos coeficientes betas das ações, estimados com o primeiro período da amostra e com base no modelo de mercado. Este modelo estabelece uma relação linear entre a rendibilidade de um ativo e a rendibilidade de mercado, representado pela seguinte equação:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.1)$$

Em que: $R_{i,t}$ é a rendibilidade do ativo i no período t , $R_{m,t}$ é a rendibilidade do mercado no período t , α_i e β_i são os parâmetros constantes específicos do ativo i e $\varepsilon_{i,t}$ é uma perturbação aleatória do modelo de mercado referente ao ativo i no período t . O β_i representa o coeficiente beta do ativo i .

Na segunda fase, com o segundo período da amostra, são estimados os coeficientes betas das carteiras constituídas na primeira fase. Na terceira fase, os coeficientes betas das carteiras estimados na fase anterior são utilizados como variável explicativa em uma regressão seccional, representada pela seguinte equação:

$$R_{j,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{j,t-1} + \varepsilon_j \quad (2.2)$$

Em que: o índice j representa a carteira j , $\beta_{j,t-1}$ é o coeficiente beta da carteira estimado no período anterior e os γ_0 e γ_1 são os parâmetros do modelo, as restantes variáveis apresentam o significado já conhecido.

O coeficiente γ_0 é a rendibilidade esperada de uma carteira com beta zero. O coeficiente γ_1 representa o prémio de risco, que deve ser estatisticamente diferente de zero e positivo para confirmar a relação sistemática e positiva entre a rendibilidade e o coeficiente beta.

Vários foram os autores a avaliar o desempenho do CAPM, nomeadamente, Black *et al.* (1972), Blume e Friend (1973) e, Miller e Scholes (1972) e, concluem pela capacidade explicativa do modelo.

Miller e Scholes (1972) destacam alguns problemas estatísticos quando se testa o modelo CAPM utilizando ativos individuais. A maioria dos estudos posteriores para superar este problema utiliza carteiras e não ações individuais. Black *et al.* (1972), Blume (1970) e, Friend e Blume (1970), analisam carteiras e não ações individuais por vários motivos. Primeiro, as estimativas dos betas das ações são mais imprecisas, o que cria erros de mensuração quando são usadas para explicar as rendibilidades médias. Segundo, os resíduos da regressão apresentam fontes comuns de variação sobre as rendibilidades. Terceiro, as estimativas dos betas das carteiras são mais precisas e próximas do beta real que os betas das ações individuais (Blume, 1970). No entanto a utilização de carteiras em regressões temporais, provoca a redução da amplitude dos betas e do poder estatístico.

Black *et al.* (1972) realizam regressões seccionais do modelo definido na equação (2.2) numa amostra de todas as ações cotadas na NYSE entre 1931 a 1965. Constatam que o coeficiente γ_0 é estatisticamente diferente da rendibilidade do ativo isento de risco e que γ_1 evidenciava ser superior ao prémio de risco de mercado previsto no modelo CAPM. Verificam que quando o coeficiente beta é superior a um, a constante tende a ser negativa e, inversamente, quando o coeficiente beta é inferior a um, a constante tende a ser positiva.

Black *et al.* (1972) referem que os resultados obtidos podem ser explicados de dois modos. Um motivo pode ser devido a erros que poderão ter surgido da especificação e medição da *proxy* da carteira de mercado. Um outro motivo está relacionado com um dos pressupostos do modelo, que os investidores podem emprestar e pedir emprestado à mesma taxa isenta de risco, o que na realidade não se verifica. No entanto Black *et al.* (1972) confirmam a capacidade explicativa do modelo CAPM.

Fama e MacBeth (1973) utilizam uma amostra de rendibilidades mensais de todas as ações cotadas na NYSE, incluindo empresas do setor financeiro, entre janeiro/1926 a junho/1968, para analisar três hipóteses: (1) a relação sistemática e linear entre a rendibilidade esperada de uma ação e o seu coeficiente beta, (2) se o coeficiente beta for a única medida de risco, então não existem outros fatores de risco que expliquem a rendibilidade das ações e, (3) como os investidores são avessos ao risco, quanto maior o risco, maior será a rendibilidade. Se as duas primeiras hipóteses não forem verificadas, algumas ações estão sistematicamente subavaliadas ou sobre avaliadas com relação às rendibilidades do modelo CAPM. Para testar as hipóteses definidas realizam-se regressões usando dados seccionais para períodos de quatro anos representadas pela seguinte equação:

$$R_{j,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} \beta_{j,t-1} + \gamma_{2,t} \beta_{j,t-1}^2 + \gamma_{3,t} s_{j,t-1} + \varepsilon_j \quad (2.3)$$

Em que: $\beta_{j,t-1}$ representa o risco sistemático, $s_{j,t-1}$ representa o risco não sistemático medido pelo desvio padrão dos resíduos da equação do CAPM e, as restantes variáveis apresentam o significado já conhecido.

Os autores estimam outros modelos que são combinações da equação (2.3), suprimindo uma ou mais variáveis explicativas (β , β^2 e s) no modelo. A variável explicativa β^2 tinha o objetivo de testar a primeira hipótese. O desvio padrão dos resíduos da equação do modelo CAPM (s) tinha o objetivo de testar a segunda hipótese. Os autores confirmam as três hipóteses formuladas e concluem que: (1) existe um *tradeoff* risco/rendibilidade, (2) não existe uma relação linear entre a rendibilidade e o coeficiente beta, mas os efeitos desta relação são nulos e imprevisíveis, daí não rejeitar a hipótese de linearidade e (3) não existe outra medida de risco, além do coeficiente beta que influencie a rendibilidade das ações.

A metodologia de Fama e MacBeth (1973) é utilizada por Chan e Lakonishok (1993) a uma amostra de ações cotadas nos EUA entre 1926 a 1991. Constatam, no primeiro período da amostra (1926 a 1982) uma relação positiva e linear entre o coeficiente beta e a rendibilidade, enquanto que, no segundo período da amostra (1982 a 1991) as carteiras com betas mais baixos proporcionam rendibilidades superiores às carteiras com o coeficiente beta mais elevado. Chan e Lakonishok (1993) concluem que o coeficiente beta é uma medida de risco importante em situações de rendibilidade de mercado negativa. Referem que, outros fatores de risco devem ser incluídos para explicar a rendibilidade das ações. Para os autores os resultados encontrados nos estudos empíricos sobre esta temática dependem: do período de análise, da *proxy* utilizada para a rendibilidade de mercado, da periodicidade da amostra, dos testes estatísticos e nível de significância estatística utilizada.

Até finais da década de setenta, os estudos empíricos realizados eram favoráveis à capacidade explicativa do coeficiente beta como medida de risco. Mas, na década de oitenta, surgem muitos estudos que questionam a capacidade explicativa do CAPM e, nalguns casos, prenunciam-se sobre a morte do coeficiente beta como medida de risco das ações.

Reinganum (1981a) utiliza a metodologia de Fama e MacBeth (1973) e três *proxies* da carteira de mercado para o cálculo dos betas das ações a uma amostra de rendibilidades diárias de todas as ações cotadas na NYSE e AMEX entre 1964 a 1979. Reinganum (1981a) encontra evidências de que a rendibilidade das carteiras com betas baixos, proporcionam rendibilidades superiores às carteiras com betas elevados. Resultado que é confirmado na utilização de três *proxies* da carteira de mercado e na utilização de rendibilidades mensais. Conclui que as variações nos coeficientes betas não estão relacionadas com variações nas rendibilidades e que o prêmio de risco associado ao coeficiente beta é irrelevante.

Para Friend e Westerfield (1981) a utilização de carteiras de mercado constituídas apenas por ações, pode ser um dos fatores que origina a rejeição do modelo CAPM. Assim, testam este modelo com uma *proxy* da carteira de mercado constituída não apenas por ações como era usual em estudos empíricos.¹ Nos cinco períodos em análise, constatam que os resultados são inconsistentes entre períodos. O parâmetro associado ao coeficiente beta não apresenta sempre valores positivos, nalguns períodos assume valores negativos. O parâmetro associado à variância da rendibilidade das ações assume sempre valores positivos, pelo que esta variável, é uma medida útil do risco e mais consistente ao longo da amostra que o coeficiente beta. Face aos resultados encontrados, Friend e Westerfield (1981), desenvolvem a mesma metodologia só que em vez de ações individuais utilizam carteiras de ações e constatam que as duas variáveis explicativas propostas no modelo não são estatisticamente significativas na explicação da rendibilidade.

Tinic e West (1984) constatam para uma amostra de ações cotadas nos EUA no período de 1935 a 1982 que a relação positiva entre o coeficiente beta e a rendibilidade só é verificada no mês de janeiro, por ser o único mês em todo o período da amostra que a rendibilidade em excesso de mercado é positiva. Quando excluem da amostra este mês, verificam que o coeficiente beta não é estatisticamente diferente de zero. Os autores rejeitam, a validade do CAPM e, do coeficiente beta como medida de risco na explicação da rendibilidade.

¹ A *proxy* da carteira de mercado é obtida de uma média ponderada de 60% de ações, 30% de títulos da dívida de empresas privadas e 10% de ativos do governo dos EUA. O modelo testado apresenta o excesso da rendibilidade média mensal das ações como variável dependente e, o coeficiente beta (estimado pelo modelo de mercado com 60 meses de observações mensais) e a variância da rendibilidade das ações como variáveis independentes. Estimam cinco regressões do modelo, cada uma com 60 meses de observações mensais até englobar a totalidade da amostra, de 1952 a 1976.

Lakonishok e Shapiro (1986) aplicam uma metodologia semelhante à de Fama e MacBeth (1973) a uma amostra constituída por todas as ações cotadas na NYSE no período de 1954 a 1981, agrupadas em oitenta carteiras.² Concluem que, o coeficiente beta e o desvio padrão dos resíduos do modelo de mercado, não explicam a variação seccional da rendibilidade das ações. A única variável explicativa da rendibilidade das ações é a dimensão. Mas, quando é excluído da amostra o mês de janeiro, a variável dimensão perde significância estatística.

A metodologia de Fama e MacBeth (1973) é aplicada por Isakov (1999) a uma amostra de ações cotadas no mercado da Suíça entre janeiro/1973 a abril/1991. Não encontra capacidade explicativa do coeficiente beta, porque na maioria dos períodos da amostra a rendibilidade em excesso de mercado não é significativamente diferente de zero. Para ultrapassar este inconveniente o autor realiza a sua análise em dois períodos, quando a rendibilidade em excesso de mercado é positiva e negativa e, os resultados são favoráveis ao coeficiente beta como medida de risco.

Face às evidências empíricas não favoráveis ao CAPM, Grinold (1993) apresenta dois motivos para defender que, independentemente da validade ou não deste modelo, o coeficiente beta como medida de risco é útil. Primeiro, o coeficiente apresenta capacidade em mensurar o risco sistemático. Segundo, o coeficiente beta é uma medida de risco eficiente em situações de rendibilidades negativas. Para explicar situações de rendibilidades positivas deve-se conjugar outros fatores adicionais de risco, como a dimensão e o rácio *book-to-market*.

Pettengill *et al.* (1995) argumentam que o modelo CAPM para ser válido tem que verificar três pressupostos. Primeiro, a rendibilidade esperada para o mercado deve ser superior à rendibilidade do ativo isento de risco, caso contrário, todos os indivíduos investem neste ativo. A diferença entre a rendibilidade de mercado e a rendibilidade do ativo isento de risco deve ser positiva e a rendibilidade esperada para qualquer carteira é função positiva do seu coeficiente beta. Segundo, se os investidores tiverem a certeza que a rendibilidade de mercado é superior à rendibilidade do ativo isento de risco, então nenhum indivíduo investe neste ativo. Terceiro e último pressuposto, carteiras com coeficientes betas mais elevados, apresentam risco mais elevado e devem ter rendibilidades mais

² As carteiras são constituídas com base em três critérios de ordenações diferentes, da intercessão 5×4×4. Primeiro são constituídas cinco carteiras com base na ordenação crescente da dimensão da empresa, posteriormente cada uma destas cinco carteiras são divididas em quatro com base no coeficiente beta de cada ação (estimado pelo modelo de mercado), e por fim, cada uma das vinte carteiras são divididas em quatro com base no desvio padrão dos resíduos do modelo de mercado.

elevadas, caso contrário, nenhum indivíduo investe numa carteira com um baixo coeficiente beta. O modelo assume assim duas hipóteses: (1) a existência de um *tradeoff* risco/rendibilidade positivo e (2) carteiras com coeficientes betas mais elevados apresentam rendibilidades esperadas mais elevadas que carteiras com coeficientes betas mais baixos. Estas duas hipóteses só se verificam se a rendibilidade de mercado é superior à rendibilidade do ativo isento de risco. No caso da rendibilidade do mercado ser inferior à rendibilidade do ativo isento de risco (rendibilidade em excesso de mercado negativa ou mercado em baixa), o prémio de risco de mercado é negativo. Consequentemente existe uma relação inversa entre o coeficiente beta e a rendibilidade esperada, pelo que carteiras com betas elevados proporcionam rendibilidades esperadas mais baixas que carteiras com betas baixos.

Pettengill *et al.* (1995) defendem que a metodologia de Fama e MacBeth (1973) serve para testar a utilidade do coeficiente beta como medida de risco, mas não para testar a validade do modelo CAPM. Os autores adaptam a metodologia de Fama e MacBeth (1973) para testar: (1) a relação sistemática e condicional entre o coeficiente beta e a rendibilidade e (2) o *tradeoff* positivo entre beta e rendibilidade. A amostra utilizada é constituída por rendibilidades mensais de ações cotadas nos EUA entre janeiro/1926 a dezembro/1990.

Pettengill *et al.* (1995) estimam modelos usando dados seccionais representados pela seguinte equação:

$$R_{j,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} D_t \beta_{j,t-1} + \gamma_{2,t} (1-D_t) \beta_{j,t-1} + \varepsilon_{j,t} \quad (2.4)$$

Em que: a variável D_t , assume o valor de: 1 se a rendibilidade em excesso de mercado é positiva (mercado em alta) e, o valor de 0 se a rendibilidade em excesso de mercado é negativa (mercado em baixa). As restantes variáveis apresentam o significado já conhecido.

Pettengill *et al.* (1995) estimam o modelo para o período total da amostra e para três subperíodos, com o objetivo de verificar se os resultados são consistentes entre períodos. Os autores não confirmam a relação sistemática e não condicional entre o coeficiente beta e a rendibilidade, existe uma relação fraca entre as duas variáveis e inconsistente entre períodos. Constatam a existência de uma relação entre beta e rendibilidade, mas

condicional, uma relação positiva quando o mercado está em alta (rendibilidade em excesso de mercado positiva) e, uma relação negativa quando o mercado está em baixa (rendibilidade em excesso de mercado negativa). Os autores concluem que existe um *tradeoff* positivo entre beta e rendibilidade.

Após o trabalho de Pettengill *et al.* (1995) vários estudos utilizam a metodologia dos autores para testar a relação condicional entre beta e rendibilidade. Estudos com amostras de diferentes mercados confirmam os resultados de Pettengill *et al.* (1995), de destacar: Crombez e Bennet (2000) no mercado Belga, Elsas, *et al.* (2003) no mercado Alemão, Fletcher (2000) em dezoito mercados desenvolvidos,³ Hung *et al.* (2004) no Reino Unido, Jagannathan e Wang (1996) no mercado dos EUA e, Jianhua e Wihlborg (2010) em seis mercados emergentes da Europa. No entanto, ainda não existe um consenso sobre o poder explicativo do beta condicional na rendibilidade das ações. Lewellen e Nagel (2006) constatam existir fatores de risco (momento e valor) explicativos da rendibilidade das ações mas, não o coeficiente beta. Verificam também que o beta condicional apresenta uma capacidade explicativa fraca tal como o beta não condicional. Durand *et al.* (2011) utilizam diferentes *proxies* de rendibilidade em excesso de mercado para analisar o modelo de Pettengill *et al.* (1995) numa amostra de mercados emergentes do Pacífico e constatam que em apenas uma das *proxies* existe evidência estatística para apoiar o beta condicional.

Grundy e Malkiel (1996) utilizam uma amostra de ações, com treze períodos de queda de mercado entre 1968 a 1992. Constatam uma relação linear entre o coeficiente beta e a rendibilidade e, em todos os períodos da amostra as carteiras com beta mais elevado obtêm rendibilidades inferiores às carteiras com betas mais baixos. Concluem que o coeficiente beta é uma média adequada de risco porque, para os investidores é mais útil um indicador em situações de mercado em baixa, do que em situações contrárias, daí a utilidade do coeficiente beta.

Os resultados obtidos por Pettengill *et al.* (1995) são confirmados por Hung *et al.* (2004) numa amostra de ações do Reino Unido. O coeficiente beta é estatisticamente significativo na explicação das rendibilidades seccionais mesmo após a introdução na regressão dos dois fatores de risco, a dimensão e o valor.

³ Os dezoito mercados desenvolvidos incluem os países da Alemanha, França, Itália e Espanha, no período de janeiro/1970 a julho/1998.

Crombez e Vennet (2000) verificam no mercado da Bélgica no período de 1990 a 1996 que o coeficiente beta apresenta capacidade explicativa quer quando o mercado está em alta, quer quando o mercado está em baixa. Para corroborar os resultados encontrados utilizam diferentes *proxies* de rendibilidade de mercado para estimar os coeficientes betas e, quatro *proxies* de mercado em alta e em baixa.⁴

Sandoval e Saens (2004) aplicam a metodologia de Pettengill *et al.* (1995) a uma amostra de ações pertencentes a quatro mercados da América Latina (Argentina, Brasil, Chile e México) entre 1995 a 2002. Verificam que o CAPM condicional apresenta capacidade explicativa, mesmo após a inclusão para além do coeficiente beta de outros fatores de risco como a dimensão, o *book-to-market* e o momento.

Tang e Shum (2004) verificam existir uma relação significativa, embora não muito elevada, entre beta e rendibilidade no mercado de Singapura no período de 1986 a 1998. No entanto, quando a relação entre as duas variáveis é analisada através de uma relação condicional, negativa para mercado em baixa e positiva para mercado em alta, o poder explicativo aumenta substancialmente (em aproximadamente 100 vezes).

Considerando uma amostra de ações pertencentes a seis países emergentes da Europa⁵, Jianhua e Wihlborg (2010) constataam que o coeficiente beta condicional pode continuar a ser utilizado como medida de risco. Iguais conclusões obtêm Abbas, Ayub, Sargana e Saeed. (2011) para uma amostra de ações de mercados emergentes e, concluem que existem várias verificações empíricas favoráveis à existência de dois betas, com base em amostra de diferentes países, em especial de países pertencentes a mercados emergentes.

Estudos recentes, com amostra de diferentes mercados, são favoráveis ao coeficiente beta como medida de risco sistemático, ao constatarem uma relação sistemática e condicional, positiva para mercado em alta e negativa para mercado em baixa, entre o coeficiente beta e a rendibilidade. Destaca-se Cotter *et al.* (2014) e Morelli (2011) ambos no mercado do Reino Unido, Nimal e Fernando (2013) em dois mercados, do Japão

⁴ As quatro *proxies* utilizadas para mercado em alta (em baixa) são: (1) a rendibilidade de mercado é superior (inferior) a zero, (2) a rendibilidade de mercado é superior (inferior) à rendibilidade média de mercado positiva (negativa), (3) a rendibilidade de mercado é superior (inferior) à rendibilidade média de mercado positiva (negativa) deduzido (acrescido) do produto de 0,5 com o desvio padrão da rendibilidade de mercado e, (4) a rendibilidade de mercado é superior (inferior) à rendibilidade média de mercado positiva (negativa) deduzido (acrescido) do produto de 0,75 com o desvio padrão da rendibilidade de mercado.

⁵ Os seis mercados emergentes da Europa são: Chipre, República Checa, Grécia, Hungria, Polónia e, Turquia.

(mercado desenvolvido) e do Sri Lanka (mercado emergente) e, Theriou *et al.* (2010) no mercado da Grécia.

Cenesizoglu e Reeves (2013) utilizam um modelo com três variáveis explicativas, beta de curto, beta de médio e beta de longo prazo.⁶ Com as três medidas de risco verificam que o CAPM condicional apresenta o mesmo poder explicativo da rentabilidade que o modelo de três fatores de Fama e French (1993). Alterações mais imediatas no risco, como alterações na composição da carteira são capturadas pelo beta de curto prazo e fatores que alteram mais lentamente são capturados pela beta de médio e longo prazo.

Contrariamente aos estudos anteriores, Lewellen e Nagel (2006) constatam que o coeficiente beta não é uma medida adequada na explicação da rentabilidade das ações e que o coeficiente beta condicional apresenta uma capacidade explicativa fraca tal como o beta não condicional. Verificam que os fatores de risco momento e valor são importantes na explicação da rentabilidade das ações. Abdullah, Al-Jafari, Tai e Ahmad (2011) numa amostra de ações do Kuwait no período de junho/2001 a outubro/2009 aplicam a metodologia de Pettengill *et al.* (1995). Na amostra constatam que o coeficiente beta não apresenta poder explicativo em situações de rentabilidade em excesso de mercado negativa, e que, o modelo CAPM não apresenta poder explicativo no mercado do Kuwait.

2.3. Metodologia

No modelo CAPM, a relação entre o coeficiente beta e a rentabilidade das ações, é linear e positiva. Fama e MacBeth (1973) utilizam uma metodologia em que os coeficientes betas de um período são utilizados para prever as rentabilidades do período seguinte. Os resultados empíricos confirmam a existência de um *tradeoff* risco/rentabilidade e, de uma relação não condicional entre o coeficiente beta e a rentabilidade das ações.

⁶ Os betas são calculados: (1) o de curto prazo com base nas rentabilidades diárias do ano anterior, (2) o de médio prazo com base nas rentabilidades diárias dos últimos cinco anos e (3) o de longo prazo com base nas rentabilidades diárias dos últimos dez anos.

Mais tarde, Pettengill *et al.* (1995) defendem a necessidade de ajustar a metodologia dos autores anteriores por dois motivos. Primeiro, o modelo CAPM é especificado para rendibilidades esperadas e a verificação empírica é com base em rendibilidades efetivas. O segundo motivo, deriva do primeiro, não é de esperar em todos os períodos que a rendibilidade de mercado seja superior à rendibilidade do ativo isento de risco. Pettengill *et al.* (1995) verificam que a relação entre o coeficiente beta e a rendibilidade é condicional, positiva quando a rendibilidade de mercado é superior à rendibilidade do ativo isento de risco e negativa na situação inversa.

O objetivo deste capítulo é analisar a relação não condicional e a relação condicional entre o coeficiente beta e a rendibilidade das ações em cinco países da Europa, pertencentes à União Europeia. A amostra inclui ações cotadas nos mercados da Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal, países pertencentes à moeda única, uns mercados de menor dimensão, os países pertencentes ao sul da Europa (Itália, Espanha e Portugal) e os outros mercados de maior dimensão (Alemanha e França). É desenvolvida uma análise individual para cada um dos países e uma análise ao mercado Europeu, constituído pelos cinco países. A integração da Euronext na NYSE, torna mais fácil estratégias de investimentos diversificadas internacionalmente, sendo crucial conhecer se o comportamento dos mercados é idêntico.

Para analisar o modelo CAPM com beta, não condicional e condicional, a nível dos cinco países da Europa, são utilizados os dados agregados em vinte e cinco carteiras no período de fevereiro/1999 a dezembro/2009. Para alcançar este objetivo, são enunciadas as seguintes hipóteses de pesquisa:

- H₁: Existe uma relação sistemática e não condicional positiva entre o coeficiente beta e a rendibilidade das ações, no mercado Europeu e em cada um dos países analisados individualmente pertencentes à moeda única.
- H₂: Existe uma relação sistemática entre o coeficiente beta e a rendibilidade, mas condicional, positiva quando a rendibilidade em excesso de mercado é positiva (mercado em alta) e negativa quando a rendibilidade em excesso de mercado é negativa (mercado em baixa), no mercado Europeu e em cada um dos países analisados individualmente pertencentes à moeda única.

H₃: Existe um *tradeoff* risco/rendibilidade positivo no mercado Europeu e em cada um dos países analisados individualmente pertencentes à moeda única.

A análise desenvolvida pretende testar as hipóteses enunciadas e constatar se os resultados são semelhantes aos estudos realizados com amostras de diferentes países.

A metodologia utilizada é a mesma de Pettengill *et al.* (1995). Esta metodologia é definida em três fases a que correspondem três subperíodos da amostra.

Na primeira fase, com um primeiro subperíodo da amostra, são estimados os coeficientes betas das ações, com base no modelo de mercado (equação 2.1). As ações são ordenadas por ordem crescente deste coeficiente para a constituição das carteiras. A opção é constituir um número de carteiras idêntico nas diferentes metodologias de análise desenvolvidas ao longo desta tese. São constituídas 25 carteiras, para a Alemanha, França e Europa.

A amostra utilizada nesta análise é mais reduzida que a utilizada por outros estudos empíricos. Este facto provoca o inconveniente de termos carteiras pouco diversificadas em Itália, Espanha e Portugal. Para ultrapassar este inconveniente, assumem-se determinadas opções. Para Itália, a opção é constituir menos carteiras mas mais diversificadas, pelo que, em vez das vinte e cinco carteiras são constituídas nove carteiras. Para Espanha e Portugal, a opção é não testar o modelo individualmente para estes dois países, devido ao número relativamente reduzido de ações.

Na segunda fase, com um segundo subperíodo da amostra, são estimados os coeficientes betas das carteiras, constituídas na primeira fase, através do modelo de mercado e com base na metodologia de janela deslizante.

Na terceira e última fase, os betas estimados das carteiras na fase anterior são utilizados como variáveis explicativas dos modelos a testar. As regressões seccionais dos modelos a analisar são representadas pelas seguintes equações:

$$R_{j,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} \beta_{j,t-1} + \varepsilon_{j,t} \quad (2.5)$$

$$R_{j,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} Dm_t \beta_{j,t-1} + \gamma_{2,t} (1-Dm_t) \beta_{j,t-1} + \varepsilon_{j,t} \quad (2.6)$$

Em que: $R_{j,t}$ é a rentabilidade da carteira j no mês t , $\beta_{j,t-1}$ é o coeficiente beta da carteira j estimado no período anterior, ε_{jt} é uma perturbação aleatória do modelo referente à carteira j no mês t e os parâmetros do modelo são $\gamma_{0,t}$, $\gamma_{1,t}$ e $\gamma_{2,t}$. A variável Dm_t , assume o valor de: 1 se no mês t a rentabilidade em excesso de mercado é positiva (mercado em alta, isto é $[R_{m,t} - R_{f,t}] > 0$) e, o valor de 0 se no mês t a rentabilidade em excesso de mercado é negativa (mercado em baixa, isto é $[R_{m,t} - R_{f,t}] < 0$). A rentabilidade de um ativo sem risco no mês t está representada por $R_{f,t}$.

A equação (2.5), apresenta o beta não condicional, que permite verificar a primeira hipótese enunciada, a existência de uma relação sistemática e positiva entre o coeficiente beta e a rentabilidade das ações. Se for confirmada a hipótese enunciada, o parâmetro γ_1 , terá de ser positivo e estatisticamente diferente de zero.

A equação (2.6), apresenta o beta condicional, que permite verificar a segunda hipótese enunciada, a existência de uma relação condicional entre o coeficiente beta e a rentabilidade das ações, positiva quando a rentabilidade em excesso de mercado é positiva e negativa quando a rentabilidade em excesso de mercado é negativa. Se for confirmada a hipótese enunciada espera-se alguns valores para os parâmetros do modelo. O parâmetro γ_1 é a estimativa do prémio de risco quando o mercado está em alta. O sinal esperado é positivo e estatisticamente diferente de zero. De igual modo, γ_2 , é a estimativa do prémio de risco quando o mercado está em baixa. O sinal esperado é negativo e estatisticamente diferente de zero.

Para analisar a relação não condicional na equação (2.5) é testada a seguinte hipótese ao parâmetro do modelo:

$$H_0: \bar{\gamma}_1 = 0$$

$$H_1: \bar{\gamma}_1 > 0$$

Para analisar a relação condicional na equação (2.6) são testadas as seguintes hipóteses propostas por Pettengill *et al.* (1995):

$$H_0: \bar{\gamma}_1 = 0 \quad H_0: \bar{\gamma}_2 = 0$$

$$H_1: \bar{\gamma}_1 > 0 \quad H_1: \bar{\gamma}_2 < 0$$

Em que as estimativas de $\bar{\gamma}_1$ e $\bar{\gamma}_2$ são a média dos valores das estimativas dos coeficientes de $\gamma_{1,t}$ e $\gamma_{2,t}$ obtidos em cada uma das regressões seccionais. Os valores estimados de $\bar{\gamma}_1$ e $\bar{\gamma}_2$, são obtidos pelas seguintes expressões matemáticas:

$$\bar{\gamma}_1 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{\gamma}_{1,t} \quad (2.7)$$

$$\bar{\gamma}_2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{\gamma}_{2,t} \quad (2.8)$$

Em que t refere-se aos meses em que são estimados os coeficientes γ_1 e γ_2 e as restantes variáveis apresentam o significado já conhecido.

Para a análise da última hipótese enunciada, Pettengill *et al.* (1995) referem que a existência de uma relação condicional, não garante um *tradeoff* risco/rendibilidade positivo. Para a existência de um *tradeoff* positivo terá de se verificar duas condições:

- (1) a rendibilidade em excesso de mercado terá de ser positiva; e,
- (2) o prémio de risco quando o mercado está em alta e quando o mercado está em baixa deve ser simétrico. Esta condição é testada através da seguinte hipótese:

$$H_0: \bar{\gamma}_1 - \bar{\gamma}_2 = 0$$

$$H_1: \bar{\gamma}_1 - \bar{\gamma}_2 \neq 0$$

Para testar esta hipótese é utilizado o valor simétrico de γ_2 .

2.4. Descrição dos Dados

2.4.1. Amostra

A amostra utilizada nesta tese é recolhida da base de dados *Datastream*, disponível na Escola de Economia e Gestão da Universidade do Minho em Braga.

A amostra é constituída por ações cotadas em cinco países da Europa: Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal.

O período em análise está compreendido entre fevereiro/1999 a dezembro/2009, constituindo onze anos de observações mensais, o que perfaz, no máximo, 131 observações mensais por ação.

A opção pelo ano de 1999, como o primeiro ano da amostra, justifica-se por ser o ano da entrada da moeda única e, os dados extraídos da *Datastream* encontrarem-se todos expressos na mesma moeda, o euro. A opção por 2009 como último ano da amostra, é justificado por ser o último ano existente na base de dados, aquando da recolha da amostra, com toda a informação necessária à investigação nomeadamente as informações contabilísticas que não são disponibilizadas imediatamente pelas entidades após o encerramento do exercício.

São extraídas da *Datastream* todas as ações cotadas nos cinco países da Europa durante o período temporal definido, exceto as ações do sector financeiro.⁷

A amostra, com apenas este filtro resulta 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 é necessário utilizar mais cinco filtros, que passo a explicar. Primeiro, no caso de ações da mesma empresa cotadas em diferentes mercados, nacional ou não, apenas são incluídas na amostra as cotadas no mercado nacional dessa empresa e, no primeiro mercado de cotação dentro desse país. Segundo, são excluídas as ações que não apresentam a totalidade da informação requerida para toda a análise desenvolvida nesta tese, por exemplo, a capitalização bolsista (*market equity* - *ME*), o valor

⁷ As atividades económicas pertencentes ao sector financeiro são caracterizadas por apresentarem um *leverage* elevado, no entanto, normal para o sector. Este indicador 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).

contabilístico dos capitais próprios (*book equity - BE*) e o indicador de liquidez (*turnover*). Terceiro, todas as ações tem de encerrar o exercício contabilístico (ano fiscal) na mesma data, no caso da Europa, tem de coincidir com o ano civil (31/dezembro). Este critério é justificado pela utilização de variáveis contabilísticas na análise. De igual modo, são excluídas todas as ações que não apresentam valor de mercado no final de cada ano civil (31/dezembro) e nos dois meses posteriores após a divulgação das demonstrações financeiras no mercado. A inclusão deste filtro advém da utilização de variáveis após o conhecimento da informação contabilística do ano anterior. Assim, os investidores/mercado reagem à divulgação da informação financeira publicada por todas as empresas, no mesmo período temporal. Quarto, apenas são incluídas na amostra as empresas que apresentam cotações mensais consecutivas não constantes, durante um período mínimo de vinte e quatro meses. Este filtro justifica-se por ser o período mínimo aceitável para estimar os parâmetros dos modelos explicativos da rendibilidade das ações, e também, por ser considerado um critério de liquidez das ações. Quinto e último, são excluídas as ações das empresas que apresentam um valor de capitais próprios (*book equity - BE*) negativo.

Os critérios utilizados na seleção das ações a incluir na amostra, estão discriminados na Tabela 2.1.

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 que constituem a amostra no período definido, perfazendo 2.399 ações para o mercado Europeu. Em média, Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal contribuem respetivamente com 17%, 44%, 21%, 16% e 2% da capitalização do mercado, como se pode observar na Tabela 2.2.

Tabela 2.1
Critérios de Seleção das Ações a Incluir na Amostra

Esta tabela apresenta os critérios usados para filtrar as ações a incluir na amostra. Os dados são recolhidos da Base de Dados *Datastream*, para o período de fevereiro/1999 a dezembro/2009.

Critérios de Seleção da Amostra		Critérios
1. Mercados	- Alemanha - França - Itália - Espanha - Portugal	
2. Empresas do Setor Financeiro	Não incluídas	
3. Filtros	- Ações cotados apenas em um mercado, o nacional da empresa e o primeiro mercado de cotação - Disponibilizar toda a informação requerida, por exemplo o BE, ME e, <i>turnover</i> - Encerrar o exercício contabilístico (ano fiscal) em 31/dezembro - Apresentar cotações consecutivas e não constantes num período mínimo de 24 meses - Apresentar BE positivo	
4. Base Temporal		
4.1. Período	fevereiro/1999 a dezembro/2009	
4.2. Periodicidade	Mensal	
4.3. Observações	131 meses	
4.4. Data de selecção	Último dia do mês	

Tabela 2.2
Número de Ações da Amostra e Capitalização de Mercado por País

A tabela apresenta o número de ações para cada país da amostra que compõe a amostra final, após a aplicação dos vários filtros. É também apresentado o peso de cada um dos países em termos da capitalização bolsista no total da amostra.

	Países					Europa
	Alemanha	França	Itália	Espanha	Portugal	
Número de ações	1.002	900	281	130	86	2.399
ME	17%	44%	21%	16%	2%	

A análise é realizada em três fases a que correspondem três períodos da amostra. As cento e trinta e uma observações mensais são divididas em três períodos, que correspondem às três fases apresentadas na definição da metodologia (secção 2.3): (1) a estimação dos coeficientes betas das ações para a constituição das carteiras, (2) a estimação dos coeficientes betas das carteiras e (3) a última fase, a estimação/análise das equações (2.5) e (2.6). A divisão da amostra nestes três períodos encontra-se descrita na Tabela 2.3.

Tabela 2.3
Divisão da Amostra em Três Períodos

O período total da amostra (fevereiro/1999 a dezembro/2009) é dividido em três períodos: para a constituição das carteiras, para a determinação dos coeficientes betas das carteiras e para a estimação/análise dos modelos. Em cada um dos três períodos, é considerado um número relativamente idêntico de observações mensais e um número mínimo de observações mensais que permite a obtenção de estimativas fiáveis.

Fases/Períodos:	1ª Fase	2ª Fase	3ª Fase
	Constituição das Carteiras	Estimação dos Betas das Carteiras	Estimação e Análise dos Modelos
Períodos	02/1999 a 01/2002	02/2002 a 01/2006	02/2006 a 12/2009
Número observações	36 meses	48 meses	47 meses

São dois os critérios considerados para a divisão do período total da amostra. Primeiro, em cada uma das três fases é considerado um número relativamente idêntico de observações mensais. Segundo, é incluído em cada uma das fases um número mínimo de observações mensais que permite obter estimativas fiáveis para os parâmetros dos modelos. As ações incluídas na amostra poderão não apresentar a totalidade das cento e trinta e uma observações mensais ao longo dos onze anos da amostra. No primeiro período da amostra, são incluídas ações com um número mínimo de vinte e quatro observações mensais. Na segunda e terceira fase é permitido a saída de ações posteriormente ao primeiro período da amostra, mas não se considera a entrada de novas ações. São excluídas da amostra as ações com cotações para períodos inferiores a vinte e quatro e dezoito meses no segundo e terceiro período respetivamente.

A Tabela 2.4 apresenta o número de ações por países da amostra após os critérios de seleção acima descritos assim como o número médio de observações mensais por ação em cada um dos períodos.

Tabela 2.4
Número de Ações por Mercado e Número Médio de Observações Mensais por Período

A tabela apresenta o número de ações por países (Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal) e na Europa, incluídas na análise bem como o número médio de observações mensais por ação em cada um dos três períodos da amostra.

Períodos:	Países					Europa	
	Alemanha	França	Itália	Espanha	Portugal		
Número de ações	467	401	117	40	25	1050	
Média de observações mensais por ação							
1º Período	02/1999 a 01/1002	32	33	33	36	34	33
2º Período	02/2002 a 01/2006	47	47	47	47	47	47
3º Período	02/2006 a 12/2009	45	44	45	40	42	44

2.4.2. Constituição das Carteiras

O primeiro período da amostra, associado à primeira fase da análise, tem como objetivo constituir as carteiras que servem de base à estimação dos modelos. O critério de constituição das carteiras é com base na ordenação crescente dos betas das ações individuais. Para a estimação dos coeficientes betas das ações, é utilizado o modelo de mercado, representado pela equação (2.1).

Para o cálculo da rentabilidade mensal das ações, é extraído da *Datastream* o *Return Index*⁸ (RI) para cada ação. No cálculo da rentabilidade mensal de cada ação é utilizado a rentabilidade logarítmica, permitindo atenuar as oscilações sobre a série temporal.⁹

A rentabilidade do mercado utilizada neste capítulo é a rentabilidade média simples de todas as ações incluídas na amostra.¹⁰ A rentabilidade de mercado é obtida da seguinte expressão:

$$R_{m,t} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_{i,t} \quad (2.9)$$

As variáveis apresentam o significado já conhecido e o número de ações existentes na amostra está representado por n .

De acordo com o anteriormente explicitado, a análise desenvolvida ao longo desta tese é com base no mesmo número de carteiras. São constituídas 25 carteiras, para a Alemanha, França e Europa. A amostra utilizada, para cada país individualmente, não apresenta uma dimensão relativamente grande, comparativamente aos estudos analisados na revisão da literatura (secção 2.2) e, com o objetivo de ultrapassar o inconveniente de

⁸ A variável RI - *Return Index*, é definida na *Datastream* como um índice de rentabilidade. Utiliza no seu cálculo a cotação de fecho da ação e considera os dividendos isentos de impostos sobre o rendimento (dividendos ilíquidos) pagos pelas ações, assim como considera o seu reinvestimento. O índice de rentabilidade por ação (i) no período t é obtido da seguinte expressão: $RI_{i,t} = RI_{i,t-1} \times [(P_{i,t} + D_{i,t}) / P_{i,t-1}]$. Em que: $RI_{i,t}$ e $RI_{i,t-1}$ são os índices de rentabilidades da ação i no período t (último dia do mês) e no período anterior ($t-1$) respetivamente, $P_{i,t}$ e $P_{i,t-1}$ é a cotação de fecho da ação no período t e no período anterior ($t-1$) e $D_{i,t}$ são os dividendos atribuídos à ação no período t .

⁹ De acordo com as fórmulas logarítmicas, a rentabilidade de uma ação i no mês t ($R_{i,t}$) é obtida da seguinte expressão: $R_{i,t} = \ln (RI_{i,t} / RI_{i,t-1})$. É retirado da base de dados o *Return Index* com início em janeiro/1999, daí que a amostra apresenta a rentabilidade das ações a partir de fevereiro/1999.

¹⁰ Na análise efetuada são utilizadas mais duas *proxies* da rentabilidade de mercado, são elas: (1) a rentabilidade média de mercado ponderada pela capitalização bolsista de todas as ações incluídas na amostra e (2) o índice MSCI - *Morgan Capital Stanley Capital International*, o MSCI da Europa é uma média simples do índice MSCI dos cinco países analisados. Como os resultados obtidos não são materialmente diferentes na utilização de diferentes *proxies* de mercado, os resultados apresentados neste capítulo são com base na rentabilidade de mercado definido pela expressão (2.9).

existirem carteiras pouco diversificadas, opta-se por constituir nove carteiras para Itália e não testar os modelos individualmente para Portugal e Espanha. A Tabela 2.5 evidencia o número médio de ações em cada uma das carteiras por mercado.

Tabela 2.5
Número Médio de Ações por Carteira

A tabela apresenta o número de ações e de carteiras, bem como o número médio de ações por carteira, para cada mercado analisado. O mercado Europa é constituído pelos cinco países Europeus da amostra: Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal.

	Mercados			
	Alemanha	França	Itália	Europa
Número de ações	467	401	117	1050
Número de carteiras	25	25	9	25
Número médio ações por carteira	18-19	16	13	42

Após a estimação do coeficiente beta de cada ação com base no modelo de mercado em regressão temporal com trinta e seis meses (fevereiro/1999 a janeiro/2002), as ações são ordenadas por ordem crescente deste coeficiente. As ações com betas mais baixos são incluídas na primeira carteira, C1, e assim sucessivamente até à última carteira, C25 (ou C9 no caso de Itália), constituída pelas ações com betas mais elevados.

A Tabela 2.6 apresenta os valores médios dos coeficientes betas das ações que compõem as carteiras, assim como o seu desvio padrão, no período de fevereiro/1999 a janeiro/2002.

Na Tabela 2.6, constata-se que Itália é o único mercado, que apresenta a média dos coeficientes betas que compõem cada uma das carteiras sempre positiva. Neste país durante o período de fevereiro/1999 a janeiro/2002, a rendibilidade das ações varia no mesmo sentido da variação da rendibilidade do mercado. Nos restantes países, assim como na Europa as primeiras carteiras, as constituídas por ações de menor beta, apresentam um beta médio negativo. O valor negativo para esta variável evidencia que as ações apresentam oscilações de rendibilidade em sentido oposto às oscilações da rendibilidade de mercado.

Tabela 2.6
Estatísticas Descritivas dos Coeficientes Betas das Ações que Constituem as Carteiras

A Tabela apresenta o valor médio dos coeficientes betas das ações que compõem cada uma das carteiras, constituídas tendo como critério a ordenação crescente dos coeficientes betas das ações. Os coeficientes das ações são estimados com 36 observações mensais, no período de fevereiro/1999 a janeiro/2002 e, com base na seguinte equação: $R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t}$. Em que: $R_{i,t}$ é a rentabilidade da ação i no mês t , $R_{m,t}$ é a rentabilidade de mercado no mês t , e $\varepsilon_{i,t}$ é uma perturbação aleatória do modelo referente à ação i no mês t . O coeficiente β_i representa o beta da ação i . O beta médio das carteiras é uma média simples das estimativas do beta de todas as ações que compõem cada uma das carteiras, assim como o seu desvio padrão.

Beta	Estatísticas Descritivas dos Betas das Ações									
	Beta Médio					Desvio Padrão do Beta				
	Baixo	2	3	4	Alto	Baixo	2	3	4	Alto
Europa										
Baixo	-0,742	-0,222	-0,083	-0,005	0,071	0,545	0,054	0,029	0,025	0,018
2	0,127	0,184	0,243	0,300	0,370	0,018	0,016	0,017	0,017	0,026
3	0,449	0,526	0,625	0,728	0,864	0,020	0,028	0,029	0,039	0,047
4	1,010	1,185	1,383	1,622	1,905	0,040	0,054	0,070	0,087	0,071
Alto	2,129	2,470	2,791	3,295	4,162	0,083	0,093	0,115	0,170	0,646
Alemanha										
Baixo	-0,638	-0,191	-0,097	-0,038	0,025	0,518	0,049	0,016	0,016	0,019
2	0,074	0,121	0,190	0,245	0,301	0,012	0,018	0,014	0,017	0,022
3	0,381	0,460	0,558	0,757	0,961	0,028	0,024	0,036	0,082	0,041
4	1,163	1,369	1,610	1,801	1,993	0,082	0,058	0,061	0,058	0,064
Alto	2,215	2,497	2,833	3,160	3,804	0,064	0,092	0,100	0,111	0,495
França										
Baixo	-0,638	-0,240	-0,058	0,037	0,113	0,471	0,099	0,025	0,032	0,013
2	0,158	0,206	0,261	0,313	0,387	0,017	0,012	0,017	0,018	0,018
3	0,454	0,508	0,614	0,743	0,840	0,017	0,022	0,030	0,026	0,047
4	0,981	1,157	1,415	1,609	1,856	0,032	0,073	0,058	0,055	0,102
Alto	2,174	2,400	2,709	3,295	4,277	0,080	0,084	0,110	0,264	0,633
Itália										
Baixo	0,164	0,370	0,591			0,080	0,060	0,061		
2	0,731	0,867	1,017			0,055	0,040	0,041		
Alto	1,208	1,736	2,477			0,090	0,234	0,332		

O mercado da França é o que apresenta maior amplitude no valor médio desta variável de 4,915 (a diferença entre 4,277, da última carteira, C25, e -0,638 da primeira carteira, C1). Em oposição, Itália é o mercado que apresenta menor amplitude do valor médio, de 2,313 (a diferença entre 2,477, da última carteira, C9, e 0,164 da primeira carteira, C1).

O desvio padrão dos coeficientes betas das ações de cada uma das carteiras, aumenta das primeiras para as últimas carteiras, em todos os mercados.

2.4.3. Estatísticas Descritivas das Carteiras: Rendibilidades e Betas

Constituídas as carteiras para testar os modelos, a segunda fase, tem como objetivo estimar os coeficientes betas das carteiras, constituídas na primeira fase.

Na estimação dos coeficientes betas das carteiras Fama e MacBeth (1973) e Pettengill *et al.* (1995) utilizam metodologias diferentes. Fama e MacBeth (1973) determina os betas das carteiras como uma média simples dos coeficientes betas das ações individuais que compõem cada carteira, que são estimados nos cinco anos seguintes à primeira fase (a constituição das carteiras). Enquanto que, Pettengill *et al.* (1995) determina os betas das carteiras também com os cinco anos seguintes à constituição das carteiras mas com base no modelo de mercado. Nesta investigação é utilizada a metodologia deste último estudo.

Os coeficientes betas das carteiras são estimados através do mesmo procedimento utilizado no cálculo dos coeficientes betas das ações individuais, isto é, através do modelo de mercado, representado pela equação (2.1). Nesta equação o índice *i* representa carteiras.

A rendibilidade de mercado é uma média simples de todas as ações existentes na amostra, representada pela expressão (2.9).

A rendibilidade das carteiras é uma média simples das rendibilidades das ações que compõem cada uma das carteiras, representado pela seguinte expressão:

$$R_{j,t} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_{i,t} \quad (2.10)$$

Em que as variáveis apresentam o significado já conhecido e *n* representa as ações existentes na carteira.

É utilizada a metodologia de janela deslizante ou parâmetros móveis na geração das variáveis explicativas, que são estimadas em regressões temporais nos quatro anos anteriores à estimação do modelo. As estimativas dos betas das carteiras, obtidos de regressões temporais na segunda fase da amostra (denominado de amostra *ex-ante* ou *within-sample*), são utilizadas como variável explicativa das regressões seccionais na terceira fase (denominada de amostra *ex-post* ou *out-of-sample*). Os betas das carteiras são

estimados sempre com base em quarenta e oito observações mensais, deslizando um mês no período temporal e deixando cair a primeira observação. A vantagem da metodologia de janela deslizante, é permitir que os coeficientes betas das carteiras sejam ajustados mensalmente durante o período da amostra e corrigidos pelas eventuais saídas de ações.

A Tabela 2.7 apresenta as estatísticas descritivas, média e desvio padrão, dos coeficientes betas das carteiras por mercado.

Tabela 2.7
Valor Médio e Desvio Padrão dos Coeficientes Betas das Carteiras

Na tabela são apresentadas a média dos coeficientes betas das carteiras e respetivo desvio padrão.

No primeiro período da amostra são constituídas vinte e cinco carteiras para os mercados em análise, à exceção de Itália que são constituídas nove carteiras, com base na ordenação crescente dos coeficientes betas das ações individuais, estimados através do modelo de mercado e com 36 rendibilidades mensais.

Os coeficientes betas das carteiras são estimados com 48 observações mensais posteriores à primeira fase, de acordo com a metodologia de janela deslizante, incorporando um mês mais e eliminando a primeira observação, com início em fevereiro/2002, e com base no modelo de mercado, representado pela seguinte equação: $R_{j,t} = \alpha_j + \beta_j R_{m,t} + \varepsilon_{j,t}$. Em que: $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t, $R_{m,t}$ é a rendibilidade da carteira de mercado no mês t, e $\varepsilon_{j,t}$ é uma perturbação aleatória do modelo referente à carteira j no mês t. O coeficiente β_j representa o beta da carteira j.

O beta médio da carteira é uma média simples dos betas estimados para cada carteira.

Estatísticas Descritivas dos Betas das Carteiras										
Beta	Beta Médio					Desvio Padrão do Beta				
	Baixo	2	3	4	Alto	Baixo	2	3	4	Alto
Europa										
Baixo	0,349	0,421	0,580	0,532	0,610	0,074	0,122	0,114	0,085	0,124
2	0,557	0,765	0,866	0,888	0,604	0,143	0,104	0,166	0,173	0,126
3	0,895	0,849	0,837	1,109	1,120	0,076	0,120	0,076	0,132	0,219
4	1,103	1,243	1,178	1,260	1,387	0,096	0,132	0,035	0,156	0,126
Alto	1,381	1,586	1,551	1,696	1,652	0,261	0,271	0,149	0,345	0,435
Alemanha										
Baixo	0,577	0,322	0,236	0,541	0,508	0,071	0,110	0,051	0,167	0,161
2	0,416	0,419	0,617	0,612	0,656	0,232	0,192	0,240	0,131	0,055
3	0,760	1,147	1,043	1,019	1,414	0,169	0,098	0,345	0,140	0,101
4	1,011	1,567	1,241	1,275	1,366	0,086	0,229	0,081	0,104	0,141
Alto	1,861	1,689	1,495	1,509	1,736	0,415	0,066	0,244	0,353	0,333
França										
Baixo	0,536	0,419	0,466	0,592	0,601	0,135	0,082	0,133	0,083	0,102
2	1,006	0,797	0,792	1,022	0,636	0,141	0,189	0,139	0,166	0,089
3	0,743	0,878	0,889	0,846	0,847	0,202	0,122	0,161	0,090	0,029
4	1,014	1,283	1,161	1,245	1,479	0,106	0,106	0,103	0,177	0,142
Alto	1,506	1,327	1,677	1,483	1,817	0,159	0,220	0,335	0,191	0,354
Itália										
Baixo	0,659	0,883	0,892			0,071	0,058	0,104		
2	0,959	1,102	1,050			0,093	0,043	0,056		
Alto	0,977	1,131	1,344			0,118	0,109	0,198		

Como se pode observar pelas estatísticas apresentadas na Tabela 2.7, as primeiras carteiras apresentam um beta médio próximo ou inferior a 0,5, exceto para Itália, que apresenta valores superiores. Este valor aumenta gradualmente ao longo das carteiras. Nas últimas carteiras os valores são próximos ou superiores a 1,5, exceto também para Itália, que apresenta valores inferiores. As carteiras que apresentam coeficientes beta menores são também as que apresentam menor desvio padrão deste, e inversamente, as carteiras com coeficientes beta maiores são também as que apresentam maior desvio padrão. Itália é o mercado que apresenta menor desvio padrão dos betas médios das carteiras.

As estatísticas descritivas, média e desvio padrão, da rendibilidade das carteiras no terceiro período da amostra são apresentadas na Tabela 2.8. As carteiras são constituídas de acordo com a metodologia apresentada na secção anterior. A rendibilidade das carteiras é uma média simples da rendibilidade das ações que compõem as carteiras. A rendibilidade média das carteiras é uma média simples da rendibilidade mensal de cada carteira com base nos quarenta e sete meses, entre fevereiro/2006 a dezembro/2009.

Constata-se (Tabela 2.8) que todas as carteiras apresentam rendibilidades médias negativas, com exceção para algumas carteiras constituídas por ações de coeficientes betas baixos. Em Itália, todas as carteiras apresentam rendibilidades médias negativas. Nos restantes mercados, algumas das primeiras carteiras, apresentam rendibilidades positivas. Na Europa, a carteira C3 apresenta rendibilidade média positiva e a carteira C7 rendibilidade nula. Na Alemanha, as carteiras C2, C3, C5, C6 e C7, apresentam rendibilidades médias positivas e a carteira C10 rendibilidade nula. Na França as carteiras C3 e C5, apresentam rendibilidades médias positivas e a carteira C2 rendibilidade nula.

As carteiras que apresentam menor coeficiente beta são também as que apresentam maior rendibilidade média, isto é, rendibilidades positivas ou rendibilidades negativas mas mais baixas que as últimas carteiras. Inversamente carteiras de maior coeficiente beta apresentam rendibilidades médias inferiores às primeiras carteiras, isto é, rendibilidades negativas e mais elevadas em valor absoluto. Facto que também é constatado por Grundy e Malkiel (1996). Pettengill *et al.* (1995) constatarem que carteiras com coeficiente beta mais elevado proporcionam rendibilidades mais elevadas. No entanto, esta condição apenas é verificada se a rendibilidade em excesso de mercado é positiva. Quando a rendibilidade em excesso de mercado é negativa, existe uma relação negativa entre o coeficiente beta e a

rendibilidade, isto é, carteiras com coeficientes betas mais elevados proporcionam rendibilidades mais baixas.

Tabela 2.8
Valor Médio e Desvio Padrão da Rendibilidade das Carteiras

Na tabela são apresentadas a rendibilidade média mensal das carteiras, assim como o seu desvio padrão para as últimas 47 observações mensais da amostra, no período de fevereiro/2006 a dezembro/2009.

No primeiro período da amostra são constituídas vinte e cinco carteiras para os mercados em análise, à exceção de Itália que são constituídas nove carteiras, com base na ordenação crescente dos coeficientes betas das ações individuais estimados através do modelo de mercado e com 36 rendibilidades mensais.

A rendibilidade da carteira é uma média simples da rendibilidade das ações que constitui a carteira. A rendibilidade média da carteira é a média simples das 47 rendibilidades mensais de cada carteira.

Estatísticas Descritivas da Rendibilidade das Carteiras										
Beta	Rendibilidade Média Mensal					Desvio Padrão da Rendibilidade Média Mensal				
	Baixo	2	3	4	Alto	Baixo	2	3	4	Alto
Europa										
Baixo	-0,013	-0,001	0,001	-0,002	-0,001	0,045	0,040	0,039	0,040	0,045
2	-0,008	0,000	-0,001	-0,003	-0,006	0,047	0,048	0,057	0,056	0,045
3	-0,004	-0,007	-0,016	-0,008	-0,008	0,049	0,055	0,056	0,067	0,073
4	-0,011	-0,010	-0,005	-0,012	-0,021	0,063	0,058	0,061	0,060	0,063
Alto	-0,009	-0,008	-0,017	-0,022	-0,016	0,063	0,069	0,075	0,064	0,062
Alemanha										
Baixo	-0,028	0,005	0,001	-0,003	0,003	0,060	0,034	0,033	0,056	0,050
2	0,001	0,005	-0,005	-0,006	0,000	0,045	0,040	0,055	0,048	0,039
3	-0,005	-0,019	-0,018	-0,020	-0,003	0,052	0,069	0,093	0,063	0,076
4	-0,008	-0,021	-0,017	-0,010	-0,012	0,048	0,080	0,059	0,070	0,071
Alto	-0,011	-0,016	-0,013	-0,029	-0,021	0,074	0,091	0,060	0,056	0,075
França										
Baixo	-0,003	0,000	0,002	-0,004	0,002	0,086	0,045	0,073	0,051	0,063
2	-0,005	-0,006	-0,006	-0,001	-0,005	0,071	0,073	0,061	0,075	0,045
3	-0,010	-0,004	-0,003	-0,004	-0,005	0,072	0,064	0,067	0,061	0,052
4	-0,004	-0,011	-0,006	-0,009	-0,011	0,063	0,083	0,066	0,065	0,073
Alto	-0,010	-0,012	-0,012	-0,013	-0,013	0,083	0,072	0,074	0,081	0,078
Itália										
Baixo	-0,006	-0,011	-0,007			0,049	0,067	0,066		
2	-0,014	-0,006	-0,012			0,072	0,076	0,069		
Alto	-0,009	-0,020	-0,012			0,075	0,084	0,084		

O desvio padrão da rendibilidade média das carteiras evidencia que são as carteiras com coeficientes betas mais baixos, que apresentam menor desvio padrão da rendibilidade, valor que apresenta uma tendência crescente até à última carteira.

Quando o mercado está em baixa, a rendibilidade em excesso de mercado é negativa (rendibilidade de mercado é inferior à taxa isenta de risco), existe uma relação negativa entre o coeficiente beta e a rendibilidade. Ações com betas mais elevados, são mais sensíveis quando o mercado está em queda e terão rendibilidades mais baixas que ações com betas mais baixos.

O comportamento destas duas variáveis, rendibilidade média mensal das carteiras e desvio padrão, confirma o anteriormente exposto. As carteiras com menores betas apresentam menor oscilação da rendibilidade face às oscilações da rendibilidade de mercado, relativamente às últimas carteiras, com coeficientes betas mais elevados. A relação entre o coeficiente beta e a rendibilidade é negativa em praticamente todas as carteiras. As primeiras carteiras são as que apresentam maior rendibilidade média e menor desvio padrão da rendibilidade média mensal.

Face ao constatado, rendibilidades médias das carteiras negativas, é útil analisar a evolução, da rendibilidade de mercado e da rendibilidade em excesso de mercado, na amostra, objetivo da secção seguinte.

2.4.4. Evolução da Rendibilidade de Mercado

Na secção anterior constata-se que a rendibilidade média mensal das carteiras nas últimas quarenta e sete observações mensais da amostra (secção 2.4.3, Tabela 2.8) apresenta na maioria das carteiras e dos mercados valores negativos. Estes resultados são explicados pela evolução da rendibilidade de mercado. Esta secção tem como objetivo analisar a rendibilidade de mercado e a rendibilidade em excesso de mercado no terceiro período da amostra, de fevereiro/2006 a dezembro/2009, perfazendo quarenta e sete meses.

A rendibilidade mensal 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. Para a rendibilidade do ativo isento de risco é utilizada a taxa mensal dos Euro-depósitos em euros a um mês.

A Figura 2.1 apresenta a evolução nos quarenta e sete meses, de fevereiro/2006 a dezembro/2009, da rendibilidade mensal em excesso de mercado, para cada um dos mercados em análise. Em todos os mercados, nos quarenta e sete meses em análise, verifica-se que a rendibilidade em excesso de mercado assume valores negativos em vários meses.

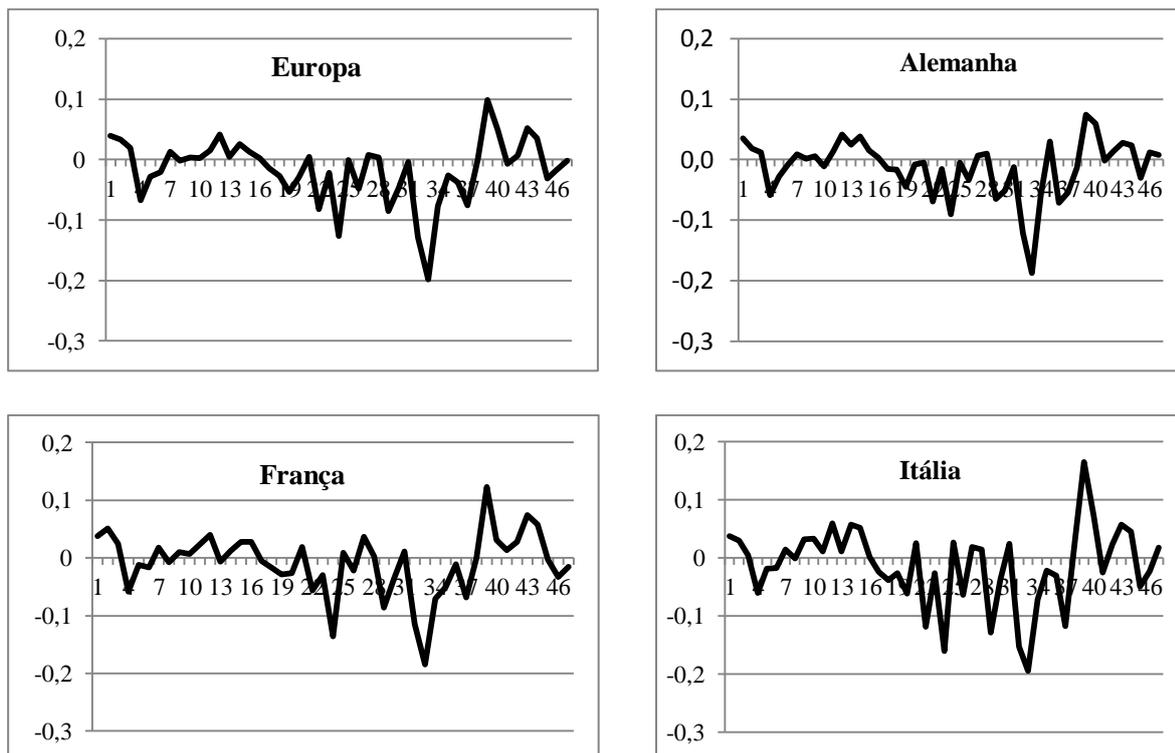


Figura 2.1 - Rendibilidade Mensal em Excesso de Mercado

A figura apresenta a rendibilidade mensal em excesso de mercado em cada um dos mercados nos 47 meses, de fevereiro/2006 a dezembro/2009.

A rendibilidade mensal 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 rendibilidade de mercado é a média simples da rendibilidade de todas as ações existentes na amostra em cada um dos meses e, a rendibilidade do ativo isento de risco é a taxa mensal dos Euro-depósitos em euros a um mês.

Para uma melhor análise à evolução da rendibilidade do mercado, a Tabela 2.9 apresenta para cada um dos mercados, o número de meses, em valor absoluto e percentual, que a rendibilidade de mercado (R_m) e a rendibilidade em excesso de mercado (R_{me}) assume valores positivos e negativos nos quarenta e sete meses, compreendidos entre fevereiro/2006 a dezembro/2009.

Tabela 2.9
Rendibilidade de Mercado e Rendibilidade em Excesso de Mercado

A tabela apresenta no período de fevereiro/2006 a dezembro/2009 para cada um dos mercados, o número de meses que, a rendibilidade de mercado e a rendibilidade em excesso de mercado, apresenta valores positivos e negativos.

A rendibilidade de mercado (Rm) é a média simples das rendibilidades de todas as ações existentes na amostra em cada um dos meses. A rendibilidade em excesso de mercado (Rme) é a diferença entre a rendibilidade de mercado e a rendibilidade do ativo isento de risco em cada um dos meses. A rendibilidade do ativo isento de risco é a taxa mensal dos Euro-depósitos em euros a um mês.

Mercados:	Rm		Rme	
	Rm < 0	Rm > 0	Rme < 0	Rme > 0
Europa				
Número de Meses	24	23	26	21
Número de Meses (%)	51%	49%	55%	45%
Alemanha				
Número de Meses	25	22	25	22
Número de Meses (%)	53%	47%	53%	47%
França				
Número de Meses	24	23	25	22
Número de Meses (%)	51%	49%	53%	47%
Itália				
Número de Meses	22	25	23	24
Número de Meses (%)	47%	53%	49%	51%

No período de fevereiro/2006 a dezembro/2009, a Tabela 2.9 evidencia que, em mais de metade das observações mensais, a rendibilidade de mercado (Rm) é negativa, daí que também, em mais de metade das observações mensais a rendibilidade em excesso de mercado (Rme), é negativa. Itália é o único mercado, que apresenta menos de metade das observações mensais, regista 47% (vinte e dois meses) de rendibilidade de mercado negativa e 49% (vinte e três meses) de rendibilidade em excesso de mercado negativo.

As estatísticas descritivas¹¹ da rendibilidade de mercado e da rendibilidade em excesso de mercado no período temporal que medeia entre fevereiro/2006 a dezembro/2009 são apresentadas na Tabela 2.10.

¹¹ O nível de significância estatística (*p-level*) utilizado nos testes estatísticos é de 5%, também designado de erro tipo I, isto é, existe uma probabilidade de 5% de se rejeitar a hipótese nula, sendo esta verdadeira.

Tabela 2.10**Estatísticas Descritivas da Rendibilidade de Mercado e da Rendibilidade em Excesso de Mercado**

A tabela apresenta as estatísticas descritivas: média, desvio padrão, t-estatístico associado e respetivo *p-value*, da rendibilidade de mercado e da rendibilidade em excesso de mercado, durante o período de fevereiro/2006 a dezembro/2009 para cada um dos mercados.

A rendibilidade de mercado (*Rm*) é a média simples de todas as ações existentes na amostra em cada um dos meses. A rendibilidade em excesso de mercado (*Rme*) é a diferença entre a rendibilidade de mercado e a rendibilidade do ativo isento de risco em cada um dos meses. A rendibilidade do ativo isento de risco é a taxa mensal dos Euro-depósitos em euros a um mês.

O *p-value* corresponde ao teste estatístico da hipótese nula: a média da variável (*Rm* ou *Rme*) ser igual a zero. As médias estatisticamente diferente de zero, a um nível de significância de 5%, estão assinaladas a negrito.

	Estatísticas Descritivas							
	Rm				Rme			
	<i>Mean</i>	<i>Std Dev</i>	<i>T-statist.</i>	<i>P-value</i>	<i>Mean</i>	<i>Std Dev</i>	<i>T-statist.</i>	<i>P-value</i>
Mercados:								
Europa	-0,014	0,052	-1,891	0,065	-0,017	0,052	-2,205	0,033
Alemanha	-0,010	0,046	-1,488	0,144	-0,013	0,047	-1,843	0,072
França	-0,006	0,053	-0,790	0,434	-0,009	0,053	-1,107	0,274
Itália	-0,011	0,067	-1,088	0,282	-0,013	0,067	-1,339	0,187

Como se pode observar, nos quarenta e sete meses em análise (fevereiro/2006 a dezembro/2009) a média da rendibilidade de mercado assim com a média da rendibilidade em excesso de mercado é negativa em todos os mercados em análise (Tabela 2.10).

A Europa é o mercado que apresenta a mais baixa média da rendibilidade de mercado, negativa de 1,4%, enquanto que, França é o mercado que apresenta maior valor, negativo de 0,6%. O prémio de mercado para o referido período (média da rendibilidade em excesso de mercado), apresenta valores negativos em todos os países da amostra assim como na Europa. Apresenta valores a variar de -0,9% para a França e -1,7% para a Europa. Itália é o mercado que verifica maior oscilação, isto é maior desvio padrão, quer da rendibilidade de mercado, quer da rendibilidade em excesso de mercado.

Com base nos testes t para um nível de significância estatística de 5%, não se pode rejeitar a hipótese nula de que a rendibilidade média de mercado é igual a zero em todos os mercados. Para a rendibilidade em excesso de mercado, essa hipótese é apenas rejeitada para o mercado da Europa.

A Tabela 2.11 apresenta as estatísticas descritivas da rendibilidade em excesso de mercado e dos coeficientes betas das carteiras, assim como os coeficientes de correlação entre as duas variáveis, desagregado para mercado em alta e para o mercado em baixa no período temporal que medeia entre fevereiro/2006 a dezembro/2009.

Tabela 2.11

Estatísticas Descritivas e Coeficientes de Correlação entre a Rendibilidade em Excesso de Mercado e os Coeficientes Betas das Carteiras para Mercado em Alta e em Baixa

A tabela apresenta as estatísticas descritivas assim como os coeficientes de correlação da rendibilidade em excesso de mercado (Rme) e dos coeficientes betas das carteiras (β_c), no período que medeia entre fevereiro/2006 a dezembro/2009, desagregado em dois períodos em função da evolução do mercado: em alta ($R_m > R_f$) e em baixa ($R_m < R_f$).

A rendibilidade em excesso de mercado (Rme) é a diferença entre a rendibilidade de mercado (média simples de todas as ações existentes na amostra em cada um dos meses) e a rendibilidade do ativo isento de risco (taxa mensal dos Euro-depósitos em euros a um mês) em cada um dos meses.

As carteiras são constituídas com base na ordenação crescente dos coeficientes betas das ações individuais, estimados através do modelo de mercado e com 36 rendibilidades mensais (fevereiro/1999 a janeiro/2002 - primeira fase). Os coeficientes betas das carteiras são estimados com 48 observações mensais posteriores à primeira fase, de acordo com a metodologia de janela deslizando, incorporando um mês mais e eliminando a primeira observação, com início em fevereiro/2002, e com base no modelo de mercado.

O *p-value* corresponde ao teste estatístico da hipótese nula: a média da variável (Rme ou β_c) ser igual a zero. As médias estatisticamente diferente de zero, a um nível de significância de 5%, estão assinaladas a negrito.

	Estatísticas Descritivas			Coeficientes de Correlação	
	<i>Mean</i>	<i>Std. Dev.</i>	<i>P-value</i>	Rme	β_c
Mercado em Alta ($R_m > R_f$ \Leftrightarrow Rme > 0)					
Europa					
Rme	0,022	0,024	0,000	1	
β_c	1,000	0,464	0,000	0,0005	1
Alemanha					
Rme	0,029	0,019	0,000	1	
β_c	1,001	0,533	0,000	-0,0006	1
França					
Rme	0,031	0,027	0,000	1	
β_c	1,002	0,427	0,000	-0,0000	1
Itália					
Rme	0,036	0,033	0,000	1	
β_c	1,000	0,2185	0,000	-0,000	1
Mercado em Baixa ($R_m < R_f$ \Leftrightarrow Rme < 0)					
Europa					
Rme	-0,048	0,047	0,000	1	
β_c	1,001	0,402	0,000	-0,0001	1
Alemanha					
Rme	-0,043	0,043	0,000	1	
β_c	1,002	0,516	0,000	-0,0007	1
França					
Rme	-0,044	0,046	0,000	1	
β_c	1,003	0,405	0,000	-0,0037	1
Itália					
Rme	-0,064	0,054	0,000	1	
β_c	1,000	0,197	0,000	-0,0004	1

No mercado da Europa, o coeficiente de correlação entre a rendibilidade em excesso de mercado e o coeficiente beta das carteiras, Tabela 2.11, apresenta uma associação linear e positiva quando o mercado está em alta. Inversamente, quando o mercado está em baixa, verifica-se uma associação linear e negativa. Nos restantes

mercados, a associação entre as duas variáveis é sempre negativa, independentemente do mercado estar em alta ou estar em baixa. Face ao exposto, constata-se que o único coeficiente de correlação positivo é verificado no mercado da Europa quando o mercado está em alta. Os coeficientes de correlação apresentam valores bastantes baixos em todos os mercados, a variar entre -0,0037 e 0,0005.

A média da rendibilidade em excesso de mercado é negativa quando o mercado está em baixa e, positiva quando o mercado está em alta, em todos os mercados.

Nos testes t, a um nível de significância estatística de 5%, rejeitam-se as hipóteses nulas. Existe evidência estatística que o valor médio, da rendibilidade em excesso de mercado e dos coeficientes betas das carteiras, em períodos de mercado em alta e de mercado em baixa, são estatisticamente diferentes de zero em todos os mercados.

2.5. Resultados Empíricos

Esta secção tem como objetivo analisar e comparar a relação não condicional e condicional entre o coeficiente beta e a rendibilidade das carteiras, através de regressões seccionais para as carteiras constituídas para cada um dos mercados (vinte e cinco para os mercados da Europa, Alemanha e França e nove para o mercado de Itália).

Para alcançar este objetivo, analisa-se as regressões representadas pelas equações (2.5) e (2.6), apresentadas na definição da metodologia (secção 2.3).

Na equação (2.5) analisa-se o poder explicativo do coeficiente beta e, a relação sistemática, não condicional e positiva entre este coeficiente e a rendibilidade das carteiras.

Na equação (2.6) analisa-se o poder explicativo do coeficiente beta e, a relação condicional entre este coeficiente e a rendibilidade das carteiras. A relação deve ser positiva quando o mercado está em alta e negativa quando o mercado está em baixa.

Em cada uma das equações é verificado o poder explicativo do coeficiente beta, não condicional ou condicional, e a relação que este apresenta na rendibilidade das carteiras com base nas quarenta e sete observações mensais, de fevereiro/2006 a dezembro/2009

(totalidade do terceiro período da amostra). Posteriormente verifica-se se os resultados são consistentes ao longo do período em análise. As quarenta e sete observações mensais são divididas em dois períodos, um e dois, de janeiro/2006 a dezembro/2007 e de janeiro/2008 a dezembro/2009, perfazendo vinte e três e vinte e quatro observações mensais no período um e dois respetivamente. O critério é ter um número relativamente idêntico de observações mensais nos dois períodos.

As equações apresentam como variável explicativa os coeficientes betas que são estimados com base em quarenta e oito observações mensais anteriores. Os prémios de risco são estimados a partir de quarenta e sete regressões seccionais no período total (fevereiro/2006 a dezembro/2009) ou de vinte e três e vinte e quatro regressões seccionais nos períodos um e dois respetivamente.

As tabelas com os valores estimados dos modelos representados pelas equações (2.5) e (2.6) apresentam os parâmetros dos modelos, obtidos dos valores médios dos parâmetros das regressões seccionais de acordo com as expressões (2.7) e (2.8), o respetivo t-estatístico e o *p-value* associado (probabilidade associada aos valores amostrais das estatísticas). É ainda apresentado um indicador da qualidade do ajustamento, o coeficiente de determinação ajustado (R^2 Ajustado) que é a média dos coeficientes de determinação ajustado das regressões seccionais. As estimativas estatisticamente significativas, a um nível de significância de 5%, estão assinaladas a negrito.

Para a estimação dos modelos é utilizado¹² o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO).¹³

Um último objetivo desta secção é verificar se a relação sistemática entre o coeficiente beta e a rendibilidade é traduzida numa recompensa positiva pelo risco incorrido. Se esta hipótese se verificar, as carteiras com coeficiente beta mais elevado devem proporcionar rendibilidades mais elevadas que carteiras com este coeficiente mais baixo e a relação entre risco e rendibilidade deve ser simétrica em períodos de rendibilidade de mercado em excesso positiva e negativa.

¹² Na estimação dos modelos é utilizado o programa *EViews* (versão 5).

¹³ O método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) permite que os estimadores obtidos apresentem três propriedades: cênicos, consistentes e eficientes, perante as hipóteses dos termos de perturbação seguirem um processo aleatório puro.

2.5.1. Relação Não Condicional entre Beta e Rendibilidade

Esta secção tem como objetivo verificar os resultados encontrados por Fama e MacBeth (1973) da existência de uma relação sistemática e não condicional positiva entre risco e rendibilidade, através de regressões seccionais representadas pela equação (2.5).

Para verificar se os resultados são consistentes entre períodos, é realizada a análise para o período total, de quarenta e sete meses, de fevereiro/2006 a dezembro/2009 e, para dois subperíodos do período total, designados de período um e período dois, que medeiam entre fevereiro/2006 a dezembro/2007 e de janeiro/2008 e dezembro/2009, perfazendo vinte e três e vinte e quatro observações mensais respetivamente.

Os resultados das regressões seccionais para a equação (2.5), de acordo com a metodologia de Pettengill *et al.* (1995) para as carteiras constituídas com base nos coeficientes betas das ações individuais, nos quatro mercados de capitais em análise: vinte e cinco carteiras para os mercados da Europa, Alemanha e França e, nove carteiras para Itália, são apresentados na Tabela 2.12. O objetivo é analisar a relação sistemática e positiva entre o coeficiente beta e a rendibilidade nos quarenta e sete meses da amostra, de fevereiro/2006 a dezembro/2009.

A Tabela 2.12 evidencia que o coeficiente beta não é estatisticamente significativo para explicar a rendibilidade das carteiras. Não se rejeita a hipótese nula, a média de γ_1 é estatisticamente igual a zero. Não existe qualquer relação entre risco, representado pelo coeficiente beta, e a rendibilidade. Este resultado é consistente com outros estudos, de destacar Fama e French (1992) nos EUA, Ferson e Harvey (1994) e Fletcher (2000) os dois estudos em dezoito mercados internacionais e, Theriou *et al.* (2010) na Grécia.

De acordo com o modelo CAPM, como os investidores são avessos ao risco, o coeficiente γ_1 , deve ser igual à rendibilidade em excesso de mercado e positivo. A média da estimativa do coeficiente γ_1 é negativa em todos os mercados, pelo que, a relação entre o coeficiente beta e a rendibilidade é negativa e não positiva como seria de esperar. O sinal deste coeficiente confirma não existir uma relação positiva entre risco e rendibilidade. Iguais conclusões obtêm Theriou *et al.* (2010) na Grécia. A explicação para este facto pode ser devido à característica das amostras utilizadas ser semelhante nos dois estudos, isto é, a média da rendibilidade em excesso de mercado negativa e estatisticamente igual a zero.

Tabela 2.12
Modelo com Beta Não Condicional

Na tabela são apresentadas a média das estimativas de γ_0 e γ_1 , os respectivos t-estatístico e os *p-value* associados. O indicador da qualidade do ajustamento, o R^2 ajustado, é a média simples dos quarenta e sete indicadores obtidos em cada uma das quarenta e sete regressões seccionais.

O período da amostra para a estimação do modelo inclui 47 observações mensais de fevereiro/2006 a dezembro/2009. São constituídas vinte e cinco carteiras e nove carteiras para o mercado de Itália, com base na ordenação crescente dos coeficientes betas das ações individuais estimados através do modelo de mercado com 36 observações mensais, no período de fevereiro/1999 a janeiro/2002.

A equação estimada é: $R_{j,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{j,t-1} + \varepsilon_{j,t}$. Em que: $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t, $\beta_{j,t-1}$ é o coeficiente beta da carteira, estimado através do modelo de mercado com os 48 meses anteriores de acordo com a metodologia de janela deslizante e $\varepsilon_{j,t}$ é uma perturbação aleatória do modelo referente à carteira j no mês t. São estimadas 47 regressões seccionais e as estimativas de γ_0 e γ_1 são o valor médio das quarenta e sete estimativas obtidas nas regressões seccionais. As médias estatisticamente significativas, a um nível de significância de 5%, estão assinaladas a negrito.

Total Período (02/2006 a 12/2009)		Média das Regressões: $R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} \beta_i + e_{i,t}$		
Mercados:		γ_0	γ_1	R^2 Ajustado
Europa	<i>Mean</i>	-0,001	-0,007	0,170
	<i>T-statistic</i>	-0,188	-1,197	
	<i>P-value</i>	0,851	0,237	
Alemanha	<i>Mean</i>	-0,000	-0,010	0,112
	<i>T-statistic</i>	-0,039	-1,719	
	<i>P-value</i>	0,969	0,092	
França	<i>Mean</i>	-0,002	-0,004	0,084
	<i>T-statistic</i>	-0,361	-0,643	
	<i>P-Value</i>	0,720	0,524	
Itália	<i>Mean</i>	-0,001	-0,010	0,055
	<i>T-statistic</i>	-0,057	-0,804	
	<i>P-value</i>	0,955	0,426	

A constante do modelo, o coeficiente γ_0 , que representa a rendibilidade de um ativo com beta zero, no teste estatístico evidência que a média deste coeficiente é igual a zero em todos os mercados. A média da estimativa de γ_0 é negativa em todos os mercados, o que pode ser interpretado como uma rendibilidade negativa fixa para as carteiras. Este resultado também é encontrado em alguns estudos, como Fletcher (2000) em dezoito mercados desenvolvidos e Isakov (1999) no mercado Suíço.

A média dos coeficientes de determinação ajustado confirma o anteriormente exposto. Os valores deste coeficiente são baixos, variam entre 5,5% para Itália e 17% para a Europa.

Conclui-se que a primeira hipótese de pesquisa enunciada (secção 2.3) não é verificada em todos os mercados analisados, a existência de uma relação sistemática e não condicional positiva entre o coeficiente beta e a rendibilidade é rejeitada. Não existe uma relação estatisticamente significativa e positiva entre o coeficiente beta e a rendibilidade

das carteiras. Resultados que são consistentes com outros estudos em períodos temporais e espaciais diferentes, como Fama e French (1992), Ferson e Harvey (1994) e Pettengill *et al.* (1995).

Na análise seguinte pretende-se verificar se os resultados observados no período total (fevereiro/2006 a dezembro/2009) se mantêm em cada um dos dois subperíodos da amostra. O período anterior é dividido em dois subperíodos, período um e período dois, de fevereiro/2006 a dezembro/2007 e de janeiro/2008 e dezembro/2009, perfazendo vinte e três e vinte e quatro observações mensais respetivamente.

A Tabela 2.13 apresenta os resultados das regressões seccionais da equação (2.5), de acordo com a metodologia de Pettengill *et al.* (1995), nos dois subperíodos do período total. A análise é baseada nas carteiras, constituídas com base nos coeficientes betas das ações individuais, por mercado: vinte e cinco para os mercados da Europa, Alemanha e França e nove para o mercado de Itália. O objetivo é analisar se a relação não condicional e positiva entre o coeficiente beta e a rendibilidade é verificada em algum dos períodos, para avaliar se os resultados são consistentes entre períodos.

No mercado da Europa, Tabela 2.13, os resultados são inconsistentes entre períodos. A hipótese nula que a média do coeficiente γ_1 é estatisticamente igual a zero é rejeitada no período um, mas não é rejeitada no período dois. É no período um que a média dos coeficientes de determinação ajustado apresenta maior valor, de 19,5%, o que é explicado por ser também o único período que a relação entre beta e rendibilidade é estatisticamente significativa. No mercado da França, os resultados são idênticos aos verificados no mercado da Europa. Os resultados são inconsistentes entre períodos.

Nos mercados da Alemanha e Itália, os resultados são consistentes entre períodos e evidenciam não existir qualquer relação entre o risco, medido pelo coeficiente beta e a rendibilidade (não é rejeitada a hipótese nula, a média do coeficiente γ_1 é estatisticamente igual a zero).

A média da estimativa do coeficiente γ_1 é negativa em todos os mercados, exceto no mercado de França no período dois.

Tabela 2.13
Modelo com Beta Não Condicional por Períodos

Na tabela são apresentadas a média das estimativas de γ_0 e γ_1 , os respetivos t-estatístico e os *p-value* associados. O indicador da qualidade do ajustamento, o R^2 ajustado, é a média simples dos indicadores obtidos nas regressões seccionais.

O período da amostra para a estimação do modelo inclui 23 e 24 observações mensais, para o período um e dois respetivamente, entre fevereiro/2006 a dezembro/2009.

São constituídas vinte e cinco carteiras e nove para o mercado de Itália, com base na ordenação crescente dos coeficientes betas das ações individuais estimados através do modelo de mercado com 36 observações mensais, no período de fevereiro/1999 a janeiro/2002.

A equação estimada é: $R_{j,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{j,t-1} + \varepsilon_{j,t}$. Em que: $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t , $\beta_{j,t-1}$ é o coeficiente beta da carteira, estimado através do modelo de mercado no período anterior de acordo com a metodologia de janela deslizante e com 48 rendibilidades mensais e, $\varepsilon_{j,t}$ é uma perturbação aleatória do modelo referente à carteira j no mês t . As estimativas de γ_0 e γ_1 são o valor médio das estimativas obtidas nas regressões seccionais em cada um dos períodos. As médias estatisticamente significativas, a um nível de significância de 5%, estão assinaladas a negrito.

Mercados:		Média das Regressões: $R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} \beta_i + e_{i,t}$		
		γ_0	γ_1	R^2 Ajustado
Europa				
Período 1 (02/2006 a 12/2007)	<i>Mean</i>	0,012	-0,010	0,195
	<i>T-statistic</i>	2,700	-2,303	
	<i>P-value</i>	0,013	0,031	
Período 2 (01/2008 a 12/2009)	<i>Mean</i>	-0,014	-0,005	0,147
	<i>T-statistic</i>	-1,676	-0,434	
	<i>P-value</i>	0,107	0,668	
Alemanha				
Período 1 (02/2006 a 12/2007)	<i>Mean</i>	0,008	-0,008	0,121
	<i>T-statistic</i>	1,849	-1,772	
	<i>P-value</i>	0,078	0,090	
Período 2 (01/2008 a 12/2009)	<i>Mean</i>	-0,008	-0,012	0,104
	<i>T-statistic</i>	-1,058	-1,142	
	<i>P-value</i>	0,301	0,265	
França				
Período 1 (02/2006 a 12/2007)	<i>Mean</i>	0,020	-0,015	0,106
	<i>T-statistic</i>	3,840	-2,622	
	<i>P-value</i>	0,001	0,016	
Período 2 (01/2008 a 12/2009)	<i>Mean</i>	-0,024	0,007	0,062
	<i>T-statistic</i>	-2,207	0,612	
	<i>P-value</i>	0,038	0,547	
Itália				
Período 1 (02/2006 a 12/2007)	<i>Mean</i>	0,011	-0,009	0,020
	<i>T-statistic</i>	1,325	-1,212	
	<i>P-value</i>	0,199	0,238	
Período 2 (01/2008 a 12/2009)	<i>Mean</i>	-0,012	-0,011	0,088
	<i>T-statistic</i>	-0,683	-0,454	
	<i>P-value</i>	0,502	0,654	

Os resultados obtidos são semelhantes aos obtidos por Theriou *et al.* (2010) na Grécia, ao verificarem que: os resultados são consistentes entre períodos, γ_1 é estatisticamente igual a zero e, a média da estimativa deste coeficiente é sempre negativa. Enquanto que, Fletcher (2000) em dezoito mercados desenvolvidos, verifica que γ_1 é

estatisticamente igual a zero, mas a média da estimativa deste coeficiente não assume valores negativos. O sinal da média da estimativa de γ_1 ser negativa ou positiva pode ser justificado pela média da rendibilidade em excesso de mercado ser negativa ou positiva respetivamente.

Pettengill *et al.* (1995) argumentam que a análise desenvolvida anteriormente é tendenciosa, ao agregar períodos de rendibilidade em excesso de mercado positivas e negativas. Para o autor a relação entre risco e rendibilidade é condicional. Quando a rendibilidade em excesso de mercado é negativa, existe uma relação sistemática, mas negativa, entre o risco e rendibilidade e, quando a rendibilidade em excesso de mercado é positiva, existe uma relação sistemática, mas positiva, entre o risco e rendibilidade. Na secção seguinte é analisada a relação condicional entre risco/rendibilidade.

2.5.2. Relação Condicional entre Beta e Rendibilidade

Nos mercados da amostra de acordo com a análise realizada na secção anterior não é confirmado o resultado de Fama e MacBeth (1973), a existência de uma relação linear, não condicional e positiva, entre o risco, medido pelo coeficiente beta, e a rendibilidade. Face aos resultados encontrados, esta secção tem como objetivo analisar a relação sistemática, mas condicional entre beta e rendibilidade, defendida por Pettengill *et al.* (1995). É analisada a dupla relação entre risco e rendibilidade. Uma relação positiva em períodos de rendibilidade em excesso de mercado positiva e uma relação negativa em períodos de rendibilidade em excesso de mercado negativa. Segue-se a mesma estrutura da secção anterior e, para verificar se os resultados são consistentes entre períodos, é realizada a análise para o período total, de quarenta e sete meses, de fevereiro/2006 a dezembro/2009 e, para dois subperíodos do período total, designados de período um e período dois, que medeiam entre fevereiro/2006 a dezembro/2007 e de janeiro/2008 e dezembro/2009, perfazendo vinte e três e vinte e quatro observações mensais respetivamente.

A Tabela 2.14 apresenta os resultados das regressões seccionais da equação (2.6), de acordo com a metodologia de Pettengill *et al.* (1995) para as carteiras constituídas com base nos coeficientes betas das ações individuais, nos quatro mercados de capitais em análise: vinte e cinco carteiras para os mercados da Europa, Alemanha, França e nove carteiras para Itália. A análise à relação condicional entre risco e rendibilidade, positiva para mercado em alta e negativa para mercado em baixa, é testada através das estimativas de γ_1 e γ_2 respetivamente, nos quarenta e sete meses da amostra, de fevereiro/2006 a dezembro/2009.

Tabela 2.14
Modelo com Beta Condicional

Na tabela são apresentadas a média das estimativas de γ_0 , γ_1 e γ_2 , os respetivos t-estatístico e os *p-value* associados. O indicador da qualidade do ajustamento, o R^2 ajustado, é a média simples dos indicadores obtidos nas regressões seccionais.

O período da amostra para a estimação do modelo inclui 47 observações mensais de fevereiro/2006 a dezembro/2009. São constituídas vinte e cinco carteiras e nove carteiras para o mercado de Itália, com base na ordenação crescente dos coeficientes betas das ações individuais estimados através do modelo de mercado com 36 rendibilidades mensais, no período de fevereiro/1999 a janeiro/2002.

A equação estimada é: $R_{j,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Dm_t \beta_{j-1} + \gamma_2 (1-Dm_t)\beta_{j-1} + \varepsilon_{j,t}$. Em que: $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t, $\beta_{j,t-1}$ é o coeficiente beta da carteira, estimado através do modelo de mercado e da metodologia de janela deslizante com os 48 meses anteriores e, Dm_t assume o valor de 1 se o mercado está em alta e 0 se o mercado está em baixa e $\varepsilon_{j,t}$ é uma perturbação aleatória do modelo referente à carteira j no mês t.

As estimativas γ_0 , γ_1 e γ_2 são o valor médio das estimativas obtidas nas regressões seccionais em cada um dos períodos. São estimadas 47 regressões seccionais e a estimativa γ_1 é o valor médio das estimativas obtidas nas regressões seccionais quando o mercado está em alta e a estimativa γ_2 é o valor médio das estimativas obtidas nas regressões seccionais quando o mercado está em baixa.

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

Período Total (02/2006 a 12/2009)		Média das Regressões: $R_{j,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Dm_t \beta_{j-1} + \gamma_2 (1-Dm_t)\beta_{j-1} + \varepsilon_{j,t}$					
		Mercado em Alta			Mercado em Baixa		
Mercados:		γ_0	γ_1	R^2 Ajust.	γ_0	γ_2	R^2 Ajust.
Europa	<i>Mean</i>	0,015	0,013	0,116	-0,014	-0,024	0,214
	<i>T-statistic</i>	2,061	1,598		-2,506	-3,101	
	<i>P-value</i>	(0,053)	(0,126)		(0,020)	(0,005)	
Alemanha	<i>Mean</i>	0,013	0,011	0,091	-0,012	-0,028	0,130
	<i>T-statistic</i>	2,273	1,261		-2,151	-4,662	
	<i>P-value</i>	(0,034)	(0,221)		(0,042)	(0,000)	
França	<i>Mean</i>	0,024	0,009	0,060	-0,026	-0,016	0,105
	<i>T-statistic</i>	3,378	1,333		2,180	-1,718	
	<i>P-value</i>	(0,002)	(0,197)		(0,010)	(0,099)	
Itália	<i>Mean</i>	0,015	0,023	0,055	-0,017	-0,044	0,055
	<i>T-statistic</i>	1,324	1,605		-1,111	-2,326	
	<i>P-value</i>	(0,199)	(0,122)		(0,279)	(0,030)	

Os resultados apresentados na Tabela 2.14 evidenciam que quando o mercado está em baixa, a média da estimativa do coeficiente γ_2 é negativa. O valor médio de γ_2 é estatisticamente diferente de zero, isto é, existe uma relação sistemática e negativa entre o coeficiente beta e a rendibilidade, exceto no mercado da França. Quando o mercado está em baixa, a rendibilidade em excesso de mercado é negativa, as carteiras obtêm um prêmio de risco negativo, confirmado pelo valor negativo da média da estimativa de γ_2 . Quando o mercado está em alta, a média da estimativa do coeficiente γ_1 é positiva e o valor médio deste coeficiente é estatisticamente igual a zero, ou seja, não é confirmada a relação sistemática e positiva entre o coeficiente beta e a rendibilidade em todos os mercados. Estes resultados não estão de acordo com estudos empíricos favoráveis ao beta condicional em alguns mercados da Europa (Cotter *et al.*, 2014; Fletcher, 2000; Isakov, 1999; Jianhua & Wihlborg, 2010; Morelli, 2011; Theriou *et al.*, 2010), que constata valores médios dos dois coeficientes, γ_1 e γ_2 , estatisticamente diferentes de zero.

A constante do modelo, o coeficiente γ_0 , apresenta um comportamento idêntico em todos os mercados, a média da estimativa deste coeficiente é positiva quando o mercado está em alta e negativa quando o mercado está em baixa. A média deste coeficiente é estatisticamente igual a zero, na Europa quando o mercado está em alta e, em Itália quando o mercado está em alta e em baixa.

As médias dos coeficientes de determinação ajustados são baixas, variam entre 5,5% em Itália para mercado em baixa e em alta, e 21,4% na Europa quando o mercado está em baixa. Este coeficiente, em todos os mercados, apresenta valores superiores ou iguais quando o mercado está em baixa comparativamente a mercado em alta. Verifica-se também que este coeficiente apresenta em todos os mercados valores inferiores ou iguais quando o mercado está em alta, comparativamente ao modelo não condicional (Tabela 2.12) e, valores superiores ou iguais quando o mercado está em baixa, comparativamente ao modelo não condicional. Estes valores podem ser justificados pela relação sistemática e negativa entre beta e a rendibilidade quando o mercado está em baixa e pela ausência de relação sistemática e positiva quando o mercado está em alta.

Conclui-se que a relação condicional entre beta/rendibilidade, defendida por Pettengill *et al.* (1995), e confirmada noutros mercados, não existe na amostra em análise, apenas é verificada uma relação negativa entre beta e rendibilidade quando o mercado está em baixa e esta relação não é verificada no mercado de França.

Para verificar se estes resultados são consistentes é realizada a mesma análise, mas o período total é dividido em dois períodos, um e dois, de fevereiro/2006 a dezembro/2007 e de janeiro/2008 e dezembro/2009, perfazendo vinte e três e vinte e quatro observações mensais respetivamente.

A Tabela 2.15 apresenta os resultados das regressões seccionais para a equação (2.6), de acordo com a metodologia de Pettengill *et al.* (1995), nos dois subperíodos do período total. A análise é baseada nas carteiras, constituídas com base nos coeficientes betas das ações individuais, por mercado: vinte e cinco para os mercados da Europa, Alemanha e França e nove para o mercado de Itália. O objetivo é analisar se a relação é consistente nos dois períodos e no período total.

Na Europa e Alemanha, Tabela 2.15, os resultados são consistentes entre períodos. Quando a rendibilidade em excesso de mercado é negativa, a hipótese nula enunciada que o valor médio do coeficiente γ_2 é estatisticamente igual a zero é rejeitada. Mas, quando a rendibilidade em excesso de mercado é positiva, a hipótese nula enunciada que o valor médio do coeficiente γ_1 é estatisticamente igual a zero não é rejeitada. No mercado de Itália, as médias de γ_1 e γ_2 são estatisticamente iguais a zero nos dois períodos, para mercado em alta e em baixa, exceto no período um para mercado em alta.

No mercado de França não é verificada a consistência temporal dos resultados. A média do coeficiente γ_2 é estatisticamente igual a zero no período dois e, a média do coeficiente γ_1 é estatisticamente igual a zero nos dois períodos.

Em todos os mercados, a média das estimativas dos coeficientes apresentam sempre o mesmo sinal entre períodos, positiva para o mercado em alta (γ_1) e negativa para o mercado em baixa (γ_2). Existe exceção na Europa e França, para mercado em alta no período um.

Pettengill *et al.* (1995) constatarem que quando a rendibilidade em excesso de mercado é positiva as carteiras com coeficiente beta elevado obtêm rendibilidades mais elevadas que as carteiras com este coeficiente baixo. Inversamente, quando a rendibilidade em excesso de mercado é negativa, as carteiras com coeficiente beta elevado obtêm rendibilidades mais baixas que as carteiras com este coeficiente baixo.

Tabela 2.15
Modelo com Beta Condicional por Períodos

Na tabela são apresentadas a média das estimativas de γ_0 , γ_1 e γ_2 , os respectivos t-estatístico e os *p-value* associados. O indicador da qualidade do ajustamento, o R^2 ajustado, é a média simples dos indicadores obtidos nas regressões seccionais.

O período da amostra para a estimação do modelo inclui 23 e 24 observações mensais, para o período um e dois respetivamente, entre fevereiro/2006 a dezembro/2009.

São constituídas vinte e cinco carteiras e nove carteiras para o mercado de Itália, com base na ordenação crescente dos coeficientes betas das ações individuais estimados através do modelo de mercado com 36 rendibilidades mensais, no período de fevereiro/1999 a janeiro/2002.

A equação estimada é: $R_{j,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Dm_t \beta_{j-1} + \gamma_2 (1-Dm_t)\beta_{j-1} + \varepsilon_{j,t}$. Em que: $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t, $\beta_{j,t-1}$ é o coeficiente beta da carteira, estimado através do modelo de mercado e da metodologia de janela deslizante com os 48 meses anteriores e, Dm_t assume o valor de 1 se o mercado está em alta e 0 se o mercado está em baixa e $\varepsilon_{j,t}$ é uma perturbação aleatória do modelo referente à carteira j no mês t.

As estimativas γ_0 , γ_1 e γ_2 são o valor médio das estimativas obtidas nas regressões seccionais em cada um dos períodos. A estimativa γ_1 é o valor médio das estimativas obtidas nas regressões seccionais quando o mercado está em alta e a estimativa γ_2 é o valor médio das estimativas obtidas nas regressões seccionais quando o mercado está em baixa.

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

Mercados:		Média das Regressões: $R_{j,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Dm_t \beta_{j-1} + \gamma_2 (1-Dm_t)\beta_{j-1} + \varepsilon_{j,t}$					
		Mercado em Alta			Mercado em Baixa		
		γ_0	γ_1	R^2 Ajust	γ_0	γ_2	R^2 Ajust
Europa							
Período 1 (02/2006 a 12/2007)	<i>Mean</i>	0,025	-0,001	0,128	-0,004	-0,021	0,282
	<i>T-statistic</i>	5,236	-0,351		-0,752	-3,174	
	<i>P-value</i>	(0,000)	(0,731)		(0,471)	(0,011)	
Período 2 (01/2008 a 12/2009)	<i>Mean</i>	0,000	0,037	0,097	-0,021	-0,026	0,172
	<i>T-statistic</i>	0,027	2,119		-2,472	-2,161	
	<i>P-value</i>	(0,979)	(0,072)		(0,026)	(0,047)	
Alemanha							
Período 1 (02/2006 a 12/2007)	<i>Mean</i>	0,020	0,001	0,093	-0,005	-0,017	0,151
	<i>T-statistic</i>	4,208	0,138		-1,147	-3,519	
	<i>P-value</i>	(0,002)	(0,893)		(0,278)	(0,006)	
Período 2 (01/2008 a 12/2009)	<i>Mean</i>	0,005	0,022	0,090	-0,017	-0,037	0,114
	<i>T-statistic</i>	0,472	1,334		-1,872	-3,843	
	<i>P-value</i>	(0,648)	(0,215)		(0,084)	(0,002)	
França							
Período 1 (02/2006 a 12/2007)	<i>Mean</i>	0,032	-0,004	0,093	0,007	-0,028	0,121
	<i>T-statistic</i>	4,564	-0,512		1,205	-3,480	
	<i>P-value</i>	(0,001)	(0,619)		(0,256)	(0,006)	
Período 2 (01/2008 a 12/2009)	<i>Mean</i>	0,014	0,026	0,020	-0,051	-0,007	0,092
	<i>T-statistic</i>	1,109	2,106		-4,371	-0,461	
	<i>P-value</i>	(0,296)	(0,064)		(0,001)	(0,652)	
Itália							
Período 1 (02/2006 a 12/2007)	<i>Mean</i>	0,030	0,001	0,021	-0,013	-0,023	0,019
	<i>T-statistic</i>	4,525	0,097		-0,929	-1,915	
	<i>P-value</i>	(0,001)	(0,925)		(0,377)	(0,088)	
Período 2 (01/2008 a 12/2009)	<i>Mean</i>	-0,002	0,048	0,094	-0,020	-0,061	0,084
	<i>T-statistic</i>	-0,085	1,770		-0,786	-1,881	
	<i>P-value</i>	(0,934)	(0,107)		(0,447)	(0,084)	

A Figura 2.2 apresenta as rendibilidades médias das carteiras (vinte e cinco para a Europa, Alemanha e França e nove para Itália), desagregadas para mercado em alta e mercado em baixa, assim como a rendibilidade média das carteiras nos quarenta e sete meses, no período de fevereiro/2006 a dezembro/2009.

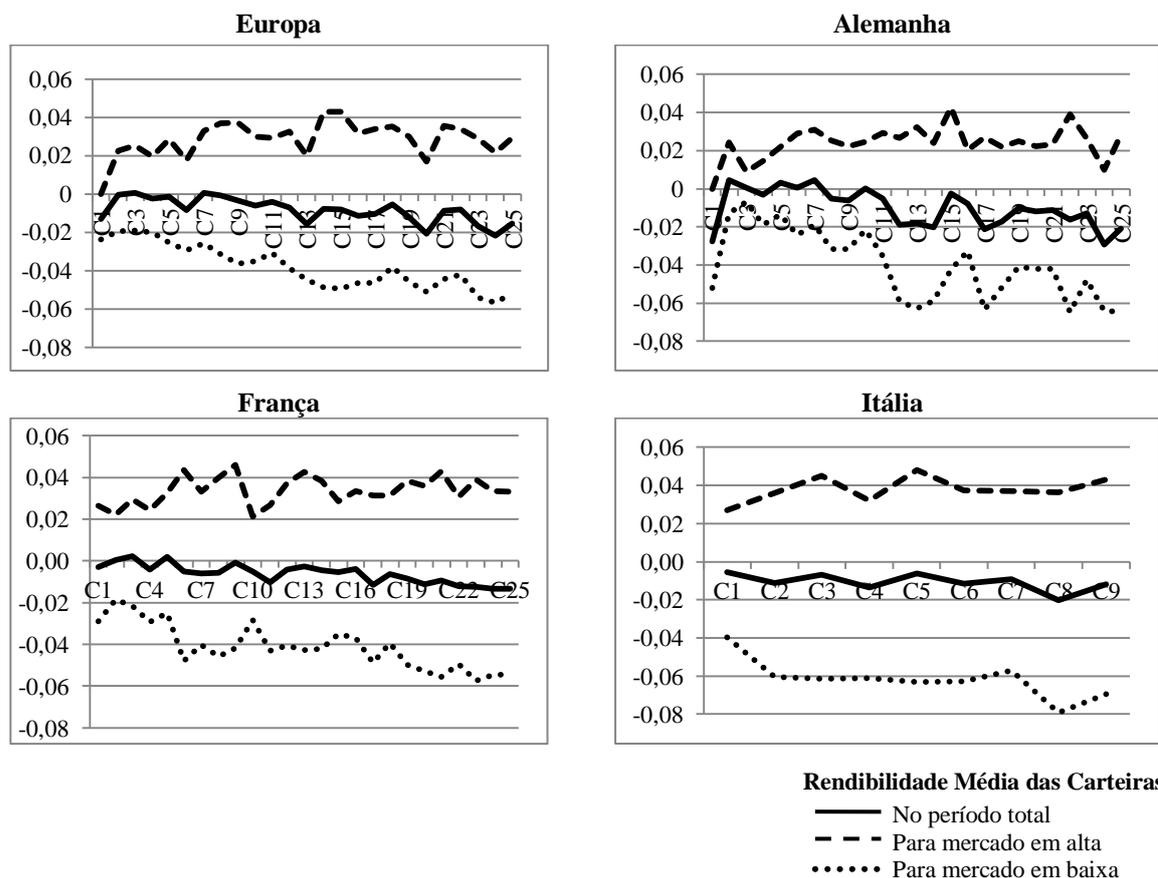


Figura 2.2 - Rendibilidade Média das Carteiras para Mercado em Alta e em Baixa

A figura apresenta as rendibilidades médias das carteiras nos 47 meses (fevereiro/2006 a dezembro/2009) assim como as rendibilidades médias das carteiras em situação de mercado em alta e em situação de mercado em baixa, no referido período.

São constituídas vinte e cinco carteiras para cada um dos mercados, à exceção de Itália em que são constituídas nove carteiras, com base na ordenação crescente dos coeficientes betas das ações individuais estimados através do modelo de mercado com 36 observações mensais, no período de fevereiro/1999 a janeiro/2002.

A rendibilidade mensal das carteiras é a média simples da rendibilidade das ações que compõem cada uma das carteiras. A rendibilidade média das carteiras é a média simples da rendibilidade mensal de cada carteira no período de fevereiro/2006 a dezembro/2009.

A rendibilidade mensal de mercado é a média simples da rendibilidade de todas as ações da amostra. O mercado está em alta (baixa) se a rendibilidade em excesso de mercado é positiva (negativa). 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.

Duas conclusões são retiradas da análise à Figura 2.2. Primeira, quando o mercado está em alta, as carteiras de coeficiente beta elevado, apresentam rendibilidades mais elevadas que as carteiras com o coeficiente beta mais baixo. Inversamente, quando o mercado está em baixa, as carteiras de coeficiente beta elevado, apresentam rendibilidades mais baixas que as carteiras com o coeficiente beta mais baixo. Segunda, a variação da rendibilidade das carteiras de mercado em alta para mercado em baixa, aumenta das carteiras de baixo coeficiente beta para as carteiras de elevado coeficiente beta. Pelo que, as oscilações da rendibilidade das carteiras são maiores nas carteiras de elevado coeficiente beta relativamente às carteiras com baixo coeficiente beta.

Conclui-se que na Europa e em cada um dos três países individualmente analisados não é confirmada a relação sistemática e condicional entre risco e rendibilidade, confirmado por vários autores (Abbas *et al.*, 2011; Cenesizoglu & Reeves, 2013; Fletcher, 2000; Jianhua & Wihlborg, 2010; Pettengill *et al.*, 1995). Existe uma relação negativa entre beta e rendibilidade quando a rendibilidade em excesso de mercado é negativa, mas não existe uma relação positiva entre beta e rendibilidade quando a rendibilidade em excesso de mercado é positiva.

Se o mercado está em alta as carteiras de elevado coeficiente beta obtêm rendibilidades mais elevadas que as carteiras com baixo coeficiente beta. Inversamente, se o mercado está em baixa as carteiras de elevado coeficiente beta obtêm rendibilidades mais baixas que as carteiras de baixo coeficiente beta.

2.5.3. Tradeoff Risco/Rendibilidade Positivo

Para existir um *tradeoff* risco/rendibilidade positivo, terão que se verificar duas condições: (1) a rendibilidade média em excesso de mercado terá de ser positiva e, (2) a relação risco/rendibilidade terá de ser simétrica para o mercado em alta e para o mercado em baixa.

No período de fevereiro/2006 a dezembro/2009, verifica-se que (Tabela 2.10) a rendibilidade média em excesso de mercado é negativa em todos os mercados. A Tabela 2.16 apresenta as estatísticas descritivas da rendibilidade em excesso de mercado no período total, de quarenta e sete rendibilidades mensais (fevereiro/2006 a dezembro/2009) e nos dois subperíodos, um (fevereiro/2006 a dezembro/2007) e dois (janeiro/2008 a dezembro/2009), perfazendo vinte e três e vinte e quatro rendibilidades mensais respetivamente.

Tabela 2.16
Estatísticas Descritivas da Rendibilidade em Excesso de Mercado por Períodos

A tabela apresenta as estatísticas descritivas da rendibilidade em excesso de mercado: média, desvio padrão, t-estatístico associado e o respetivo *p-value*, para cada um dos períodos.

A rendibilidade em excesso de mercado (Rme) é a diferença entre a rendibilidade de mercado (rendibilidade média simples de todas as ações existentes na amostra em cada um dos meses) e a rendibilidade do ativo isento de risco (taxa mensal dos Euro-depósitos em euros a um mês), em cada um dos meses.

O período total inclui 47 meses, compreendidos no período de fevereiro/2006 a dezembro/2009 e, este é dividido em dois períodos, período um e período dois, de fevereiro/2006 a dezembro/2007 e de janeiro/2008 a dezembro/2009 perfazendo 23 e 24 meses respetivamente.

O *p-value* corresponde ao teste estatístico da hipótese nula a média da Rme ser igual a zero. As médias estatisticamente diferente de zero, a um nível de significância de 5%, estão assinaladas a negrito.

Mercados:	Rendibilidade em Excesso de Mercado – Rme			
	<i>Mean</i>	<i>Std Dev</i>	<i>T-statistic</i>	<i>P-value</i>
Europa				
Período Total	-0,017	0,052	-2,205	0,033
Período 1	-0,006	0,032	-0,837	0,412
Período 2	-0,027	0,065	-2,075	0,049
Alemanha				
Período Total	-0,013	0,047	-1,843	0,072
Período 1	-0,003	0,028	-0,462	0,649
Período 2	-0,022	0,059	-1,844	0,078
França				
Período Total	-0,009	0,053	-1,107	0,274
Período 1	0,002	0,030	0,264	0,794
Período 2	-0,018	0,068	-1,323	0,199
Itália				
Período Total	-0,013	0,067	-1,339	0,187
Período 1	-0,001	0,043	-0,140	0,890
Período 2	-0,024	0,084	-1,436	0,164

Como se pode observar na Tabela 2.16, a rendibilidade média em excesso de mercado é negativa em todos os mercados e períodos. Existe uma exceção, no mercado de França no período um, a rendibilidade média em excesso de mercado é positiva. A rendibilidade média em excesso de mercado é estatisticamente igual a zero em todos os

períodos nos mercados da Alemanha, França e Itália. No mercado da Europa, rejeita-se a hipótese nula de que a rendibilidade média em excesso de mercado é igual a zero no período dois e no período total.

Os resultados obtidos evidenciam que o mercado não proporciona uma recompensa positiva pelo risco de mercado. Os investidores não são remunerados, positivamente, pelo risco que assumem. A primeira condição enunciada para a existência de um *tradeoff* risco/rendibilidade positivo não é verificada.

A segunda condição para existir um *tradeoff* risco/rendibilidade positivo, requer que a relação risco/rendibilidade seja consistente para o mercado em alta e para o mercado em baixa, isto é, o prêmio de risco deve ser simétrico para mercado em alta e em baixa. Esta condição requer que as médias das estimativas de γ_1 e γ_2 da equação (2.6) nos mercados analisados (Tabelas 2.14 e 2.15) devem estar de acordo com os sinais esperados, positivo para mercado em alta (γ_1) e negativo para mercado em baixa (γ_2).

Os resultados do teste de hipótese ($H_0: \bar{\gamma}_1 - \bar{\gamma}_2 = 0$) para verificar a segunda condição da existência do *tradeoff* risco/rendibilidade positivo, no período total (fevereiro/2006 a dezembro/2009) e nos dois períodos, um (fevereiro/2006 a dezembro/2007) e dois (janeiro/2008 a dezembro/2009), são apresentados na Tabela 2.17.

Dos valores da Tabela 2.17, contata-se que para um nível de significância estatística de 5%, a hipótese nula é rejeitada, do prêmio de risco ser simétrico para mercado em alta e em baixa, em todos os mercados. Existem duas exceções, em Itália no período um e em França no período dois.

A hipótese de uma relação risco/rendibilidade positiva é testada analisando a associação entre os betas e as rendibilidades das carteiras para cada um dos meses. Para cada um dos mercados, o valor médio do coeficiente beta de cada uma das carteiras está na Tabela 2.7 e a rendibilidade média das carteiras na Tabela 2.8.

Na Europa, o coeficiente beta médio, da carteira constituída por ações de coeficiente beta mais baixo (C1) e, da carteira constituída por ações de coeficiente beta mais alto (C25), é de 0,349 e 1,652 respetivamente. A rendibilidade média destas carteiras é de -0,013 e -0,016 respetivamente. A situação descrita para o mercado da Europa é verificada nos três países: Alemanha, França e Itália.

Tabela 2.17
Teste da Relação de Simetria dos Coeficientes do Modelo com Beta Condicional

A tabela apresenta o t-estatístico e o *p-value* associado ao teste da hipótese nula. No teste é utilizado o valor simétrico de γ_2 .

O período da amostra para a estimação do modelo inclui 23 e 24 observações mensais, para o período um e dois respetivamente, entre fevereiro/2006 a dezembro/2009.

São constituídas vinte e cinco carteiras e nove carteiras para o mercado de Itália, com base na ordenação crescente dos coeficientes betas das ações individuais estimados através do modelo de mercado com 36 rendibilidades mensais, no período de fevereiro/1999 a janeiro/2002.

A equação estimada é: $R_{j,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Dm_t \beta_{j-1} + \gamma_2 (1-Dm_t)\beta_{j-1} + \varepsilon_{j,t}$. Em que: $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t, $\beta_{j,t-1}$ é o coeficiente beta da carteira, estimado através do modelo de mercado e da metodologia de janela deslizante com os 48 meses anteriores e, Dm_t assume o valor de 1 se o mercado está em alta e 0 se o mercado está em baixa e $\varepsilon_{j,t}$ é uma perturbação aleatória do modelo referente à carteira j no mês t.

As estimativas γ_1 e γ_2 são o valor médio das estimativas obtidas nas regressões seccionais em cada um dos períodos. A estimativa γ_1 é o valor médio das estimativas obtidas nas regressões seccionais quando o mercado está em alta e a estimativa γ_2 é o valor médio das estimativas obtidas nas regressões seccionais quando o mercado está em baixa.

Média das Regressões: $R_{j,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Dm_t \beta_{j-1} + \gamma_2 (1-Dm_t)\beta_{j-1} + \varepsilon_{j,t}$						
H ₀ : $\bar{\gamma}_1 - \bar{\gamma}_2 = 0$						
	Período Total (02/2006 a 12/2009)		Período 1 (02/2006 a 12/2007)		Período 2 (01/2008 a 12/2009)	
	<i>T-statistic</i>	<i>P-value</i>	<i>T-statistic</i>	<i>P-value</i>	<i>T-statistic</i>	<i>P-value</i>
Mercados:						
Europa	3,274	0,002	2,409	0,025	2,998	0,007
Alemanha	3,798	0,000	2,238	0,036	3,271	0,003
França	2,131	0,039	2,277	0,033	1,559	0,133
Itália	2,841	0,007	1,569	0,132	2,524	0,019

Nos mercados analisados, a rendibilidade média da quase totalidade das carteiras é negativa e, a rendibilidade negativa das carteiras é maior nas carteiras que apresentam coeficiente beta mais elevado.

Pettengill *et al.* (1995) encontram evidência de recompensa para o risco de mercado. Este facto não é confirmado na amostra em análise. Os resultados evidenciam que nos mercados analisados os investidores não são remunerados pelo risco que incorrem. A justificação para estes resultados é porque no período de tempo em análise a rendibilidade média de mercado é negativa e, a maioria das observações mensais são caracterizadas por rendibilidade em excesso de mercado negativa (Tabela 2.9).

2.6. Conclusões

Neste capítulo é analisada a relação não condicional e condicional entre risco, medido pelo coeficiente beta, e a rendibilidade, para uma amostra no mercado da Europa, constituída por cinco países pertencentes à moeda única, são eles: Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal, no período compreendido entre fevereiro/1999 a dezembro/2009. Optou-se por analisar os mercados da Europa (constituído pelos cinco países), Alemanha, França, Itália e, não analisar individualmente os mercados de Espanha e Portugal devido ao número relativamente reduzido de ações.

Estudos anteriores a Pettengill *et al.* (1995) constataam a existência de uma relação fraca, inexistente ou inconsistente entre períodos, entre o coeficiente beta e a rendibilidade, de destacar Chan e Lakonishok (1993), Fama e French (1992) e, Tinic e West (1984). Os resultados destes estudos empíricos referem-se à análise da relação não condicional linear e positiva entre o coeficiente beta e a rendibilidade. Pettengill *et al.* (1995) defendem que a relação entre beta e rendibilidade é condicional com a evolução do mercado. Quando a rendibilidade em excesso de mercado é positiva, mercado em alta, deve existir uma relação positiva entre beta e rendibilidade, mas, quando a rendibilidade em excesso de mercado é negativa, mercado em baixa, deve existir uma relação negativa entre beta e rendibilidade.

Pettengill *et al.* (1995) desenvolvem uma metodologia que considera a relação condicional entre beta e rendibilidade e confirmam que esta relação é consistente entre períodos mas condicional, positiva para mercado em alta e negativa para mercado em baixa. Verificam também a existência de um *tradeoff* risco/rendibilidade positivo.

No período analisado na amostra, a média da rendibilidade em excesso de mercado é negativa, particularidade que difere dos estudos empíricos existentes.

Nesta investigação é seguida a metodologia de Pettengill *et al.* (1995). As conclusões obtidas para os mercados analisados, são:

- (1) Não existe uma relação não condicional entre beta e rendibilidade. Resultado que é consistente quando analisado entre períodos nos mercados da Alemanha e Itália e inconsistente nos mercados da Europa e França. A ausência da relação não

condicional é consistente, com os resultados de Fama e French (1992) no mercado dos EUA e Fletcher (2000) em dezoito mercados desenvolvidos.

- (2) Não é confirmada a relação condicional entre beta e rendibilidade, positiva para mercado em alta e negativa para mercado em baixa, constatada em vários estudos empíricos de destacar, Durand *et al.* (2011) em países emergentes, Fletcher (2000) em dezoito países desenvolvidos, Jianhua e Wihlborg (2010) em mercados emergentes da Europa, Morelli (2011) no Reino Unido, Pettengill *et al.* (1995) nos EUA e, Theriou *et al.* (2010) na Grécia.
- (3) Quando o mercado está em baixa é confirmada a existência de uma relação negativa entre beta e rendibilidade no período total da amostra em todos os mercados analisados, exceto em França. Esta relação mostra-se consistente entre períodos nos mercados da Europa e Alemanha e inconsistente nos mercados de França. Em Itália não é confirmada a existência de uma relação negativa entre beta e rendibilidade nos dois períodos.
- (4) Quando o mercado está em alta não é confirmada a existência de uma relação positiva entre beta e rendibilidade, resultado que é consistente entre períodos em todos os mercados analisados.
- (5) As carteiras constituídas por ações de coeficiente beta mais elevado evidenciam rendibilidades mais elevadas quando o prémio de risco de mercado é positivo e rendibilidades mais baixas quando o prémio de risco de mercado é negativo, resultado que está de acordo com os estudos existentes, de destacar Pettengill *et al.* (1995) e Theriou *et al.* (2010). A variação da rendibilidade das carteiras de mercado em alta para mercado em baixa, aumenta das carteiras de baixo coeficiente beta para as carteiras de elevado coeficiente beta. Estas oscilações são maiores nos mercados da Europa e Alemanha, relativamente aos mercados de França e Itália. As oscilações da rendibilidade das carteiras são maiores nas carteiras de elevado coeficiente beta relativamente às carteiras com baixo coeficiente beta.
- (6) Nos mercados em análise não existe um *tradeoff* risco/rendibilidade positivo. Para a confirmação desta condição era necessário que a média da rendibilidade em excesso de mercado fosse positiva e, o prémio de risco para mercado em alta e em baixa ser simétrico. Condições não verificadas nos mercados analisados.

A relação condicional entre beta e rendibilidade descrita por Pettengill *et al.* (1995) e confirmada posteriormente em vários estudos para diferentes amostras (Cotter *et al.*, 2014; Fletcher, 2000; Isakov, 1999), não é confirmada na amostra em análise.

A amostra utilizada neste estudo empírico apresenta uma característica que a diferencia dos restantes estudos, o mercado estava em baixa (rendibilidade em excesso de mercado negativa) em mais de metade das observações mensais, exceto no mercado de Itália, assim como a média da rendibilidade de mercado é negativa. Talvez o único estudo empírico que utiliza uma amostra com as mesmas características é realizado por Theriou *et al.* (2010) com ações cotadas no mercado da Grécia entre 1991 a 2002. Mas, neste estudo, verificam a existência de uma relação condicional entre beta e rendibilidade, resultado que não é encontrado na amostra analisada.

Face, aos resultados encontrados, o modelo CAPM não é um modelo explicativo da rendibilidade das carteiras quer para o mercado Europeu (considerando os cinco países da amostra agregados) quer considerando os países individualmente. Os capítulos seguintes têm como objetivo verificar as evidências empíricas que surgiram em vários estudos, principalmente a partir da década de oitenta. A constatação empírica da fraca capacidade do coeficiente beta para explicar a rendibilidade das ações, leva ao aparecimento de vários estudos que procuram outros fatores de risco, para além do mercado, com capacidade explicativa da rendibilidade, daí o surgimento de modelos multifator na explicação da rendibilidade das ações.

Os estudos empíricos constataam que existem outros fatores de risco que são relevantes para explicar a rendibilidade das ações, de destacar os fatores: dimensão, valor, momento, liquidez e risco idiossincrático. Este é o objetivo dos capítulos seguintes, analisar no mercado da Europa a existência de outros fatores de risco que podem melhorar a capacidade explicativa da rendibilidade das ações, assim como, verificar a robustez destes fatores de risco em função da evolução da situação económica. O capítulo seguinte, capítulo três, analisa a capacidade explicativa de quatro fatores de risco, mercado, dimensão, valor e momento e, de dois modelos muito conhecidos na literatura, o modelo de três fatores (mercado, dimensão e valor) de Fama e French (1993) e o modelo de quatro fatores de Carhart (1997), que adiciona o fator momento aos três fatores do modelo anterior. O capítulo quatro analisa a capacidade explicativa de dois fatores adicionais de risco, liquidez e risco idiossincrático. Estes dois fatores são adicionados ao modelo de

quatro fatores, do qual resultam dois modelos. Um modelo com cinco fatores, o fator de risco liquidez e os quatro fatores do modelo de Carhart (1997) e um modelo com seis fatores, o fator de risco idiossincrático e os cinco fatores do modelo anterior. Face às evidências empíricas constatadas neste capítulo, os fatores de risco analisados nos capítulos seguintes são sujeitos a testes de robustez. Os modelos testados são sujeitos a uma análise condicional em função da evolução da situação económica, através das *proxies*, evolução do mercado e, evolução do ciclo de negócios.

CAPÍTULO 3

Os Fatores de Risco: Mercado, Dimensão, Valor e Momento

Resumo

O principal objetivo deste capítulo é analisar a capacidade explicativa de quatro fatores de risco, mercado, dimensão, valor e momento. Para tal são analisados três modelos: CAPM, modelo de três fatores de Fama e French (1993) e, modelo de quatro fatores de Carhart (1997).

O segundo objetivo deste capítulo é analisar se os quatro fatores de risco apresentam relação condicional em função da evolução do mercado, em alta e em baixa, e em função da evolução do ciclo de negócios, em expansão e em recessão. Análise que se diferencia da restante literatura.

A amostra é constituída por ações de cinco países da Europa, no período de agosto/1998 a junho/2009. Mercado em que são praticamente inexistentes os estudos empíricos. A metodologia utilizada é a mesma de Fama e French (1993, 2012).

O fator de risco mercado, medido pela rendibilidade em excesso de mercado e, o fator de risco dimensão, medido pela variável SMB (*small minus big* de dimensão - ME) são explicativos da rendibilidade em excesso de quase todas as carteiras. Existe uma exceção para o fator de risco dimensão nas carteiras de empresas de maior dimensão. O fator de risco valor, medido pela variável HML (*high minus low* de *book-to-market* - BE/ME) é explicativo em algumas carteiras. O fator de risco momento (*winners minus losers* de rendibilidades passadas, dos últimos onze meses) é explicativo da rendibilidade em excesso das carteiras de menor e maior desempenho passado.

No mercado da Europa, o modelo de Carhart (1997), apesar de não explicar a totalidade da rendibilidade em excesso das carteiras, apresenta resultados similares em termos de indicadores da qualidade do ajustamento relativamente ao modelo de três fatores de Fama e French (1993). No entanto o fator momento surge como significativo para a grande maioria das carteiras, pelo que este fator é importante na explicação da rendibilidade em excesso das carteiras. O modelo CAPM não é um modelo adequado para explicar a rendibilidade em excesso das carteiras no mercado da Europa.

Os quatro fatores de risco apresentam comportamento condicional, pelo que o modelo de quatro fatores Carhart (1997) na versão condicional é mais adequado que o modelo na versão não condicional, independentemente da *proxy* utilizada para medir a evolução da situação económica, evolução do mercado ou evolução do ciclo de negócios.

Palavras-chave:

Fatores de risco, dimensão, valor, momento, CAPM, modelo de três fatores, modelo de quatro fatores, ciclo de negócios em expansão, ciclo de negócios em recessão.

3.1. Introdução

Estudos posteriores à década de setenta colocam em causa a capacidade explicativa do coeficiente beta, como única medida de risco. Verificam que determinadas estratégias/variáveis de investimento proporcionam rendibilidades anormais positivas estatisticamente significativas. Estas variáveis que não são explicadas pelo coeficiente beta do CAPM são consideradas como anomalias de mercado. Variáveis relativas às características específicas de cada empresa são relevantes para explicar a rendibilidade das ações. Entre estas variáveis destacam-se: a dimensão da empresa, o rácio *book-to-market*, o rácio resultado/cotação, a cotação das ações e as rendibilidades passadas.

Banz (1981) é o primeiro a verificar que a dimensão da empresa, medida pelo valor de mercado dos capitais próprios ou capitalização bolsista (*market equity* - ME) apresenta capacidade explicativa da rendibilidade das ações. Numa amostra de ações cotadas nos EUA constata que existe uma relação significativa e negativa entre a dimensão e a rendibilidade.¹⁴ Banz (1981) concluiu que o efeito dimensão explica parte da rendibilidade das ações. Esta evidência é designada por efeito dimensão (*size effect ou small-firm effect*). O efeito dimensão é confirmado em outros estudos, de destacar, Blume e Stambaugh (1983), Reinganum (1981b) e, Rubio (1988).

O rácio bolsista, determinado pelo quociente entre o valor contabilístico dos capitais próprios e valor de mercado dos mesmos, designado de *book-to-market* (*book equity/market equity* - BE/ME), revela a existência de uma relação significativa e positiva com a rendibilidade das ações. Graham e Dodd (1934) são os primeiros a verificar esta relação, ações com um alto rácio BE/ME proporcionam, em média, rendibilidades superiores às ações que apresentam este rácio mais baixo. Esta evidência é designada de efeito valor (*value effect ou book-to-market effect*). Outros estudos confirmam o efeito valor, de destacar, Capaul, Rowley e Sharpe (1993), Fama e French (1992, 1996), Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994) e, Rosenberg, Reid e Lanstein (1985).

Um outro rácio bolsista, determinado pelo quociente entre os resultados por ação e a cotação da ação (*earnings/price* - E/P) evidencia capacidade explicativa da rendibilidade. Os estudos indicam a existência de uma relação inversa entre o rácio E/P e a rendibilidade

¹⁴ Verifica no período em análise, de 1931 a 1975, que a carteira constituída por ações de menor dimensão apresenta uma rendibilidade média mensal superior em 1,48% à rendibilidade da carteira constituída por ações de maior dimensão.

das ações. Esta evidência é designada por efeito preço-resultados (*price-earnings effect* ou *E/P effect*). Nicholson (1960) é o primeiro a constatar este efeito, sendo confirmado em estudos posteriores (Basu, 1977, 1983).

Outros estudos empíricos indicam a existência de outras anomalias de mercado, de destacar a existência de uma relação inversa entre a cotação e a rentabilidade das ações. Esta evidência designada de efeito preço (*share price effect*) é constatada, entre outros por Blume e Husic (1973) e, Stoll e Whaley (1983).

Fama e French (1992) verificam a existência de uma relação positiva, mas fraca, entre a rentabilidade das ações e o risco sistemático, medido pelo coeficiente beta, para uma amostra de ações cotadas nos EUA no período de 1941 a 1990. No entanto, esta relação, não é verificada no período de 1963 a 1990. Face aos resultados, os autores investigam o poder explicativo de variáveis associadas às características das empresas: dimensão (ME), *book-to-market* (BE/ME), grau de alavancagem e rácio E/P. Em modelos univariados constata-se que as variáveis analisadas são explicativas da rentabilidade das ações. Em modelos multivariados os resultados evidenciam que existe um efeito combinado das variáveis ME e BE/ME e que estas captam o efeito do grau de alavancagem e do rácio E/P na rentabilidade. Constatam 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 & French, 1992) formulam o modelo de avaliação dos ativos constituído por três fatores de risco: mercado, dimensão e valor, conhecido por modelo de três fatores de Fama e French (1993).

Jegadeesh e Titman (1993) identificam o efeito designado de momento (*momentum*), a que está associado o fenómeno reação por defeito (sub-reação ou *underreaction*). Para uma ação que apresenta rentabilidades elevadas (baixas) a curto prazo, de três a doze meses, existe a perspectiva que essas rentabilidades elevadas (baixas) se mantenham por mais três a doze meses. Jegadeesh e Titman (1993) constata-se para uma amostra de ações cotadas nos EUA no período de 1965 a 1989 que, uma estratégia baseada nas rentabilidades passadas dos últimos três a doze meses proporciona rentabilidades anormais significativas quando as posições são fechadas até doze meses à da posição

inicial.¹⁵ Os autores concluem que o efeito momento existe no curto prazo, de três a doze meses, nesta última data é observada a reversão da rendibilidade, iniciando uma sobre reação (*overreaction*) a partir de um ano até dezoito meses. Em estudo posterior, Jegadeesh e Titman (2001) confirmam o efeito momento do seu primeiro estudo em 1993.

Fama e French (1996, 2004) defendem que o modelo de três fatores de Fama e French (1993) explica a maior parte das anomalias não explicadas pelo fator mercado, mas é incapaz de explicar a variação da rendibilidade das ações no que se refere ao efeito momento. Carhart (1997) ao analisar o desempenho de fundos de investimentos inclui o fator momento de Jegadeesh e Titman (1993) no modelo de três fatores de Fama e French (1993), no qual resulta o modelo de quatro fatores.

Após o surgimento do modelo de três fatores de Fama e French em 1993, vários trabalhos verificaram a capacidade explicativa deste modelo. Pode-se afirmar que existe unanimidade nos estudos empíricos realizados, com amostras de diferentes mercados, que o modelo de três fatores apresenta maior capacidade explicativa da rendibilidade das ações que o modelo CAPM, de destacar, Brighi e d`Addona (2007) e, Ho e Sears (2006).

Quatro anos mais tarde, em 1997, surge o modelo denominado por modelo de quatro fatores de Carhart (1997), quando é adicionado o fator momento ao modelo de três fatores de Fama e French (1993). Vários estudos confirmam o efeito momento em diferentes mercados. Lee e Swaminthan (2000) no mercado dos EUA, Fama e French (2012) e Rouwenhorst (1998) na Europa, Forner e Marhuenda (2003, 2006) e Muga e Santamaría (2006) no mercado Espanhol, Glaser e Weber (2003) no mercado Alemão e, Hon e Tonks (2003) no Reino Unido. No entanto, os estudos empíricos que comparam os modelos de três e quatro fatores, não são unânimes em afirmar a superioridade do modelo de quatro fatores de Carhart (1997) relativamente ao modelo de três fatores de Fama e French (1993). Assim vários estudos concluem que o fator momento não apresenta capacidade explicativa da rendibilidade das ações, ou que, este fator adicionado ao modelo com três fatores não melhora a capacidade explicativa da rendibilidade das ações. Estes estudos são realizados com amostras de ações para outros mercados que não os EUA, de destacar, Al-Mwalla (2012) para o mercado da Jordânia, Brighi e d`Addona (2007) para Itália e, Hou *et al.* (2011) para uma amostra de quarenta e nove mercados internacionais.

¹⁵ A rendibilidade anormal significativa deve ser entendida pela rendibilidade que não é possível de explicar através da teoria de avaliação das ações. Esta rendibilidade é obtida da estratégia de compra (posição longa) de ações com rendibilidades passadas elevadas (ações vencedoras, ganhadoras ou *winner*s) e venda (posição curta) de ações com rendibilidades passadas baixas (ações perdedoras ou *loser*s) e as posições terão de ser fechadas até doze meses à da posição inicial.

O primeiro objetivo deste capítulo é avaliar a capacidade explicativa dos quatro fatores de risco: mercado, dimensão, valor e momento no mercado da Europa. Para tal são analisados três modelos: (1) modelo CAPM, (2) modelo de três fatores de Fama e French (1993) e, (3) modelo de quatro fatores de Carhart (1997). Grande parte da literatura empírica estuda o mercado dos EUA e concluem pela capacidade explicativa dos quatro fatores de risco e pela superioridade na capacidade explicativa do modelo de quatro fatores relativamente ao modelo de três fatores. No entanto, para estudos com amostras de outros mercados, os resultados não são similares.

Existem vários fatores que diferenciam a análise empírica desenvolvida neste capítulo dos estudos existentes, em termos de mercado, características deste e evolução no período analisado.

Primeiro, não existe nenhum estudo para o mercado da Europa, que inclua os cinco países da amostra, os mercados da Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal. Existe uma extensa literatura relativa à capacidade explicativa dos quatro fatores de risco que são objeto de análise, em especial do modelo de três fatores de Fama e French (1993) e do modelo de quatro fatores de Carhart (1997), mas grande parte dos estudos utilizam amostras de vários mercados, em especial o mercado dos EUA e mercados emergentes. Existem poucos estudos com amostras do mercado Europeu.

Segundo, a amostra utilizada neste estudo, para além de incluir países da Europa, para os quais os estudos são escassos, apresenta uma evolução de mercado, que a distingue dos outros estudos e, origina uma metodologia de análise que se diferencia da literatura existente. No capítulo dois, secção 2.4.4 é constatado que a rendibilidade média de mercado assim como a rendibilidade média em excesso de mercado são negativas. Nesse capítulo, verifica-se que o coeficiente beta apresenta capacidade explicativa da rendibilidade quando o mercado está em baixa, mas o mesmo não se verifica quando o mercado está em alta. No seguimento do capítulo anterior, questiona-se se os quatro fatores de risco analisados apresentam comportamento condicional em função da evolução do mercado. Assim, o segundo objetivo deste capítulo é analisar o modelo de quatro fatores condicional com a evolução do mercado, em alta e em baixa. L'Her, Masmoudi e Suret (2004) constatarem em ações cotadas no Canadá que, quer a política monetária (expansionista ou restritiva) quer a situação do mercado (em alta ou em baixa), influenciam o comportamento dos fatores de risco dimensão e valor. As alterações nas condições

económicas, em especial na evolução do ciclo de negócios, podem provocar alterações nas dificuldades financeiras das empresas, com reflexo no risco das suas ações. Face ao exposto, surge um terceiro objetivo para este capítulo, que difere dos estudos empíricos existentes, avaliar se os quatro fatores de risco apresentam comportamento condicional com a evolução do ciclo de negócios, por não existir qualquer estudo empírico que analise esta problemática a nível do modelo de quatro fatores no mercado da Europa. Analisa-se o modelo de quatro fatores de Carhart (1997) condicional com a evolução do ciclo de negócios, em expansão e em recessão.

Este capítulo está organizado da seguinte forma. A próxima secção apresenta a revisão da literatura sobre os quatro fatores de risco, mercado, dimensão, valor e momento e os modelos de três fatores de Fama e French (1993) e de quatro fatores de Carhart (1997). A secção 3.3. apresenta a metodologia utilizada na pesquisa. A secção 3.4. descreve a amostra. A secção 3.5. apresenta e discute os resultados empíricos. As conclusões finais são apresentadas na secção 3.6.

3.2. Revisão da Literatura

Como é referido anteriormente os modelos de três fatores de Fama e French (1993) e de quatro fatores de Carhart (1997) têm sido amplamente analisados na literatura como alternativas ao modelo CAPM. Esta secção tem como objetivo realizar um resumo dos trabalhos empíricos existentes.

Fama e French (1993) com base nas evidências de estudos anteriores (Banz, 1981; Blume & Stambaugh, 1983; Reinganum, 1981b; Rosenberg *et al.*, 1985) e no estudo de Fama e French (1992) formulam através de regressões temporais um modelo de avaliação dos ativos constituído por três fatores de risco, conhecido por modelo de três fatores de Fama e French (1993), expresso pela seguinte equação:

$$R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_j \times SMB_t + h_j \times HML_t + e_{j,t} \quad (3.1)$$

Em que: $R_{j,t}$ é a rentabilidade da carteira j no período t , o fator de risco mercado é a rentabilidade em excesso de mercado ($R_m - R_{f_t}$) e, SMB e HML são os fatores de risco dimensão e valor respetivamente. As restantes variáveis apresentam o significado já conhecido. O fator de risco dimensão (ME) é a diferença da rentabilidade média das ações de menor dimensão e a rentabilidade média das ações de maior dimensão ($SMB - small minus big$). O fator de risco valor ($book-to-market - BE/ME$) é a diferença da rentabilidade média das ações de maior *book-to-market* e a rentabilidade média das ações de menor *book-to-market* ($HML - high minus low$).

Fama e French (1993) após a realização de vinte e cinco regressões temporais do modelo (equação 3.1), para as carteiras constituídas com base na interseção 5×5 de ME - BE/ME , para uma amostra de ações cotadas nos EUA entre 1963 a 1990, concluem que: (1) os três fatores de risco proporcionam prémios positivos, (2) a maioria das regressões das carteiras apresentam o coeficiente “ a ” estatisticamente igual a zero, o que atribui capacidade explicativa ao modelo e aos três fatores como um todo (3) todos os fatores de risco evidenciam ser estatisticamente significativos para explicar a rentabilidade e são ortogonais e, (4) o modelo de três fatores explica melhor a rentabilidade em excesso das carteiras que o modelo CAPM.

Quatro argumentos podem ser referidos para explicar o efeito dimensão. Primeiro, a informação financeira das empresas de menor dimensão é frequentemente de pior qualidade e menos reveladora da verdadeira posição financeira e do desempenho, comparativamente às empresas de maior dimensão. As empresas de menor dimensão apresentam assim maior risco que as empresas de maior dimensão. Segundo, os analistas financeiros realizam a grande maioria dos seus trabalhos, recolha, processamento e interpretação da informação financeira, das empresas de maior dimensão em detrimento das empresas de menor dimensão. Assim, as cotações das ações das empresas de maior dimensão incorporam normalmente uma maior quantidade de informação e ajustam-se de forma mais rápida e precisa face à existência de nova informação no mercado, que as cotações das ações das empresas de menor dimensão. Terceiro, as empresas de menor dimensão apresentam maior rentabilidade, via maior prémio de risco, porque estão em pior situação económico-financeira relativamente às empresas de maior dimensão, apresentando piores resultados, menor eficiência económica, um grande endividamento e maiores problemas de liquidez (Chan & Chen, 1991). O quarto, e último argumento, está

associado às evidências encontradas por Lo e MacKinlay (1988) da existência de maior volatilidade nas cotações de empresas de pequena dimensão. A volatilidade das ações de maior capitalização bolsista é transmitida para as ações de menor capitalização bolsista, mas o inverso não é verificado. As ações de empresas de menor dimensão são mais voláteis e apresentam maior risco, que as ações de empresas de maior dimensão.

Dois argumentos podem ser referidos para explicar o efeito valor. Para Lakonishok *et al.* (1994), os investidores extrapolam o comportamento futuro das empresas a partir do seu comportamento passado. Uma empresa com um desempenho passado fraco tende a apresentar um baixo valor de mercado relativamente ao seu valor contabilístico. Empresas que estão em crescimento, são interpretadas pelos investidores como uma boa notícia, que os resultados futuros serão promissores e como tal, a cotação das ações destas empresas é elevada, provocando uma diminuição do rácio BE/ME via aumento de ME. Inversamente, empresas com uma fraca situação financeira são interpretadas pelos investidores como uma má notícia, que os resultados futuros serão maus, e como tal, a cotação das ações destas empresas é baixa, provocando um aumento do rácio BE/ME via diminuição de ME. Berk, Green e Naik (1999) defendem que o rácio BE/ME indicia se a empresa está ou não em crescimento. Empresas com este rácio baixo, são empresas que estão em crescimento, apresentam um baixo risco e, é de esperar uma baixa rendibilidade. Segundo, o fator valor é justificado por Fama e French (1993) como uma variável que caracteriza o risco de insolvência de uma empresa, entendido num sentido amplo de problemas económico-financeiros. Para os autores as empresas com piores resultados, apresentam o rácio BE/ME elevado, logo apresentam maior prémio de risco e assim maior rendibilidade. Chan e Chen (1991) e, Vassalou e Xing (2004) argumentam que empresas de menor dimensão tendem a apresentar o rácio BE/ME mais elevado, mas a probabilidade de apresentarem problemas financeiros é maior, como consequência será de esperar rendibilidades mais elevadas.

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. Maroney e Protopapadakis (2002) em sete mercados desenvolvidos (Austrália, Canada, Alemanha, França, Japão, Inglaterra e EUA). Fama e French (1998) em mercados

internacionais (EUA, Europa, Austrália, Extremo Oriente).¹⁶ Barry, Goldreyer, Lockwook e Rodriguez (2002) em trinta e cinco mercados emergentes.¹⁷ Chui e Wei (1998) numa amostra a cinco mercados de capitais (Hong Kong, Coreia, Malásia, Taiwan e Tailândia) e Gaunt (2004) no mercado Australiano.

Ho e Sears (2006) concluem que no mercado dos EUA, 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), Shijin, Kumar e Bhattacharyya (2007) e Manjunatha, Mallikarjunappa e Begum (2007) na Índia. O mesmo é verificado por Lieksnis (2011) numa amostra de ações cotadas nos países Bálticos (Letónia, Estónia e Lituânia) entre 2002 a 2010. Lieksnis (2011) constata que os três fatores evidenciam ser estatisticamente significativos nos três mercados, mas, o fator valor evidencia ser mais significativo que os restantes dois fatores (mercado e dimensão).

Michailidis, Tsopoglou e Papanastasiou (2007) utilizam uma amostra de ações cotadas na Grécia entre 1997 a 2003, período caracterizado por elevada volatilidade. Constatam que: (1) o modelo CAPM não apresenta capacidade explicativa da rendibilidade das ações, no entanto justificam que o modelo pode não ser adequado para períodos altamente voláteis, (2) as variáveis ME, BE/ME, E/P e o coeficiente beta apresentam no seu conjunto capacidade para explicar a rendibilidade das ações e, (3) os resultados empíricos são sensíveis ao critério de constituição das carteiras, cada uma das variáveis em análise deixa de ser estatisticamente significativa para explicar a rendibilidade das ações quando o critério de constituição das carteiras é com base nessa variável. Para os autores as variáveis analisadas, captam diferentes tipos de informação, daí que captam diferentes versões sobre o risco. Michailidis *et al.* (2007) concluem que a utilização de variáveis que envolvem cotações contém informações sobre a rendibilidade que o coeficiente beta do modelo CAPM não consegue captar.

Singh (2009) realiza uma análise com dados em painel numa amostra de ações cotadas no mercado da Índia entre 1991 a 2002. Concluiu que duas variáveis, ME e BE/ME, são significativas quando consideradas em modelos univariados. A variável ME

¹⁶ Fama e French (1998) verificam que ações de empresas de alto BE/ME (ações de valor ou *value stocks*) proporcionam rendibilidades de 7,68% ao ano em média superiores que as ações de baixo BE/ME (ações de crescimento ou *growth stocks*) no período de 1975 a 1995 em mercados internacionais.

¹⁷ Os trinta e cinco mercados emergentes analisados distribuíam-se por cinco áreas geográficas: Europa, América Latina, Médio Oriente, Ásia e África. Na Europa são analisados os seguintes mercados: República Checa, Grécia, Hungria, Polónia, Rússia, Eslováquia, Turquia e Portugal.

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.

Os estudos que analisam a capacidade explicativa do efeito momento utilizam duas metodologias diferentes, uma é usada por Jegadeesh e Titman (1993) e a outra é definida por Carhart (1997). Os estudos empíricos que seguem a metodologia de Jegadeesh e Titman (1993) definem n períodos, de $n \times n$, isto é, n períodos de formação da carteira e n períodos de detenção. A estratégia é de compra de ações de melhor desempenho nos últimos n períodos e de venda de ações de pior desempenho nos últimos n períodos, mantendo esta posição por mais n períodos seguintes. No final dos n períodos de manutenção das ações é verificada a rentabilidade proporcionada por esta estratégia. Os estudos empíricos que seguem a metodologia de Carhart (1997) utilizam o fator momento em regressões temporais, univariadas ou multivariadas.

Carhart (1997) adiciona um quarto fator de risco, o fator momento, ao modelo de três fatores de Fama e French (1993) a uma amostra de fundos no período de 1963 a 1993. O modelo de quatro fatores proposto por Carhart (1997) é expresso pela seguinte equação:

$$R_{j,t} - R_{fj} = a_j + b_j \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_j \times SMB_t + h_j \times HML_t + w_j \times WML_t + e_{j,t} \quad (3.2)$$

Em que WML é o fator de risco momento no período t e as restantes variáveis apresentam o significado já conhecido. WML é a diferença da rentabilidade média das ações vencedoras e a rentabilidade média das ações perdedoras (*WML - winners minus losers*).

Carhart (1997) constata que a introdução do fator de risco momento (WML), ao modelo de três fatores de Fama e French (1993) aumenta o poder explicativo da rentabilidade das carteiras. Carhart (1997) obteve os seguintes resultados: (1) os três fatores de risco do modelo de três fatores continuam a ser explicativos, (2) os prémios dos quatro fatores de risco evidenciam ser positivos e elevados e, as correlações entre os fatores de risco são baixas, (3) o modelo de quatro fatores apresenta um erro padrão médio inferior relativamente aos modelos, CAPM e de três fatores e, (4) as rentabilidades em excesso das carteiras diminuiu das carteiras de maior para menor rentabilidades passadas.

Quatro argumentos podem ser referidos para explicar o efeito momento. Primeiro, o comportamento conservador dos investidores face a nova informação no mercado, causando uma sub-reação inicial nos preços das ações (Barberis, Shleifer & Vishny, 1998). Para Chan, Jegadeesh e Lakonishock (1996) os investidores necessitam de um determinado tempo para reagir à chegada de nova informação, provocando autocorrelação das rendibilidades positivas a curto prazo. Após esse tempo, de três a doze meses, o mercado reage, ajustando o preço das ações, provocando autocorrelação das rendibilidades negativas a longo prazo (Barberis *et al.*, 1998; Hong & Stein, 1999). Segundo, o efeito momento está inversamente relacionado com a difusão da informação no mercado/investidores. Doukas e MacKnight (2005) constatam que para as ações com menor cobertura de analistas financeiros, as informações são propagadas mais lentamente e como tal a estratégia de momento funciona melhor neste tipo de ações. Hong e Stein (1999) verificam que este efeito é maior nas ações com menor volume de negociação. Para os autores a ineficiente difusão da informação conduz a uma escassez de negociação dessa ação. Terceiro, os custos de transação das ações provocam a curto prazo a sub-reação dos investidores face a nova informação (Lesmond, Schill & Zhou, 2004). Quarto e último, para Chordia e Shivakumar (2002) a permanência da rendibilidade das ações deve-se a fatores de risco relacionados com a macroeconomia.

Mais recentemente George e Hwang (2004) definem uma metodologia diferente para o estudo do efeito momento, apelidada de estratégia de momento de cinquenta e duas semanas. Definem um rácio mensal para cada ação, como o quociente entre a cotação da ação no mês anterior e o valor máximo dessa ação nas últimas cinquenta e duas semanas (ano anterior). A estratégia é comprar ações que apresentam este rácio mais elevado e vender as que apresentam o rácio mais baixo. A amostra é constituída por ações cotadas nos EUA entre 1963 a 2001. Após controlar o efeito dimensão e o efeito liquidez através da *proxy bid-ask spread*¹⁸, constatam que a sua estratégia proporciona uma rendibilidade média mensal de 0,65%, superior à estratégia de Jegadeesh e Titman (1993) que proporciona uma rendibilidade média mensal de 0,38%.

Jannen e Pham (2009) utilizam a metodologia de George e Hwang (2004) para uma amostra de 500 ações de maior capitalização bolsista dos EUA no período de 1998 a 2007 e verificam que esta metodologia não é a mais rentável. A mesma metodologia é utilizada

¹⁸ O *Bid-ask spread* é a diferença entre o preço de venda (*ask price*) e o preço de compra (*bid price*) de uma ação.

por Bornholt e Malin (2011) a uma amostra de quarenta e quatro mercados (dezoito mercados desenvolvidos e vinte e seis mercados emergentes) entre janeiro/1970 a março/2009. Os autores verificaram que: (1) nos mercados emergentes, a estratégia das cinquenta e duas semanas é útil para explicar as rendibilidades futuras e que, (2) a estratégia com base nas rendibilidades passadas obtêm rendibilidades significativamente maiores que a estratégia das cinquenta e duas semanas nos dois mercados analisados, desenvolvidos e emergentes.

Cerqueira e Brandão (2008) evidenciam a existência do efeito momento numa amostra de ações cotadas nos EUA entre 1990 a 2006.¹⁹ Constatam também que no período de 2000 a 2003, período da amostra em que o mercado está em baixa (rendibilidade em excesso de mercado negativa), as rendibilidades elevadas devem-se essencialmente às carteiras perdedoras. Por último os autores constatam que o efeito momento é maior nas carteiras perdedoras do que nas carteiras vencedoras. O efeito momento nos EUA é também confirmado por Stambaugh, Yu e Yuan (2011).

Para o mercado Europeu também tem sido encontrada alguma evidência da existência do efeito momento. Rouwenhorst (1998) é talvez o primeiro autor a estudar o efeito momento neste mercado. A amostra é constituída por ações de doze países da Europa²⁰ entre 1978 a 1995 e, é utilizada a metodologia de Jegadeesh e Titman (1993). A estratégia de momento proporciona uma rendibilidade mensal superior em 1% e conclui pela existência do efeito momento no mercado global da Europa e em particular nos países da Europa analisados.

Soares e Serra (2005) confirmam o efeito momento em ações cotadas no mercado Português entre 1988 a 2003, através da metodologia de 6x6, período de formação e de permanência de seis meses. Pereira (2009) verifica que as carteiras vencedoras apresentam em média uma rendibilidade superior em 0,69% às carteiras perdedoras, numa amostra de ações cotadas em Portugal entre 1999 a 2007.

O poder explicativo do fator momento é constatado em vários estudos em diferentes mercados, nomeadamente em mercados internacionais. Nijman, Swinkels e Verbeek (2004) confirmam o efeito momento em uma amostra de ações de quinze países da Europa

¹⁹ A metodologia é de carteiras 6x6, seis meses para o período de formação e de detenção, com a estratégia de compra de 10% das ações de melhor desempenho e venda de 10% das ações de pior desempenho, a qual resulta uma rendibilidade média mensal de 0,98%.

²⁰ Os doze países Europeus são: Áustria, Bélgica, Dinamarca, França, Alemanha, Itália, Holanda, Noruega, Espanha, Suíça, Suécia e Reino Unido.

no período de janeiro/1990 a novembro/2000.²¹ Griffin, Kelly e Nardari (2010) em cinquenta e seis mercados desenvolvidos e emergentes. Hou *et al.* (2011) em quarenta e nove mercados, desenvolvidos (nos quais inclui os mercados de Alemanha, França, Itália e Espanha) e emergentes (no qual inclui Portugal). Cakici, Fabozzi e Tan (2013), verificam que os fatores de risco valor e momento existem em dezoito mercados emergentes, exceto na Europa Oriental em que não é verificado o efeito momento e que, o modelo de quatro fatores explica a rendibilidade das carteiras destes mercados.

Fan e Yu (2013) verificam que o modelo de quatro fatores apresenta maior capacidade explicativa da rendibilidade das ações cotadas nos países do G12²² entre 1989 e 2009, que o modelo de três fatores. Igual conclusão é obtida por Bello (2008) numa amostra constituída por fundos no período de abril/1986 a março/2006.

Al-Mwalla (2012) obtém conclusões diferentes dos autores anteriores numa amostra de ações cotadas na Jordânia no período de junho/1999 a junho/2010. Constata que o modelo de três fatores de Fama e French (1993) revela maior capacidade explicativa que o modelo de quatro fatores de Carhart (1997). Os resultados obtidos são explicados pela existência de um forte efeito dimensão e valor. Igual conclusão é obtida por Brighi e d'Addona (2007) numa amostra de ações cotada no mercado de Itália entre janeiro/1986 e abril/2002. Asness, Moskowitz e Pedersen (2013) constata que no Reino Unido, Europa (exceto Reino Unido), EUA e Japão a rendibilidade das ações pode ser explicada por um modelo constituído por três fatores de risco: mercado, valor e momento.

Outros estudos empíricos relacionam o efeito momento a outras variáveis ou fatores de risco, para formular uma explicação para este efeito. Hong, Lim e Stein (2000) constata que o efeito momento é maior nas ações de empresas de menor dimensão, porque as informações destas empresas propagam-se pelos investidores de forma mais lenta, daí o efeito momento ser mais forte nestas ações. Igual conclusão é obtida por Cakici e Tan (2014) em vinte e três mercados desenvolvidos²³ entre janeiro/1990 a março/2012. Os prémios de risco, valor e momento, são menores e negativamente correlacionados, em

²¹ Os quinze países da Europa incluídos na amostra são: Itália, Dinamarca, Irlanda, França, Suécia, Finlândia, Reino Unido, Espanha, Holanda, Noruega, Alemanha, Portugal, Bélgica, Áustria e Suíça. Constatam que as características do país não explicam o efeito momento, mas o efeito momento é explicado, primeiro pelas alterações das cotações das ações (representando 60% do efeito total de momento), segundo, é devido à indústria (representando 30% do efeito total de momento) e, terceiro e último, à região (representando 10% do efeito total momento).

²² Os países pertencentes ao G12 são: Austrália, Bélgica, Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão, Países-baixos, Espanha, Suécia, Suíça, Reino Unido e EUA.

²³ Os vinte e três mercados desenvolvidos analisados distribuem-se por três áreas geográficas: Europa, Ásia-Pacífico e, América do Norte. Na Europa foram analisados dezasseis mercados, nos quais estão os mercados da Alemanha, França, Espanha e Portugal.

ações de grande dimensão relativamente a ações de pequena dimensão e, estes prémios de risco são menores em épocas de mercado de baixa liquidez.

Daniel e Titman (1997) verificaram que o efeito momento é mais forte em ações de crescimento (ações de baixo BE/ME), relativamente às ações de valor (ações de elevado BE/ME), porque o excesso de confiança dos investidores é maior em ações de crescimento quando a ambiguidade é alta. Para Nagel (2001) o efeito momento é a manifestação de efeito valor, desaparecendo quando as rendibilidades são ajustadas pelo rácio *book-to-market*. As rendibilidades elevadas verificadas nas ações vencedoras no período de formação e a sua permanência no período seguinte, provoca uma diminuição do rácio *book-to-market*, por aumento do denominador deste (aumenta a capitalização bolsista) e como tal convertem-se em ações de crescimento. De igual modo, as rendibilidades baixas verificadas nas ações perdedoras no período de formação e a sua permanência no período seguinte, provocam um aumento do rácio *book-to-market*, por diminuição do denominador deste (diminui a capitalização bolsista) e como tal convertem-se em ações de valor.

A capacidade explicativa dos fatores de risco é analisada em alguns estudos empíricos em função da evolução do mercado ou 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 por situações de mercado em alta e de mercado em baixa.

Lam, Li e So (2010) constataam que o modelo de quatro fatores apresenta poder explicativo da rendibilidade das ações cotadas em Hong Kong.²⁴ Nos testes de robustez do modelo confirmam a capacidade explicativa deste para períodos de mercado em alta (rendibilidade em excesso de mercado positiva) e períodos de mercado em baixa (rendibilidade em excesso de mercado negativa). No entanto, a evolução do mercado apresenta impacto sobre o fator de risco momento, porque verifica existir um maior número de carteiras com este coeficiente estatisticamente significativo para mercado em baixa relativamente a mercado em alta.

Jensen, Johnson e Mercer (1996, 1997) evidenciam em ações cotadas nos EUA, que a política monetária em vigor no país, expansiva ou restritiva, exerce influência no comportamento dos fatores de risco. Os fatores, dimensão e valor, apresentam capacidade

²⁴ Esta conclusão é baseada em quatro indicadores estatísticos: (1) significância estatística dos coeficientes associados aos fatores de risco, (2) a constante do modelo ser estatisticamente nula, (3) o R^2 ajustado apresentar valores relativamente elevados (a variar entre 0,44 a 0,88) e, (4) o desvio padrão dos resíduos do modelo de quatro fatores não serem estatisticamente significativos.

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 em alguns casos apresentam valores negativos.

Liew e Vassalou (2000) pretendem relacionar a rendibilidade dos quatro fatores (mercado, dimensão, valor e momento) ao crescimento económico de dez países desenvolvidos no período de 1978 a 1996.²⁵ Constatam que o fator dimensão e valor apresentam poder explicativo do crescimento, mas o mesmo não é verificado no fator momento. Griffin, Ji e Martin (2003) verificam que a estratégia de momento é independente da situação macroeconómica, pois o efeito momento é verificado em situações de expansão e de recessão da economia.

L'Her *et al.* (2004) utilizam uma amostra de ações cotadas no mercado do Canadá entre julho/1960 a abril/2001, para testar o modelo de quatro fatores. Os resultados obtidos são: (1) o fator momento é sempre estatisticamente significativo, exceto no mês de janeiro, no qual as carteiras de ações perdedoras proporcionam rendibilidades superiores às carteiras de ações vencedoras, (2) o fator valor evidencia alterações por oscilações macroeconómicas e, (3) o fator momento não é significativamente afetado por políticas monetárias expansionistas e restritivas, ao contrário dos fatores dimensão e valor. Concluem que o modelo de quatro fatores apresenta maior capacidade explicativa da rendibilidade comparativamente ao modelo de três fatores.

Kassimatis (2008) constata que os três fatores de risco adicionais ao modelo CAPM (dimensão, valor e momento) apresentam maior capacidade explicativa da rendibilidade das ações que o modelo CAPM, em uma amostra de ações cotadas no mercado da Austrália. Verifica que a rendibilidade média dos fatores de risco é maior em períodos de crescimento económico relativamente a períodos de recessão económica, mas estes fatores são explicativos da rendibilidade independentemente da evolução da situação económica do país.

Pode-se concluir dizendo que após a formulação do modelo de três fatores de Fama e French (1993) e posteriormente o modelo de quatro fatores de Carhart (1997) a comunidade científica da área financeira focaliza a atenção em outros modelos alternativos para avaliar o preço das ações que não o modelo CAPM.

²⁵ Os países incluídos na amostra são: Austrália, Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão, Holanda, Suíça, Reino Unido e Estados Unidos.

3.3. Metodologia

A análise empírica desenvolvida neste capítulo apresenta uma estrutura idêntica à realizada no capítulo anterior. A opção dos mercados incluídos na amostra é explicitada no capítulo 2, secção 2.3. No mesmo capítulo constata-se que os resultados obtidos são semelhantes nos diferentes mercados analisados, no que se refere ao modelo CAPM não parecer ser o modelo adequado na explicação da rendibilidade das ações. Assim, é opção realizar a análise empírica para o mercado da Europa, que compreende os cinco países da amostra (Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal).²⁶

O objetivo é analisar a capacidade explicativa de quatro fatores de risco, mercado, dimensão, valor e momento, na rendibilidade das ações cotadas em mercados da Europa e comparar a capacidade explicativa dos três modelos mais conhecidos em finanças, CAPM, modelo de três fatores de Fama e French (1993) e modelo de quatro fatores de Carhart (1997). Este objetivo é reforçado com a análise de robustez dos quatro fatores de risco. Analisa-se o modelo de Carhart (1997) condicional em função da evolução da situação económica, com base em duas *proxies*: (1) evolução do mercado, em alta e em baixa e, (2) evolução do ciclo de negócios da zona euro, em expansão e em recessão.

Para alcançar estes objetivos, são enunciadas as seguintes hipóteses de pesquisa:

- H₁: O fator de risco mercado é o único fator de risco que explica a rendibilidade das ações no mercado Europeu.
- H₂: Os fatores adicionais de risco, dimensão e valor, considerados no modelo de três fatores de Fama e French (1993) explicam a rendibilidade das ações no mercado Europeu.
- H₃: O fator adicional de risco momento, considerado no modelo de quatro fatores de Carhart (1997) explica a rendibilidade das ações no mercado Europeu.
- H₄: O modelo de quatro fatores de Carhart (1997) é superior ao modelo de três fatores de Fama e French (1993) e este modelo é superior ao modelo CAPM, na explicação da rendibilidade das ações no mercado Europeu.

²⁶ Em anexo (anexos 3.1 a 3.10) são apresentados alguns resultados para cada um dos três países (Alemanha, França e Itália). Não são analisados individualmente os mercados de Espanha e Portugal, por apresentarem uma amostra reduzida.

H₅: Os quatro fatores de risco apresentam comportamento condicional com a evolução do mercado, em alta e em baixa e, com a evolução do ciclo de negócios, em expansão e em recessão, na explicação da rendibilidade das ações no mercado Europeu.

A análise desenvolvida pretende testar as hipóteses enunciadas, para o mercado da Europa e verificar se os resultados são semelhantes aos estudos realizados com amostras de outros mercados. Para testar as hipóteses de pesquisa enunciadas, são estimadas regressões temporais para cada uma das carteiras no período de julho/1999 a junho/2009, representadas pelas seguintes equações:

$$R_{j,t} - Rf_t = a_j + b_j \times (Rm_t - Rf_t) + \varepsilon_{j,t} \quad (3.3)$$

$$R_{j,t} - Rf_t = a_j + b_j \times (Rm_t - Rf_t) + s_j \times SMB_t + h_j \times HML_t + \varepsilon_{j,t} \quad (3.4)$$

$$R_{j,t} - Rf_t = a_j + b_j \times (Rm_t - Rf_t) + s_j \times SMB_t + h_j \times HML_t + m_j \times WML_t + \varepsilon_{j,t} \quad (3.5)$$

$$R_{j,t} - Rf_t = a_j + b_{j1} \times (Rm_t - Rf_t) + b_{j2} \times Dm_t \times (Rm_t - Rf_t) + s_{j1} \times SMB_t + s_{j2} \times Dm_t \times SMB_t + h_{j1} \times HML_t + h_{j2} \times Dm_t \times HML_t + m_{j1} \times WML_t + m_{j2} \times Dm_t \times WML_t + \varepsilon_{j,t} \quad (3.6)$$

$$R_{j,t} - Rf_t = a_j + b_{j1} \times (Rm_t - Rf_t) + b_{j2} \times Dcn_t \times (Rm_t - Rf_t) + s_{j1} \times SMB_t + s_{j2} \times Dcn_t \times SMB_t + h_{j1} \times HML_t + h_{j2} \times Dcn_t \times HML_t + m_{j1} \times WML_t + m_{j2} \times Dcn_t \times WML_t + \varepsilon_{j,t} \quad (3.7)$$

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, valor e momento no mês t, são $(Rm_t - Rf_t)$, SMB_t , HML_t e WML_t , respetivamente, a que estão associados os coeficientes b_j , s_j , h_j e m_j que representam as sensibilidades da rendibilidade em excesso da carteira j face a oscilações dos fatores de risco mercado,

dimensão, valor e momento respectivamente. 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.

As variáveis Dm_t e Dcn_t , são variáveis *dummies*, que assumem os valores de zero ou um conforme é verificada determinada situação ou não. A variável Dm_t assume o valor de: 1 se no mês t o mercado está em alta (rendibilidade em excesso de mercado positiva) e, o valor de 0 no caso contrário, isto é, se no mês t o mercado está em baixa (rendibilidade em excesso de mercado negativa). A variável Dcn_t assume o valor de: 1 se no mês t o ciclo de negócios está em expansão e, o valor de 0 no caso contrário, isto é, se no mês t o ciclo de negócios está em recessão.

As equações (3.3), (3.4) e (3.5) representam respectivamente os modelos: CAPM, de três fatores de Fama e French (1993) e de quatro fatores de Carhart (1997), que permitem verificar as quatro primeiras hipóteses enunciadas.

As equações (3.6) e (3.7) representam o modelo de quatro fatores de Carhart (1997) condicional, em função da evolução do mercado (alta ou baixa) e, em função do ciclo de negócios (expansão ou em recessão) respectivamente, que permitem verificar a quinta e última hipótese enunciada. Os parâmetros associados às duas variáveis *dummies* (b_{j2} , s_{j2} , h_{j2} e m_{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 na equação (3.6) ou do ciclo de negócios em recessão para ciclo de negócios em expansão na equação (3.7).

Para concluir qual o modelo mais adequado é utilizado a estatística F do teste GRS (Gibbons, Ross & Shanken, 1989), para além de se ter em conta outros indicadores da qualidade do ajustamento, como: 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.

Gibbons *et al.* (1989) desenvolvem um teste estatístico multivariado, baseado na distribuição de F , que permite testar a probabilidade de todas as constantes de um modelo, serem iguais a zero, para todas as regressões temporais simultâneas, considerando a existência de correlações entre os diferentes erros das estimativas das regressões.

A hipótese a testar no teste GRS é a seguinte:

$$H_0: a_1 = 0 \wedge a_2 = 0 \wedge a_3 = 0 \wedge \dots \wedge a_L = 0$$

$$H_1: a_1 \neq 0 \vee a_2 \neq 0 \vee a_3 \neq 0 \vee \dots \vee a_L \neq 0$$

Considerando:

$$F = \frac{A' \times \Sigma^{-1} \times A}{w_{1,1}} \times \frac{N-K-L+1}{L \times (N-K)} \sim F(L, N-K-L+1) \quad (3.8)$$

Em que: N é o número de observações mensais usadas na estimação dos modelos, L é o número de regressões estimadas (representado pelo número de carteiras), K é o número de variáveis explicativas (ou seja, fatores de risco) mais um (correspondendo ao termo independente), A é o vetor-coluna de dimensão (L×1) do termo independente das L regressões, A' é o vetor transposta de A, Σ é a matriz (L×L) de variâncias e covariâncias dos resíduos das L regressões, Σ⁻¹ é a matriz inversa de Σ e, w_{1,1} corresponde ao elemento da primeira linha, primeira coluna da matriz (X'X)⁻¹, é o elemento da diagonal da matriz (X'X)⁻¹ que corresponde ao termo independente.²⁷

A vantagem do teste de GRS como uma estatística resumo é que ele combina as constantes das L regressões com a matriz de variâncias e covariância dos resíduos da regressão. No entanto, Fama e French (2012) defendem que este teste também apresenta uma desvantagem ao combinar informação sobre o valor da constante, daí ser útil apresentar o valor médio absoluto das L constantes da regressão assim como a média dos L R² ajustados.

A metodologia utilizada é a mesma que é utilizada por Fama e French (1993, 2012). Primeiro, é explicitado como são construídos os fatores de risco, que são utilizados como variáveis explicativas dos modelos a testar. Posteriormente são construídas as carteiras e determinadas as suas rendibilidades mensais em excesso, para serem utilizadas como variáveis explicadas nos modelos estimados/analísados.

²⁷ X é uma matriz (N×K) em cuja primeira coluna todos os elementos são iguais a 1 e em que cada uma das restantes colunas contém as N observações de, sucessivamente, cada uma das variáveis explicativas ou fatores de risco. (X'X)⁻¹ é uma matriz inversa de dimensão (K×K) do produto da matriz transposta X por ela própria.

O fator de risco mercado é a diferença entre a rendibilidade de mercado e a rendibilidade do ativo isento de risco em cada um dos meses, isto 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, de acordo com a seguinte expressão:

$$R_{m,t} = \frac{\sum_{i=1}^n R_{i,t} \times ME_{i,t}}{\sum_{i=1}^n ME_{i,t}} \quad (3.9)$$

Em que: $ME_{i,t}$ é a capitalização bolsista da ação i no mês t , n representa o número de ações existentes no mercado no mês t e, as restantes variáveis apresentam os significados já conhecidos.

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 dos modelos são obtidos segundo a mesma metodologia. São constituídos dois conjuntos de seis carteiras com base na interseção 2x3, de ME-BE/ME e de ME-Momento. Primeiro, é utilizada a dimensão (ME) para dividir as ações em duas carteiras (grupos) e posteriormente é utilizada a outra variável que se pretende determinar o fator de risco, valor ou momento, dividindo cada uma das duas carteiras iniciais em três, resultando seis carteiras.

As seis carteiras são constituídas anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades das carteiras são calculadas mensalmente de julho desse ano a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1). 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 uma variável, BE/ME ou, momento em junho de cada ano (t) 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 valores mais baixos, 40% de ações de valores médios e 30% de ações de valores mais elevados, da variável que é utilizada para esta segunda divisão.

No que se refere à utilização de dois grupos para a variável ME e três grupos para a outra variável, Fama e French (1993) afirmam que é meramente arbitrário e que o uso de mais grupos não alteraria os resultados obtidos. A opção pela constituição de carteiras em junho justifica-se porque a maioria das empresas apresentam as suas contas anuais em março, existindo um período de tempo para os investidores/mercado reagirem às informações financeiras publicadas pelas empresas.

Na determinação do fator de risco valor, HML, é utilizado o rácio *book-to-market* no final do ano fiscal anterior à constituição anual das carteiras ($BE/ME_{\text{dezembro}/t-1}$). Em cada um dos grupos *small* e *big*, resultam três carteiras: 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). Deste processo resultam seis carteiras constituídas em cada um dos anos, com base na interseção 2×3 de ME-BE/ME, de acordo com o apresentado na Tabela 3.1.

Tabela 3.1

Critério de Constituição das Seis Carteiras para a Determinação dos Fatores de Risco Dimensão (SMB) e Valor (HML)

A tabela apresenta o critério de constituição de seis carteiras com base na interseção 2×3 de ME-BE/ME, para a determinação dos fatores de risco dimensão (SMB) e valor (HML).

As carteiras são constituídas anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1). Em cada um dos anos da amostra as ações são divididas em dois grupos com base na mediana das ações ordenadas por ordem crescente da capitalização bolsista de junho de cada ano ($ME_{\text{junho}/t}$). Posteriormente, cada um destes dois grupos é novamente dividido com base nos percentis 30 e 70 das ações ordenadas de forma crescente do rácio BE/ME de dezembro do ano anterior ($BE/ME_{\text{dezembro}/t-1}$). Perfazendo assim seis carteiras, da interseção 2×3 de ME-BE/ME para cada ano da amostra.

Percentis BE/ME	Mediana ME	
30	<i>Small and Low</i> – SL	<i>Big and Low</i> - BL
70	<i>Small and Neutral</i> – SN	<i>Big and Neutral</i> - BN
	<i>Small and High</i> - SH	<i>Big and High</i> - BH

O fator de risco dimensão, SMB (*small minus big*) é a diferença da média da rendibilidade das três carteiras de ações de menor dimensão e a média da rendibilidade das três carteiras de ações de maior dimensão, isto é:

$$SMB = \frac{1}{3}(SL + SN + SH) - \frac{1}{3}(BL + BN + BH) \quad (3.10)$$

O fator de risco valor, HML (*high minus low*) é a diferença da média da rentabilidade das duas carteiras de ações com alto BE/ME e a média da rentabilidade das duas carteiras de ações com baixo BE/ME, isto é:

$$HML = \frac{1}{2} (SH + BH) - \frac{1}{2} (SL + BL) \quad (3.11)$$

Na determinação do fator de risco momento, WML, é utilizada a metodologia de Fama e French (2012), isto é, utiliza-se a rentabilidade média simples de cada ação nos onze meses anteriores à constituição das carteiras, de agosto/t-1 a junho/t.

Em cada uma das carteiras *small* e *big*, as ações são novamente ordenadas de forma crescente com base na rentabilidade média simples da cada ação nos onze meses anteriores à constituição anual das carteiras e, dividido em três grupos de acordo com os percentis 30 e 70. Desta divisão resultam em cada um dos grupos *small* e *big*, três carteiras: 30% das ações perdedoras (*losers* – Ls), 40% de ações de médio desempenho (*medium* – M) e 30% de ações vencedoras (*winners* – W). Deste processo resultam seis carteiras constituídas em cada um dos anos, com base na interseção 2×3 de ME-Momento, de acordo com o apresentado na Tabela 3.2.

Tabela 3.2
Critério de Constituição das Seis Carteiras para a Determinação do Fator de Risco Momento (WML)

A tabela apresenta o critério de constituição de seis carteiras com base na interseção 2×3 de ME-Momento para a determinação do fator de risco momento (WML).

As carteiras são constituídas anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rentabilidades calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1). Em cada um dos anos da amostra as ações são divididas em dois grupos com base na mediana das ações ordenadas por ordem crescente da capitalização bolsista de junho de cada ano (ME_{junho/t}). Posteriormente, cada um destes dois grupos é novamente dividido com base nos percentis 30 e 70 das ações ordenadas de forma crescente da rentabilidade média simples de cada ação nos onze meses anteriores à constituição das carteiras (agosto/t-1 a junho/t). Perfazendo assim seis carteiras da interseção 2×3 de ME-Momento para cada ano da amostra.

Percentis Momento	Mediana ME	
30	<i>Small and Losers</i> - SLs	<i>Big and Losers</i> - BLs
70	<i>Small and Medium</i> - SM	<i>Big and Medium</i> - BM
	<i>Small and Winners</i> - SW	<i>Big and Winners</i> - BW

O fator de risco momento, *WML* (*winners minus losers*) é a diferença da média da rendibilidade das duas carteiras de ações vencedoras e a média da rendibilidade das duas carteiras de ações perdedoras, isto é:

$$WML = 1/2 (SW + BW) - 1/2 (SLs + BLs) \quad (3.12)$$

A rendibilidade mensal das carteiras é a média da rendibilidade das ações que compõem a carteira ponderada pela capitalização bolsista (ME), de acordo com a expressão:

$$R_{j,t} = \frac{\sum_{i=1}^n R_{i,t} \times ME_{i,t}}{\sum_{i=1}^n ME_{i,t}} \quad (3.13)$$

Em que *n* representa o número de ações na carteira e as restantes variáveis apresentam o significado já conhecido.

A metodologia de constituição das carteiras, que são utilizadas como variáveis dependentes das equações (3.3) a (3.7) é semelhante à constituição das seis carteiras para a determinação dos fatores de risco. As carteiras são constituídas anualmente em junho de cada ano (junho/*t*) e as rendibilidades calculadas mensalmente de julho desse ano a junho do ano seguinte (julho/*t* a junho/*t*+1). São constituídos dois conjuntos de vinte e cinco carteiras da interseção 5x5 das variáveis, ME-BE/ME e ME-Momento, para os quais são utilizados os quintis das variáveis.

3.4. Descrição dos Dados

3.4.1. Amostra

A amostra utilizada nesta análise é a mesma que é utilizada no capítulo dois. A descrição da amostra, os critérios de seleção das ações a incluir na amostra e a justificação dos critérios utilizados encontram-se no capítulo 2, secção 2.4.1.

A amostra é constituída por ações de cinco países da Europa: Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal. São utilizados os dados disponíveis na *Datastream*, para o período de agosto/1998 a junho/2009. Da amostra são excluídas as seguintes empresas: (1) as pertencentes ao sector financeiro, (2) as ações cotadas noutros mercados que não o mercado principal da nacionalidade da empresa, (3) as empresas que encerram o ano em data diferente de 31/Dezembro, (4) as empresas que não apresentam toda a informação requerida e o BE apresentar um valor negativo e, (5) as ações que não apresentam cotações consecutivas não constantes durante um período mínimo de vinte e quatro meses.

O período temporal da amostra, no qual é realizada a análise empírica para a estimação dos modelos está compreendido entre julho/1999 a junho/2009, constituindo dez anos de observações mensais, o que perfaz 120 observações mensais. Na determinação do fator de risco momento são necessários onze meses de rendibilidades anteriores à constituição das carteiras (agosto/ $t-1$ a junho/ t). Para que o número de anos em análise não fosse reduzido em um ano decorrente da necessidade da rendibilidade das ações nos onze meses anteriores, opta-se por utilizar um período de rendibilidades mensais das ações maior, de agosto/1998 a junho/2009.

A Tabela 3.3 apresenta o número de ações incluídas na amostra por mercados e por anos de constituição das carteiras após os critérios de seleção referidos acima e descritos na Tabela 2.1.

Tabela 3.3
Número de Ações da Amostra por Ano e por Mercado

A tabela apresenta o número de ações incluídas na amostra, após a aplicação dos critérios de seleção, por países e na Europa e, por anos de constituição das carteiras. O mercado da Europa é constituído pelos cinco países da amostra: Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal.

As carteiras são constituídas anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1) para as carteiras utilizadas como variáveis dependentes dos modelos e para a determinação dos fatores de risco, no período de julho/1999 a junho/2009.

Anos	Período	Países					Europa
		Alemanha	França	Itália	Espanha	Portugal	
A ₂₀₀₀	07/99 a 06/00	418	413	123	80	57	1091
A ₂₀₀₁	07/00 a 06/01	474	459	142	88	59	1222
A ₂₀₀₂	07/01 a 06/02	601	502	177	98	58	1436
A ₂₀₀₃	07/02 a 06/03	551	488	184	94	55	1372
A ₂₀₀₄	07/03 a 06/04	517	453	174	91	51	1286
A ₂₀₀₅	07/04 a 06/05	480	429	174	91	47	1221
A ₂₀₀₆	07/05 a 06/06	458	397	171	87	43	1156
A ₂₀₀₇	07/06 a 06/07	475	412	179	86	41	1193
A ₂₀₀₈	07/07 a 06/08	528	441	191	88	42	1290
A ₂₀₀₉	07/08 a 06/09	543	443	197	94	41	1318

3.4.2. Estatísticas Descritivas das Carteiras

Para analisar os modelos expressos nas equações (3.3) a (3.7) é necessário constituir as carteiras que são utilizadas como variáveis explicadas dos modelos.

A metodologia para a formação das carteiras é semelhante à metodologia seguida para os fatores de risco. As carteiras são constituídas anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades das carteiras calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1). Primeiro as ações são ordenadas por ordem crescente com base na dimensão de junho de cada ano ($ME_{junho/t}$). Os quintis são utilizados para se formar cinco carteiras com base na variável ME, perfazendo 20% das ações em cada uma das carteiras. Posteriormente, cada uma destas cinco carteiras, são novamente divididas, mas agora com base nos quintis das variáveis: (1) $BE/ME_{dezembro/t-1}$ ou (2) na rendibilidade média simples de cada ação nos onze meses anteriores à constituição das carteiras (agosto/t-1 a junho/t). Desta divisão resultam dois conjuntos de vinte e cinco carteiras, da interseção 5x5, das variáveis ME-BE/ME e de ME-Momento.

A Tabela 3.4 apresenta o número médio de ações em cada uma das carteiras ao longo dos dez anos da amostra no mercado da Europa.²⁸

Tabela 3.4
Número Médio de Ações por Carteira e por Ano

A tabela apresenta o número médio de ações incluídas em cada uma das carteiras por ano. O mercado da Europa é constituído pelos cinco países da amostra: Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal. São constituídos dois conjuntos de vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-BE/ME ou de ME-Momento. Primeiro as ações são divididas com base nos quintis da variável ME_{junho/t} e posteriormente nos quintis da variável BE/ME_{dezembro/t-1} ou na rendibilidade média simples de cada ação nos onze meses anteriores à constituição das carteiras (agosto/t-1 a junho/t).

Anos	A ₂₀₀₀	A ₂₀₀₁	A ₂₀₀₂	A ₂₀₀₃	A ₂₀₀₄	A ₂₀₀₅	A ₂₀₀₆	A ₂₀₀₇	A ₂₀₀₈	A ₂₀₀₉
N.º Ações	43-44	48-49	57-58	54-55	51-52	48-49	46-47	47-48	51-52	52-53

A Tabela 3.5 apresenta no mercado da Europa, o peso em valor percentual, da dimensão (ME) e valor (*book-to-market*) das carteiras de interseção 5x5 de ME-BE/ME, em relação ao valor total de mercado de ME e BE/ME respetivamente e, a média e respetivo desvio padrão do momento das carteiras de interseção 5x5 de ME-Momento.²⁹

Na Europa, as carteiras de interseção 5x5 de ME-BE/ME 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, compostos pelas 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.

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.

²⁸ O Anexo 3.1 apresenta o número médio de ações incluídas em cada uma das carteiras por ano, para os mercados da Alemanha, França e Itália. São constituídas vinte e cinco carteiras (5x5) para os mercados da Alemanha e França, utilizando para tal os quintis e, nove carteiras (3x3) para o mercado de Itália, utilizando para tal os percentis de 1/3 cada. A opção é constituir menos carteiras (nove) mas mais diversificadas para Itália, conforme explicitado na secção 2.3.

²⁹ O peso em valor percentual, da dimensão (ME) e valor (*book-to-market*) das carteiras, constituídas com base na interseção 5x5 (3x3) de ME-BE/ME, em relação ao valor total de mercado de ME e BE/ME respetivamente, para os mercados da Alemanha e França (Itália), é apresentado no Anexo 3.2.

Tabela 3.5
Média da Dimensão, Valor e Momento por Carteira

A tabela apresenta o peso em valor percentual da dimensão (ME) e valor (BE/ME), das carteiras 5x5 de ME-BE/ME, em relação ao valor total de mercado de ME e BE/ME respectivamente e, a média e respectivo desvio padrão do momento das carteiras 5x5 de ME-Momento.

No período de julho/1999 a junho/2009, são constituídos dois conjuntos de vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (junho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-BE/ME ou de ME-Momento. Primeiro as ações são divididas com base nos quintis da variável $ME_{junho/t}$ e posteriormente nos quintis da variável $BE/ME_{dezembro/t-1}$ ou na rendibilidade média simples de cada ação nos onze meses anteriores à constituição das carteiras (agosto/t-1 a junho/t).

Com base nos valores de momento de cada ação para cada ano de constituição das carteiras é determinado o seu valor médio por carteira em cada ano e posteriormente é determinada a média para os dez anos da amostra.

	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>
Carteiras 5x5 de ME-BE/ME										
	ME (%)					BE/ME (%)				
<i>Small</i>	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
<i>Big</i>	19,215	22,491	21,546	18,662	12,585	0,728	1,408	2,066	2,882	6,367
Carteiras 5x5 de ME-Momento										
	Momento - Média					Momento - Desvio Padrão				
<i>Small</i>	-0,095	-0,038	-0,013	0,007	0,047	0,053	0,030	0,020	0,016	0,024
2	-0,065	-0,091	-0,002	0,013	0,047	0,051	0,214	0,018	0,015	0,025
3	-0,057	-0,016	0,002	0,019	0,060	0,043	0,023	0,017	0,017	0,030
4	-0,046	-0,008	0,007	0,023	0,061	0,038	0,021	0,018	0,020	0,037
<i>Big</i>	-0,029	-0,004	0,009	0,022	0,053	0,026	0,017	0,015	0,017	0,032

As carteiras de interseção 5x5 de ME-BE/ME, do último quintil do rácio BE/ME (C5, C10, C15, C20 e C25), detêm em média 50,3% do BE/ME do mercado, pelo que os quatro quintis anteriores, compostos pelas restantes carteiras detêm 49,7%.

As carteiras de interseção 5x5 de ME-Momento pertencentes aos dois últimos quintis de momento apresentam um valor médio positivo de momento, em oposição às carteiras pertencentes aos dois primeiros quintis de momento que apresentam um valor médio negativo. Inversamente o desvio padrão do valor médio de momento é maior nas carteiras dos primeiros quintis de momento relativamente aos últimos quintis. As carteiras de pior desempenho passado (últimos onze meses anteriores à constituição das carteiras) são as que apresentam maior oscilação da rendibilidade.

A Tabela 3.6 apresenta a rendibilidade média mensal em excesso das carteiras de interseção 5x5, de ME-BE/ME e de ME-Momento, nos dez anos da amostra, compreendido entre julho/1999 a junho/2009 e respectivo desvio padrão.

Tabela 3.6**Rendibilidade Média Mensal em Excesso e Desvio Padrão das Carteiras 5×5 de ME-BE/ME e de ME-Momento**

A tabela apresenta a rendibilidade média mensal em excesso das carteiras 5x5 de ME-BE/ME e de ME-Momento, nos dez anos da amostra (julho/1999 a junho/2009) e respetivo desvio padrão.

São constituídos dois conjuntos de vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 das variáveis ME-BE/ME e de ME-Momento. Primeiro as ações são divididas nos quintis da variável $ME_{junho/t}$ e posteriormente nos quintis da variável $BE/ME_{dezembro/t-1}$ ou na rendibilidade média simples de cada ação nos onze meses anteriores à constituição das carteiras (agosto/t-1 a junho/t).

A rendibilidade mensal das carteiras é uma média da rendibilidade mensal das ações que compõem cada 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. 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.

	Rendibilidade Média Mensal em Excesso					Desvio Padrão				
	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>
Carteiras 5×5 de ME-BE/ME										
<i>Small</i>	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
<i>Big</i>	-0,002	0,001	0,000	0,005	0,005	0,062	0,057	0,049	0,050	0,061
Carteiras 5×5 de ME-Momento										
<i>Small</i>	0,017	0,014	0,019	0,007	0,020	0,095	0,073	0,065	0,046	0,058
2	0,006	0,008	0,006	0,014	0,017	0,096	0,083	0,048	0,060	0,057
3	-0,001	0,002	0,004	0,007	0,013	0,092	0,064	0,049	0,046	0,065
4	0,002	0,003	0,006	0,005	0,009	0,091	0,059	0,053	0,050	0,064
<i>Big</i>	0,001	0,001	0,002	0,001	0,002	0,079	0,056	0,052	0,047	0,063

A rendibilidade mensal em excesso de cada carteira é a diferença entre a rendibilidade da carteira e a taxa isenta de risco em cada um dos meses. A rendibilidade média mensal em excesso das carteiras é uma média simples das cento e vinte rendibilidades mensais em excesso de cada uma das carteiras.

O mercado da Europa, Tabela 3.6, regista uma variação média da rendibilidade mensal em excesso das carteiras de interseção 5×5 de ME-BE/ME de -0,2% a 2,3%. O desvio padrão da rendibilidade mensal em excesso das carteiras de interseção 5×5 de ME-BE/ME varia no mercado da Europa entre 4,8% e 8,8%. Fama e French (2012) no mercado da Europa entre 1990 a 2011 constatam valores entre 4,91% e 6,41%. Para Fama e French (1993) a grande volatilidade das rendibilidades das carteiras não significa que as regressões propostas não apresentem capacidade explicativa, apenas é esperado que as variáveis explicativas propostas para os modelos, se forem estatisticamente significativas devem explicar a variação mensal da rendibilidade em excesso das carteiras.

A rendibilidade média mensal em excesso das carteiras de interseção ME-BE/ME (julho/1999 a junho/2009) e respetivo desvio padrão, nos mercados da Alemanha, França e Itália, é apresentada no Anexo 3.3. Constatam-se nestes países que, a rendibilidade média em excesso das carteiras ME-BE/ME varia de -0,6% a 1,7%, de -0,4% a 3,0% e de -1,1% a 1,1% na Alemanha, França e Itália respetivamente. O desvio-padrão da rendibilidade mensal em excesso das carteiras varia de 4,7% a 9,8%, de 5,3% a 11,5% e de 5,5% a 8,3%, respetivamente para Alemanha, França e Itália.

Salienta-se que nos mercados em análise, as carteiras que incluem ações de menor dimensão, as carteiras do primeiro quintil, são aquelas que apresentam maior rendibilidade. Inversamente as carteiras que incluem as ações de maior dimensão, as carteiras do último quintil, apresentam rendibilidades médias inferiores às carteiras do primeiro quintil. As carteiras constituídas por empresas de baixo rácio BE/ME apresentam rendibilidades mais baixas que as carteiras constituídas por empresas com este rácio mais elevado. Isto sugere a capacidade explicativa dos fatores de risco SMB e HML e, indicam a existência de uma relação negativa entre a dimensão e rendibilidade e, uma relação positiva entre o valor e a rendibilidade.

Fama e French (2012) constatarem que os prémios mensais para as carteiras de interseção de ME-Momento variam entre 0,35% a 1,96% nos EUA e de -0,28% a 1,77% na Europa. Na amostra analisada, o mercado Europeu regista uma variação da rendibilidade média mensal em excesso das carteiras de interseção 5×5 de ME-Momento de -0,1% a 2,0%. O desvio padrão da rendibilidade média mensal em excesso destas carteiras varia entre 4,6% e 9,6%. Estes valores estão próximos dos encontrados por Fama e French (2012), que variam entre 4,01% a 7,94% nos EUA e de 4,42% a 7,48% na Europa. Constatam-se que o desvio padrão das carteiras apresenta um comportamento inverso ao da rendibilidade. O desvio padrão diminui da esquerda (carteiras perdedoras no passado) para a direita (carteiras vencedoras no passado) em todas as colunas da matriz 5×5.

O fator de risco momento (WML) pressupõe que as ações com maiores rendibilidades médias nos últimos onze meses (ações com melhor desempenho passado ou ações vencedoras) tendem a proporcionar rendibilidades superiores às ações com piores rendibilidades médias nos últimos onze meses (ações com pior desempenho passado ou ações perdedoras). Este efeito terá como consequência que as carteiras vencedoras (*winners*) proporcionam rendibilidades superiores às carteiras perdedoras (*losers*), padrão

que é observado na amostra em análise. Os resultados obtidos indicam que a rendibilidade média das carteiras aumenta das carteiras do primeiro (carteiras perdedoras no passado) para o quinto quintil (carteiras vencedoras no passado) de momento. Verifica-se que este efeito é ainda maior nas carteiras de ações de pequena dimensão relativamente às carteiras de ações de grande dimensão. Estes resultados sugerem a capacidade explicativa do fator de risco WML e, indiciam a existência de uma relação positiva entre a rendibilidade média dos últimos onze meses e a rendibilidade.

3.4.3. Estatísticas Descritivas dos Fatores de Risco

São quatro os fatores de risco utilizados como variáveis explicativas dos modelos em análise: o fator de risco mercado ($R_m - R_f = R_{me}$, definido como a rendibilidade em excesso de mercado), o fator de risco dimensão (SMB - *small minus big* de ME), o fator de risco valor (HML - *high minus low* de BE/ME) e o fator de risco momento (WML - *winner minus losers* de desempenho passado, dos últimos onze meses). Os fatores de risco são obtidos de acordo com a metodologia definida na secção 3.3.

O fator de risco mercado é a rendibilidade em excesso de mercado (R_{me}) e a rendibilidade de mercado é obtida através da expressão (3.9). Os fatores de risco SMB, HML e WML são obtidos de acordo com as expressões (3.10), (3.11) e (3.12), respetivamente.

As estatísticas descritivas e os coeficientes de correlação, dos quatro fatores de risco referente às 120 observações mensais, de julho/1999 a junho/2009, são apresentados na Tabela 3.7.

Como se observa na Tabela 3.7, o prémio médio mensal de cada um dos quatro fatores de risco apresenta valores baixos, variando entre 0,18%, prémio médio mensal de mercado e, 0,89%, prémio médio mensal de valor, no período de julho/1999 a junho/2009.

Tabela 3.7**Estatísticas Descritivas e Coeficientes de Correlação dos Quatro Fatores de Risco**

A tabela apresenta as estatísticas descritivas: média, desvio padrão, t-estatístico associado e respetivo *p-value*, dos quatro fatores de risco assim como os coeficientes de correlação, no período de julho/1999 a junho/2009 para o mercado da Europa.

O fator de risco mercado é a rendibilidade em excesso de mercado (Rme) da diferença entre a rendibilidade de mercado e a rendibilidade do ativo isento de risco em cada um dos meses. Os fatores de risco SMB, HML e WML são obtidos com base em dois conjuntos de seis carteiras constituídas anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1), com base na interseção 2x3 de ME-BE/ME e de ME-Momento. Primeiro as ações são divididas com base na mediana de ME_{junho/t} e posteriormente com base nos percentis 30 e 70 da variável BE/ME_{dezembro/t-1}, ou na rendibilidade média simples de cada ação nos onze meses anteriores à constituição das carteiras (agosto/t-1 a junho/t). SMB é a diferença entre a média da rendibilidade das carteiras *small* e a média da rendibilidade das carteiras *big*. HML é a diferença entre a média da rendibilidade das carteiras *high* e a média da rendibilidade das carteiras *low*. WML é a diferença entre a média da rendibilidade das carteiras *winner*s (vencedoras) e a média da rendibilidade das carteiras *loser*s (*perdedoras*).

O *p-value* corresponde ao teste estatístico da hipótese nula: a média do fator de risco ser igual a zero. As médias estatisticamente diferente de zero, a um nível de significância de 5%, estão assinaladas a negrito.

	Estatísticas Descritivas				Coeficientes de Correlação			
	<i>Mean</i>	<i>Std. Dev</i>	<i>T-statist</i>	<i>P-value</i>	Rme	SMB	HML	WML
Rme	0,0018	0,0506	0,4047	0,6864	1			
SMB	0,0084	0,0351	2,6424	0,0093	-0,1844	1		
HML	0,0089	0,0407	2,4017	0,0018	-0,3268	-0,1725	1	
WML	0,0076	0,0535	1,5626	0,1208	-0,4715	0,0378	0,0140	1

A média do fator de risco SMB é de 0,84%, valor mais elevado que o reportado em Fama e French (2012), que apresentam valores próximos de zero, 0,22% nos EUA e -0,04% na Europa. A média do fator de risco HML é de 0,89%, valor também mais elevado que o apresentado por Fama e French (2012) de 0,35% e 0,55% nos EUA e Europa respetivamente. A média do fator de risco WML é de 0,76%, valor mais baixo que o dos fatores SMB e HML.

No teste t para um nível de significância estatística de 5%, não se pode rejeitar a hipótese nula que a média dos fatores de risco, mercado e momento, é igual a zero.

O Anexo 3.4 apresenta as estatísticas descritivas e os coeficientes de correlação de três fatores de risco (mercado, dimensão e valor) entre julho/1999 a junho/2009, nos mercados da Alemanha, França e Itália. Em cada um dos países, o prémio médio do fator de risco mercado é positivo, com exceção de Itália, é também neste país que apresenta maior desvio padrão do prémio médio de mercado. Em todos os países, a média de Rme apresenta valores mais baixos relativamente aos outros fatores de risco. Na Alemanha e Itália a rendibilidade mensal média de HML, é maior comparativamente a SMB e, o inverso ocorre em Francês. No teste t, para um nível de significância estatística de 5%, não

se pode rejeitar a hipótese nula que a média dos fatores de risco são iguais a zero, exceto para o SMB no mercado de França e HML no mercado de Itália.

Os coeficientes de correlação entre os quatro fatores de risco apresentam valores baixos, o que confirma as conclusões de Fama e French (1993) de que os fatores de risco são ortogonais. O fator de risco mercado apresenta coeficientes de correlação negativos com todos os restantes fatores. O fator de risco momento é o único fator a apresentar coeficientes de correlação positivos com o fator dimensão e valor. Os coeficientes de correlação para cada um dos países apresentam valores negativos, existindo algumas exceções: em França, entre Rme e HML e, em Itália entre SMB e HML.

3.5. Resultados Empíricos

Esta secção tem como objetivo analisar e comparar o poder explicativo dos modelos: CAPM (equação 3.3), de três fatores de Fama e French (1993) (equação 3.4) e de quatro fatores de Carhart (1997) (equação 3.5). É também analisada a robustez do modelo de quatro fatores face à evolução da situação económica, através das *proxies*, evolução do mercado (em alta e em baixa) e, evolução do ciclo de negócios (em expansão e em recessão), representados pelas equações (3.6) e (3.7) respetivamente.

Para testar as hipóteses formuladas na secção da metodologia (secção 3.3) é analisado: (1) se o fator de risco mercado é o único fator de risco que explica a rendibilidade em excesso das carteiras, (2) se os fatores de risco adicionais introduzidos no modelo de três fatores, dimensão (SMB) e valor (HML), explicam a rendibilidade em excesso das carteiras, (3) se o fator de risco adicional, momento (WML), apresenta capacidade explicativa adicional quando é adicionado ao modelo de três fatores e, (4) se os quatro fatores de risco apresentam comportamento condicional em função da evolução do mercado e da evolução do ciclo de negócios.

Na estimação dos modelos é utilizado o mesmo *software* do capítulo dois, *EViews* - versão 5 e, é utilizado o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Neste tipo de modelos, tem de se ter em atenção eventuais violações dos pressupostos,

nomeadamente, os termos de perturbação apresentarem heterocedasticidade e autocorrelação.³⁰ A metodologia seguida é estimar os modelos pelo MQO e realizar 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.

Nas secções seguintes, as Tabelas com os resultados da estimação dos modelos apresentam: (1) as estimativas dos coeficientes de regressão dos modelos, (2) o *p-value* para avaliar a significância estatística de cada coeficiente, (3) o indicador de medida da qualidade do ajustamento, o coeficiente de determinação ajustado (R^2 Ajustado) e a média simples dos vinte e cinco R^2 Ajustados ($\overline{R^2}$), (4) o *p-value* associado à estatística F para aferir da significância global da regressão, (5) o *p-value* associado a um teste de hipótese conjunto sobre alguns coeficientes do modelo (*Wald test*) e, (6) o *p-value* associado à estatística F do teste de GRS (Gibbons *et al.*, 1989), assim como o valor médio absoluto das vinte e cinco constantes de cada regressão. O nível de significância estatística utilizada é de 5% e os coeficientes estatisticamente significativos (a um nível de significância de 5%) estão assinalados a negrito.

3.5.1. Modelo de Um Fator - CAPM

Inicia-se a análise com o modelo mais conhecido em Finanças, o modelo CAPM, representado pela equação (3.3). O modelo CAPM considera apenas um único fator de risco, o mercado, na explicação da rendibilidade dos ativos. O modelo estabelece uma relação linear e positiva entre o prémio de risco e a rendibilidade em excesso das carteiras, a rendibilidade em excesso de mercado.

³⁰ O método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) permite que os estimadores obtidos apresentem as três propriedades: cêntricos, consistentes e eficientes, perante as hipóteses dos termos de perturbação seguirem um processo aleatório puro. Em series temporais é frequente a existência de autocorrelação nos termos de perturbação, sendo nestes casos os estimadores dos parâmetros obtidas por MQO cêntricos, consistentes mas não eficientes, isto é, não apresentam variância mínima. Se a autocorrelação for positiva, as estimativas dos parâmetros do modelo são subestimadas e, conseqüentemente, os valores da estatística t, sobrestimados, como consequência, nos testes individuais sobre os coeficientes (estatísticas T) pode-se rejeitar a hipótese nula, quando na verdade se deveria aceitar esta hipótese. Se a autocorrelação for negativa, as estimativas dos parâmetros do modelo são sobrestimadas e, conseqüentemente, os valores da estatística t, subestimados.

Na Tabela 3.8 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 (3.3). São estimadas vinte e cinco regressões para o mercado de capitais da Europa, que inclui os mercados da Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal. Cada regressão corresponde a uma carteira constituída com base na interseção 5x5 de ME-BE/ME, de acordo com a metodologia de Fama e French (1993).

Tabela 3.8
Modelo CAPM com Carteiras 5x5 de ME-BE/ME

Na tabela são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão e no lado direito os *p-value* associados. 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.

A amostra para a estimação do modelo inclui 120 observações mensais de julho/1999 a junho/2009. São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (junho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-BE/ME, dos quintis de $ME_{junho/t}$ e de $BE/ME_{dezembro/t-1}$.

A equação estimada para as vinte e cinco carteiras é: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{j,t}$. Em que $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t, $R_{f,t}$ é a rendibilidade do ativo isento de risco no mês t, $R_{m,t}$ é a rendibilidade da carteira de mercado no mês t.

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

Size	Book-to-market (BE/ME) - Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Regressão: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{j,t}$										
a					P-value (a)					
Small	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
Big	-0,004	-0,001	-0,001	0,003	0,003	0,071	0,632	0,367	0,132	0,372
b					P-value (b)					
Small	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
Big	1,121	1,067	0,918	0,893	0,928	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
R^2 Ajustado					P-value (F)					
Small	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
Big	0,844	0,909	0,885	0,803	0,584	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Fatores Globais (5x5)										
\bar{R}^2		a		P-value (GRS)						
0,566		0,006		0,0000						

Na análise à Tabela 3.8 do modelo CAPM, no mercado de capitais da Europa, o coeficiente “b” associado ao fator de risco mercado (rendibilidade em excesso de mercado) é estatisticamente significativo nas vinte e cinco carteiras. Existe uma relação positiva entre a rendibilidade em excesso das carteiras e a rendibilidade em excesso de mercado. 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) e, algumas carteiras constituídas por ações de maior dimensão e menor BE/ME apresentam este coeficiente negativo. No teste de GRS, rejeita-se a hipótese nula, do conjunto das vinte e cinco constantes do modelo ser igual a zero. Estes factos indiciam a existência de outros fatores explicativos da rendibilidade em excesso das carteiras que não o único fator do modelo CAPM.

Os coeficientes de determinação ajustados variam entre 19,9% e 90,9% e, o valor médio é de 56,6%. 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 constituídas por empresas de menor dimensão é significativa face às carteiras de empresas de maior dimensão, ao constatar-se que o coeficiente de determinação apenas é superior a 80% nas carteiras pertencentes ao quinto quintil de ME. Estes resultados sugerem a potencial capacidade explicativa do fator de risco dimensão (SMB). O mesmo é verificado nas carteiras constituídas por ações de alto BE/ME comparando com as carteiras constituídas por ações de menor BE/ME, sugerindo que o fator valor (HML) poderá apresentar capacidade explicativa da rendibilidade em excesso das carteiras.

As conclusões anteriores são também evidenciadas na análise às estimativas do coeficiente associado ao fator de risco do modelo. O coeficiente “b” mede a sensibilidade da rendibilidade em excesso da carteira face às oscilações da rendibilidade em excesso de mercado. Este coeficiente apresenta valores crescentes nas carteiras do primeiro para o último quintil de dimensão e nas carteiras do último para o primeiro quintil de BE/ME.

As carteiras constituídas por ações de empresas de maior dimensão e menor BE/ME apresentam o coeficiente “b” superior à unidade, são carteiras com oscilações da rendibilidade em excesso superior às oscilações da rendibilidade em excesso de mercado. Para as carteiras de ações de empresas de menor dimensão, o coeficiente “b” é inferior à unidade, apresentando-se assim como carteiras menos arriscadas que as carteiras de ações

de empresas de grande dimensão. Apesar das empresas de pequena dimensão serem teoricamente mais arriscadas, o coeficiente “b” do modelo, não capta este risco. As carteiras constituídas por ações de empresas de menor (maior) dimensão apresentam oscilações da rendibilidade menor (maior) que as oscilações da rendibilidade do mercado.

Várias conclusões podem ser retiradas do modelo com um único fator de risco, o modelo CAPM, no mercado da Europa entre julho/1999 a junho/2009. O único fator de risco do CAPM, a rendibilidade em excesso de mercado, apresenta uma relação positiva com a rendibilidade em excesso das carteiras. O coeficiente associado ao fator de risco mercado é estatisticamente significativo. No entanto, os testes estatísticos à constante do modelo, o coeficiente “a”, demonstram existirem outros fatores explicativos, pelo que o modelo CAPM não é um modelo adequado para explicar a rendibilidade em excesso das carteiras. O coeficiente de determinação ajustado revela que fica por explicar uma parte da rendibilidade em excesso das carteiras, ao apresentar na maioria das carteiras valores inferiores a 50%.

As análises empíricas realizadas ao modelo CAPM, nesta secção e na secção 2.5.1, utilizam metodologias diferentes, daí justificar alguma diferença de resultados nas duas análises. Nesta secção, o coeficiente associado ao fator de risco mercado é estatisticamente significativo em todas as carteiras, enquanto que, na secção 2.5.1, para a relação não condicional, é constatado que o coeficiente beta não é estatisticamente significativo. No entanto nas duas metodologias desenvolvidas o modelo CAPM não revelou ser adequado para explicar a rendibilidade das carteiras no mercado da Europa.

Os resultados das regressões temporais (julho/1999 a junho/2009) do modelo CAPM representado pela equação (3.3), para os mercados da Alemanha, França e Itália são apresentados nos Anexos 3.5, 3.6 e 3.7, respetivamente. Para Alemanha e França, são estimadas vinte e cinco regressões temporais, com base em carteiras de interseção 5x5 de ME-BE/ME. Para Itália são estimadas nove regressões temporais, com base em carteiras de interseção 3x3 de ME-BE/ME. Constata-se que os resultados do modelo CAPM para os três países da Europa não diferem dos obtidos para a Europa.

O coeficiente de determinação ajustado assim como o coeficiente “b”, evidenciam valores com determinado padrão de comportamento, uma tendência ascendente das carteiras do primeiro para o quinto quintil de dimensão e, das carteiras do quinto para o

primeiro quintil de BE/ME. Estes resultados parecem indicar que os fatores de risco SMB e HML podem ser explicativos da rentabilidade em excesso das carteiras.

Na secção seguinte analisa-se o modelo de três fatores de Fama e French (1993), que adiciona ao fator de risco mercado do modelo CAPM mais dois fatores, o fator dimensão (SMB) e o fator valor (HML).

3.5.2. Modelo de Três Fatores de Fama e French

A secção anterior analisa o modelo com apenas um único fator de risco, o mercado, medido pela rentabilidade em excesso de mercado. Constatase que apesar do fator mercado apresentar capacidade explicativa da rentabilidade em excesso das carteiras para o mercado da Europa, o modelo não revela ser adequado na explicação da rentabilidade em excesso das carteiras, pelo que se justifica a análise de modelos alternativos incluindo outros fatores para além do mercado.

Nesta secção é analisado o modelo de Fama e French (1993), representado pela equação (3.4). Este modelo considera três fatores de risco na explicação da rentabilidade das ações, estabelecendo uma relação linear e positiva entre a rentabilidade em excesso das carteiras e cada um dos fatores de risco: mercado (R_{me}), dimensão (SMB) e valor (HML).

Fama e French (1993) defendem que o seu modelo apresenta maior capacidade explicativa da rentabilidade das ações relativamente ao modelo com um único fator de risco, modelo CAPM (analisado na secção 3.5.1). O objetivo desta secção é verificar se os resultados obtidos por Fama e French (1993) são confirmados no mercado da Europa entre julho/1999 a junho/2009.

A Tabela 3.9 apresenta os resultados das regressões para o período de julho/1999 a junho/2009, entre a rentabilidade em excesso das carteiras e os três fatores de risco, conforme a equação (3.4). São estimadas vinte e cinco regressões para o mercado de capitais da Europa, correspondendo cada regressão a uma carteira constituída da interseção 5x5 de ME-BE/ME de acordo com a metodologia de Fama e French (1993).

Tabela 3.9

Modelo de Três Fatores de Fama e French com Carteiras 5x5 de ME-BE/ME

Na tabela são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão e no lado direito os *p-value* associados. 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 e o teste conjunto aos coeficientes (*Wald test*), 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.

A amostra para a estimação do modelo inclui 120 observações mensais de julho/1999 a junho/2009. São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (junho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-BE/ME, dos quintis de $ME_{junho/t}$ e de $BE/ME_{dezembro/t-1}$.

A equação estimada para as vinte e cinco carteiras é: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_j \times SMB_t + h_j \times HML_t + \epsilon_{j,t}$. Em que $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t, $R_{m,t}$ é a rendibilidade da carteira de mercado no mês t, $R_{f,t}$ é a rendibilidade do ativo isento de risco no mês t, e SMB e HML são os fatores de risco dimensão (ME) e valor (BE/ME) respetivamente.

SMB é a diferença entre a média da rendibilidade das três carteiras *small* e a média da rendibilidade das três carteiras *big* e HML é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *high* e a média da rendibilidade das duas carteiras *low*.

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

Size	Book-to-market (BE/ME) – Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Regressão $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_j SMB_t + h_j HML_t + \epsilon_{j,t}$										
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	-0,001	-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)					Fatores Globais (5x5)					
Small	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	\bar{R}^2	a	P-value (GRS)		
2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,755	0,000	0,0131		
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	0,896	0,000	0,000					

Como se pode observar nos testes de significância global, através da estatística F, os três fatores de risco propostos por Fama e French (1993) revelam ser estatisticamente significativos na explicação da rentabilidade em excesso das vinte e cinco carteiras.

A constante do modelo continua a ser estatisticamente diferente de zero em cinco carteiras (C3, C5, C12, C13 e C18). No entanto, o número de carteiras em que este facto é constatado reduziu relativamente ao modelo CAPM. Neste modelo, assim como no modelo CAPM, pelo 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 vinte e cinco carteiras no modelo de três fatores relativamente ao modelo CAPM. Este coeficiente assume valores negativos em mais de metade das carteiras, com exceção das carteiras pertencentes ao primeiro quintil de ME.

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, dimensão e valor. Para Fama e French (1993) este facto pode ser explicado pela correlação dos dois fatores de risco, SML e HML, com o fator de risco mercado. Os resultados sugerem também que o coeficiente “b” não segue nenhum padrão específico com referência à dimensão e ao rácio BE/ME. Porém, as carteiras constituídas por ações de empresas de menor dimensão tendem a apresentar este coeficiente mais baixo. Este coeficiente é positivo para as vinte e cinco carteiras, pelo que, é confirmada a relação positiva entre o coeficiente “b” e a rentabilidade em excesso das carteiras.

O coeficiente “s”, associado ao fator de risco dimensão (SMB), mede a sensibilidade da rentabilidade em excesso da carteira face às oscilações da diferença de rentabilidade das carteiras constituídas por empresas de pequena dimensão face à rentabilidade das carteiras constituídas por empresas de grande dimensão. Este coeficiente 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 (C22, C23 e C25). Estes resultados confirmam a evidência empírica encontrada por vários autores, as empresas de pequena dimensão apresentam maior

rendibilidade que as empresas de grande dimensão, nomeadamente no mercado da Europa (Brighi & d'Addona, 2007; Mirza & 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.

O coeficiente “h”, associado ao fator de risco valor (HML), mede a sensibilidade da rendibilidade em excesso da carteira face às oscilações da diferença de rendibilidade entre as carteiras de empresas de elevado rácio BE/ME e as carteiras de empresas de baixo rácio BE/ME. Este coeficiente não é estatisticamente significativo em oito carteiras (C1, C2, C3, C5, C7, C12, C17 e C23), sendo significativo para as restantes 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 empresas de elevado rácio BE/ME. As carteiras com o coeficiente “h” negativo pertencem aos dois primeiros quintis de BE/ME. Os valores encontrados confirmam a evidência empírica encontrada por vários autores, as empresas de baixo rácio BE/ME apresentam menor rendibilidade que as empresas de elevado BE/ME (Brighi & d'Addona, 2007; Mirza & Afzal, 2011). Fama e French (1993) defendem que o fator de risco valor controla para o risco de dificuldades financeiras das empresas (*distress risk*), por evidências encontradas em estudos anteriores. As empresas que apresentam continuamente lucros elevados apresentam um baixo rácio BE/ME, e inversamente, empresas que apresentam continuamente lucros baixos apresentam um elevado rácio BE/ME.

O coeficiente de determinação ajustado é superior neste modelo comparativamente ao modelo CAPM. Este coeficiente varia entre 33,7% e 92,1% e apresenta um valor médio de 75,5%.³¹

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

³¹ O coeficiente de determinação ajustado 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%.

Os Anexos 3.8, 3.9 e 3.10 apresentam os resultados das regressões temporais (julho/1999 a junho/2009) do modelo de três fatores de Fama e French (1993) representado pela equação (3.4), para os mercados da Alemanha, França e Itália respectivamente. Para Alemanha e França, são estimadas vinte e cinco regressões temporais, com base em carteiras de interseção 5x5 de ME-BE/ME. Para Itália são estimadas nove regressões temporais, com base em carteiras de interseção 3x3 de ME-BE/ME.

O número de carteiras que os coeficientes associados aos três fatores de risco revelam ser estatisticamente significativos para cada um dos países individualmente, é semelhante aos resultados obtidos para o mercado da Europa. A média dos coeficientes de determinação ajustado é de 59,9% e de 59,2% para Alemanha e França respectivamente, inferior ao verificado no mercado da Europa (75,5%) e, é em Itália que apresenta valor mais elevado, de 80,7%. No entanto salienta-se que, pelo teste de GRS não se rejeita a hipótese nula, do conjunto das vinte e cinco constantes ser igual a zero, na Alemanha para um nível de significância de 5% e, na França para um nível de significância de 1%. A hipótese nula é rejeitada, do conjunto das nove constantes ser igual a zero, no mercado de Itália para um nível de significância de 1%.

Da análise efetuada ao modelo de três fatores de Fama e French (1993) para o mercado da Europa tiram-se algumas conclusões. Os coeficientes associados aos fatores de risco mercado e dimensão são estatisticamente significativos em todas as carteiras, exceto o coeficiente associado ao fator dimensão nas carteiras pertencentes ao último quintil de ME. O coeficiente associado ao fator de risco valor é também estatisticamente significativo para grande parte das carteiras. A primeira hipótese de pesquisa, de que o fator de risco mercado é o único fator de risco explicativo da rendibilidade em excesso das carteiras é rejeitada. Relativamente à 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 de explicação da rendibilidade em excesso das carteiras no mercado da Europa, comparativamente ao modelo CAPM.

3.5.3. Modelo de Quatro Fatores de Carhart

A secção anterior analisa a capacidade explicativa do modelo de três fatores de Fama e French (1993) da rendibilidade em excesso das carteiras de interseção 5×5 de ME-BE/ME. Consta-se que os três fatores de risco, mercado, dimensão e valor, apresentam capacidade explicativa no mercado da Europa. O coeficiente associado ao fator de risco mercado é estatisticamente significativo em todas as carteiras, assim como o coeficiente associado ao fator de risco dimensão, exceto nas carteiras do último quintil de dimensão e, o coeficiente associado ao fator valor é também estatisticamente significativo para a maioria das carteiras.

Esta secção analisa o modelo de quatro fatores de Carhart (1997), representado pela equação (3.5). O modelo considera quatro fatores de risco na explicação da rendibilidade das ações, estabelecendo uma relação linear e positiva entre a rendibilidade em excesso das carteiras e cada um dos fatores de risco: mercado (Rme), dimensão (SMB), valor (HML) e momento (WML).

Carhart (1997) constata que o seu modelo apresenta maior capacidade explicativa relativamente ao modelo CAPM (analisado na secção 3.5.1) e ao modelo de três fatores de Fama e French (1993) (analisado na secção 3.5.2). O objetivo desta secção é testar as hipóteses três e quatro enunciadas na secção 3.3 para o período entre julho/1999 a junho/2009.

Até à secção anterior, análise aos modelos CAPM e de três fatores de Fama e French (1993), é realizada uma análise ao mercado da Europa, que inclui os países da Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal e uma análise individual aos três primeiros mercados. Apesar dos resultados obtidos para cada um dos países não serem totalmente semelhantes aos obtidos para o mercado da Europa, nomeadamente no modelo de três fatores, é opção, a partir desta secção, realizar a análise empírica para o mercado da Europa e não realizar a análise individual nos mercados da Alemanha, França e Itália.

A Tabela 3.10 apresenta os resultados das regressões para o período de julho/1999 a junho/2009, entre a rendibilidade em excesso das carteiras e os quatro fatores de risco, conforme a equação (3.5). São estimadas vinte e cinco regressões temporais, correspondendo cada regressão a uma carteira constituída com base na interseção 5x5 de ME-Momento de acordo com a metodologia de Fama e French (1993, 2012).

Como se pode observar pela estatística F (teste de significância global) os quatro fatores de risco são estatisticamente significativos na explicação da rendibilidade em excesso das vinte e cinco carteiras de interseção 5x5 de ME-Momento.

A constante do modelo é estatisticamente diferente de zero em sete carteiras (C5, C8, C10, C13, C17, C19 e C24). No teste estatístico de GRS rejeita-se a hipótese nula, do conjunto das vinte e cinco constantes do modelo ser igual a zero, a um nível de significância estatística de 1%. O coeficiente “a” apresenta em média, valores baixos, tal como no modelo de três fatores relativamente ao modelo CAPM. Este coeficiente assume valores negativos em catorze carteiras, valor menor relativamente ao modelo de três fatores, o que pode ser explicado pelo fator de risco adicional, WML, que consegue captar algum deste efeito.

Os fatores de risco mercado e dimensão revelam comportamento idêntico ao modelo de três fatores. O coeficiente “b” associado ao fator de risco mercado evidencia valores positivos e próximos da unidade, tal como no modelo de três fatores. Facto também constatado por Fama e French (1993). Os resultados sugerem que o coeficiente “b” segue um padrão específico com referência à dimensão, aumenta das carteiras do primeiro para o quinto quintil de dimensão. As carteiras constituídas por ações de maior dimensão apresentam maiores oscilações da sua rendibilidade em excesso face às oscilações da rendibilidade em excesso de mercado do que as carteiras constituídas por ações de menor dimensão. O coeficiente “s” associado ao fator de risco dimensão (SMB) confirma os resultados obtidos no modelo de três fatores. Nas carteiras do último quintil de dimensão, este coeficiente não é estatisticamente significativo. 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 (C21, C22 e C25).

Tabela 3.10
Modelo de Quatro Fatores de Carhart com Carteiras 5x5 de ME-Momento

Na tabela são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão e no lado direito os *p-value* associados. 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 e o teste conjunto aos coeficientes (*Wald test*), 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.

A amostra para a estimação do modelo inclui 120 observações mensais de julho/1999 a junho/2009. São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-Momento, dos quintis de $ME_{junho/t}$ e da rendibilidade média simples de cada ação nos onze meses anteriores à constituição das carteiras (agosto/t-1 a junho/t).

A equação estimada para as vinte e cinco carteiras é: $R_{j,t} - R_{ft} = a_j + b_j \times (R_{m,t} - R_{ft}) + s_j \times SMB_t + h_j \times HML_t + w_j \times WML_t + \varepsilon_{j,t}$. Em que: $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t, R_{ft} é a rendibilidade do ativo isento de risco no mês t, $R_{m,t}$ é a rendibilidade da carteira de mercado no mês t e SMB, HML e WML são os fatores de risco dimensão, valor e momento respetivamente.

SMB é a diferença entre a média da rendibilidade das três carteiras *small* e a média da rendibilidade das três carteiras *big* de ME. HML é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *high* e a média da rendibilidade das duas carteiras *low* de BE/ME. WML é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *winner*s (vencedoras) e a média da rendibilidade das duas carteiras *loser*s (perdedoras).

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

Size	Rendibilidade média simples nos onze meses anteriores (agosto/t-1 a junho/t) - Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Regressão: $R_{j,t} - R_{ft} = a_j + b_j \times (R_{m,t} - R_{ft}) + s_j \times SMB_t + h_j \times HML_t + w_j \times WML_t + \varepsilon_{j,t}$										
a					P-value (a)					
Small	0,010	0,005	0,008	0,001	0,009	0,135	0,319	0,074	0,759	0,018
2	0,003	-0,009	-0,004	-0,001	0,006	0,276	0,054	0,037	0,822	0,032
3	-0,005	-0,005	-0,005	-0,002	0,001	0,153	0,055	0,040	0,415	0,472
4	0,000	-0,005	-0,002	-0,005	-0,001	0,962	0,032	0,529	0,019	0,677
Big	0,005	0,001	-0,001	-0,004	-0,005	0,053	0,523	0,800	0,042	0,214
b					P-value (b)					
Small	1,003	0,836	0,823	0,716	0,922	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	1,184	1,255	0,861	0,723	0,976	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	1,147	1,019	0,842	0,883	1,156	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	1,133	1,038	0,950	0,986	1,217	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	1,027	0,897	0,978	0,980	1,250	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
s					P-value (s)					
Small	0,888	1,062	0,743	0,550	0,759	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	1,021	1,274	0,685	0,959	0,934	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,925	0,691	0,691	0,583	0,823	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,728	0,587	0,519	0,681	0,643	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	-0,071	-0,013	0,064	0,086	-0,039	0,267	0,804	0,259	0,114	0,591
h					P-value (h)					
Small	0,230	0,196	0,435	-0,025	0,008	0,162	0,089	0,000	0,689	0,930
2	-0,329	0,570	0,295	0,454	-0,038	0,040	0,000	0,002	0,000	0,558
3	0,015	0,174	0,161	0,159	-0,203	0,878	0,005	0,005	0,007	0,019
4	-0,148	0,224	0,133	0,181	-0,074	0,107	0,000	0,030	0,001	0,311
Big	0,019	-0,042	0,021	0,046	0,092	0,747	0,381	0,682	0,346	0,488
w					P-value (w)					
Small	-0,582	-0,343	-0,167	0,043	0,330	0,000	0,000	0,071	0,446	0,000
2	-0,632	-0,162	-0,027	0,153	0,237	0,000	0,088	0,060	0,090	0,000
3	-0,705	-0,297	-0,058	0,138	0,476	0,000	0,000	0,196	0,003	0,000
4	-0,678	-0,148	-0,029	0,145	0,353	0,000	0,003	0,550	0,001	0,000
Big	-0,653	-0,218	0,016	0,303	0,545	0,000	0,000	0,684	0,000	0,000
R^2 Ajustado					P-value (F)					
Small	0,535	0,613	0,486	0,640	0,576	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,846	0,675	0,786	0,433	0,793	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,833	0,858	0,792	0,752	0,806	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,839	0,838	0,790	0,828	0,792	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	0,915	0,885	0,849	0,829	0,757	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Wald Test, P-value ($H_0: s = h = w = 0$)					Fatores Globais (5x5)					
Small	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	$\overline{R^2}$	a	P-value (GRS)		
2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000				0,750	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					

O coeficiente “h” associado ao fator de risco valor (HML) não é estatisticamente significativo em treze carteiras (C1, C2, C4, C5, C10, C11, C16, C20, C21, C22, C23, C24 e C25), pertencentes aos quintis extremos, primeiro e quinto, quer de dimensão quer de momento. Este coeficiente apresenta valores negativos em sete carteiras (C4, C6, C10, C15, C16, C20 e C22), também pertencentes aos quintis extremos, de dimensão e de momento, talvez porque nestas carteiras os outros fatores de risco do modelo (mercado, dimensão e momento) captam o efeito desta variável.

O coeficiente “w”, associado ao fator de risco momento (WML), mede a sensibilidade da rendibilidade em excesso da carteira face às oscilações da diferença de rendibilidades das carteiras constituídas por ações vencedoras e as rendibilidades das carteiras constituídas por ações perdedoras. Este coeficiente é significativo para a maioria das carteiras, exceto nas carteiras de quintil intermédio de momento, (C3, C4, C7, C8, C9, C13, C18 e C23). Apresenta valores negativos nas carteiras dos três primeiros quintis de momento e, valores positivos nas carteiras dos dois últimos quintis de momento, com valores crescentes das carteiras do primeiro para o último quintil de momento. As carteiras com pior performance nos últimos onze meses anteriores à constituição destas permanecem com fraco desempenho e apresentam um prémio de risco negativo. Inversamente, as carteiras com melhor performance nos últimos onze meses anteriores à constituição destas permanecem com bom desempenho e apresentam um prémio de risco positivo.

Considerando o teste estatístico dos coeficientes associados aos três fatores de risco adicionais, dimensão, valor e momento, relativamente ao modelo CAPM, serem iguais a zero, a hipótese nula é rejeitada em todas as carteiras, exceto na carteira C23. Os coeficientes de determinação ajustados apresentam valores próximos do modelo de três fatores, variando entre 48,6% e 91,5% e apresenta um valor médio de 75%.

Em suma, retiram-se algumas conclusões ao modelo de quatro fatores de Carhart (1997) no mercado da Europa. O coeficiente associado ao fator mercado é estatisticamente significativo em todas as carteiras. Os coeficientes associados aos fatores de risco dimensão e momento são estatisticamente significativos em grande número de carteiras, exceto nas carteiras do último quintil de dimensão e, nas carteiras de quintis intermédios de momento, respetivamente. O fator de risco valor perde algum poder de explicação da rendibilidade das carteiras, não sendo estatisticamente significativo para cerca de metade

das carteiras, em particular para as carteiras de quintis extremos de dimensão e de momento. O teste de GRS revela que é rejeitada a hipótese nula, do conjunto das vinte e cinco constantes ser igual a zero para um nível de significância estatística de 1%. No teste conjunto aos três fatores adicionais de risco (dimensão, valor e momento), a hipótese nula dos coeficientes serem iguais a zero é rejeitada em todas as carteiras, exceto na carteira C23. Conclui-se assim que, apesar dos indicadores da qualidade do ajustamento nos modelos de três e quatro fatores serem similares, o fator momento surge como significativo para a maioria das carteiras, pelo que este fator é importante na explicação da rendibilidade em excesso das carteiras.

3.5.4. Análise de Robustez do Modelo de Carhart - Relação Condicional dos Quatro Fatores de Risco

Pettengill *et al.* (1995) constata uma relação fraca entre o coeficiente beta e a rendibilidade das ações cotadas nos EUA entre 1926 a 1990. A rendibilidade de mercado nem sempre é superior à rendibilidade do ativo isento de risco. Assim, a relação entre o coeficiente beta e a rendibilidade é condicional à relação entre a rendibilidade de mercado e o ativo isento de risco. Quando a rendibilidade do mercado é superior (inferior) à rendibilidade do ativo isento de risco a relação entre o coeficiente beta e a rendibilidade é positiva (negativa). Se a rendibilidade em excesso de mercado é negativa, verifica-se um *tradeoff* risco/rendibilidade negativo, conseqüentemente ativos com betas mais elevados proporcionam rendibilidades mais baixas que ativos com betas mais baixos.

Na amostra analisada no mercado da Europa, é confirmada a existência de uma relação negativa entre o coeficiente beta e a rendibilidade quando o mercado está em baixa, mas, não é confirmada a existência de qualquer relação entre as duas variáveis quando o mercado está em alta (secção 2.5.2).

As condições económicas de um país interferem na situação financeira das empresas e conseqüentemente influenciam o grau de risco das suas ações. Nesta linha de pensamento Liew e Vassalou (2000) verificam que os fatores de risco dimensão e valor

estão relacionados com o ciclo de negócios. Chan e Chen (1991) defendem que o ciclo de negócios afeta o desempenho das empresas com implicações nos fatores de risco, em especial no fator de risco valor. L`Her, Masmoud e Sure (2004) constataam que a política monetária do país influencia o comportamento dos fatores de risco. Kassimatis (2008) conclui que o ciclo de negócios apesar de influenciar os fatores de risco valor, dimensão e momento, não interfere na capacidade explicativa destes.

No seguimento da análise desenvolvida no capítulo anterior, é objetivo desta secção analisar a robustez do modelo de quatro fatores de Carhart (1997), se os quatro fatores de risco apresentam comportamento condicional, com a evolução da situação económica. As *proxies* utilizadas da evolução da situação económica são a evolução do mercado e a evolução do ciclo de negócios.

A evolução do mercado é medida pela rendibilidade em excesso de mercado, positiva se o mercado está em alta e negativa se o mercado está em baixa.³² A evolução do ciclo de negócios é medida pelo indicador do ciclo de negócios da zona euro - *Euro Area Business Climate Indicator*,³³ extraído da base de dados e indicadores da Comissão Europeia, positivo se está em expansão e negativo se está em recessão.

A utilização de duas *proxies* na análise condicional, tem o objetivo de verificar se existe diferenças nos resultados na forma como se mede a evolução da situação económica.

3.5.4.1. Estatísticas Descritivas

As Figuras 3.1 e 3.2 apresentam respetivamente a evolução, do mercado e do ciclo de negócios da zona euro, nas cento e vinte observações mensais, de julho/1999 a junho/2009 no mercado da Europa.

³² 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. Para a rendibilidade do ativo isento de risco é utilizada a taxa mensal dos Euro-depósitos em euros a um mês.

³³ Disponível em http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/time_series/.

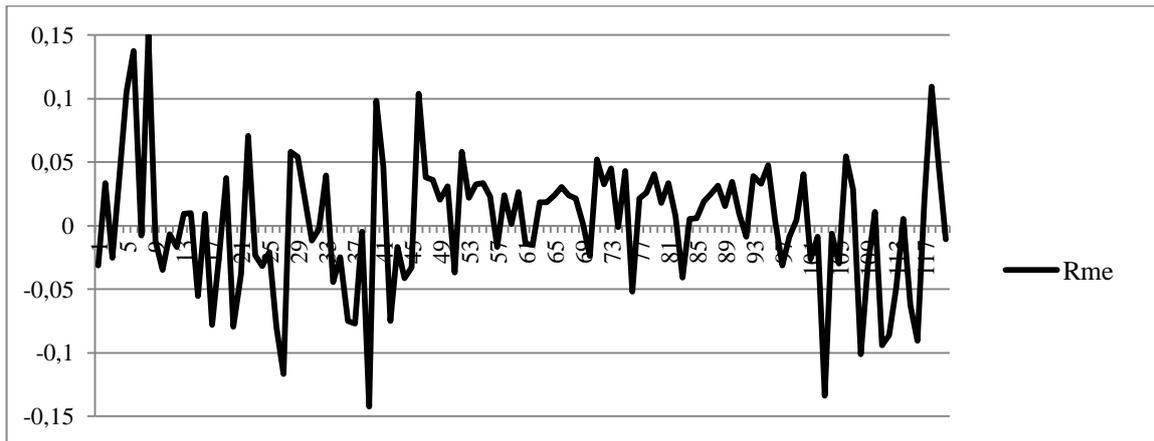


Figura 3.1 – Rendibilidade em Excesso de Mercado

A figura apresenta a rendibilidade mensal em excesso de mercado durante as 120 observações mensais de julho/1999 a junho/2009.

A rendibilidade mensal em excesso de mercado ($R_{me} = R_m - R_f$) é a diferença entre a rendibilidade de mercado (R_m) e a rendibilidade do ativo isento de risco (R_f) em cada um dos meses. A rendibilidade de mercado (R_m) é a média da rendibilidade de todas as ações existentes na amostra em cada um dos meses, ponderada pela capitalização bolsista e, a rendibilidade do ativo isento de risco (R_f) é a taxa mensal dos Euro-depósitos em euros a um mês.

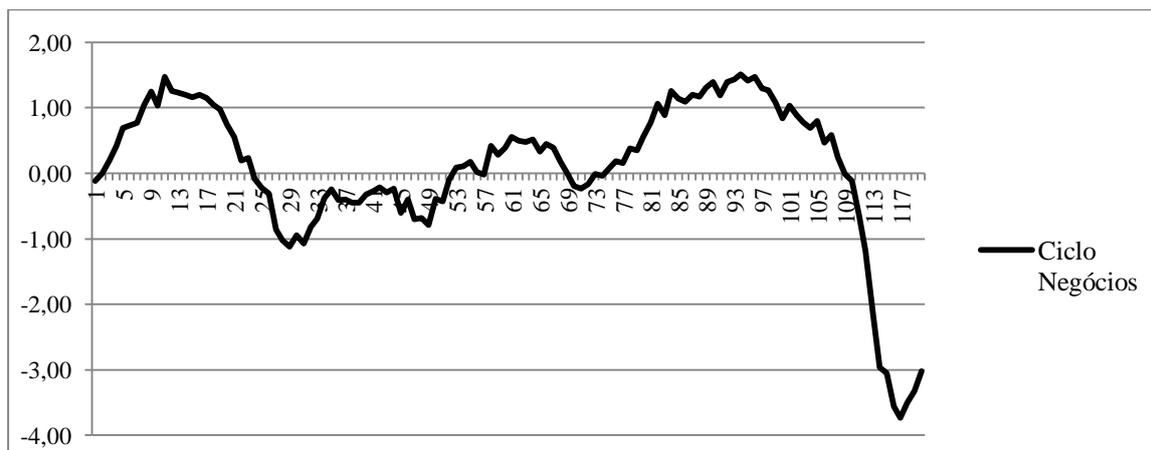


Figura 3.2 - Ciclo de Negócios da Zona Euro

A figura apresenta a evolução do ciclo de negócio da zona euro, extraída da base de dados da Comissão Europeia, durante as 120 observações mensais de julho/1999 a junho/2009.

As *proxies* da evolução da situação económica no mercado da Europa, rendibilidade em excesso de mercado (Figura 3.1) e, ciclo de negócios da zona euro (Figura 3.2), apresentam oscilações entre períodos positivos e negativos. Para uma melhor análise à evolução destas duas variáveis, a Tabela 3.11 apresenta o número de meses, em valor absoluto e percentual, que a rendibilidade em excesso de mercado (R_{me}) e o ciclo de

negócios da zona euro, assume valores positivos e negativos nos cento e vinte meses, entre julho/1999 a junho/2009.

Tabela 3.11
Evolução do Mercado em Alta e em Baixa e do Ciclo de Negócios em Expansão e em Recessão

A tabela apresenta no período de julho/1999 a junho/2009, o número de meses que, a rendibilidade em excesso de mercado e o ciclo de negócios da zona euro, apresenta valores positivos (alta e expansão respetivamente) e negativos (baixa e recessão respetivamente).

A rendibilidade mensal em excesso de mercado ($R_{me}=R_m-R_f$) é a diferença entre a rendibilidade de mercado (R_m) e a rendibilidade do ativo isento de risco (R_f) em cada um dos meses. A rendibilidade de mercado (R_m) é a média da rendibilidade de todas as ações existentes na amostra em cada um dos meses, ponderada pela capitalização bolsista e, a rendibilidade do ativo isento de risco (R_f) é a taxa mensal dos Euro-depósitos em euros a um mês.

O indicador ciclo de negócio da zona euro é extraído da base de dados da Comissão Europeia.

Número de Meses:	Evolução do Mercado		Evolução do Ciclo de Negócios	
	Alta	Baixa	Expansão	Recessão
Valor absoluto	67	53	70	50
Valor percentual (%)	56%	44%	58%	42%

No período de julho/1999 a junho/2009, a Tabela 3.11 evidencia que o mercado da Europa apresenta 56% (sessenta e sete meses) de observações mensais de mercado em alta (rendibilidade em excesso de mercado positiva) e, 44% (cinquenta e três meses) de mercado em baixa (rendibilidade em excesso de mercado negativa).³⁴ Comportamento idêntico é observado na evolução de ciclo de negócios da zona euro, apresenta 58% (setenta meses) de observações mensais de ciclo de negócios em expansão (indicador do ciclo de negócios da zona euro positivo) e 42% (cinquenta meses) de ciclo de negócios em recessão (indicador ciclo de negócios da zona euro negativo).

As estatísticas descritivas e os coeficientes de correlação dos quatro fatores de risco desagregado, para períodos de mercado em alta e em baixa e, para períodos do ciclo de negócios em expansão e em recessão são apresentadas na Tabela 3.12.

Observa-se na Tabela 3.12, que a média dos fatores de risco dimensão, valor e momento, é maior em períodos, de mercado em baixa e de ciclo de negócios em recessão, comparativamente a períodos, de mercado em alta e de ciclo de negócios em expansão respetivamente. Os prémios médios destes fatores de risco (SMB, HML e WML), são sempre positivos independentemente da evolução da situação económica e da *proxy*

³⁴ No capítulo anterior, secção 2.4.4, é realizada uma análise à evolução da rendibilidade em excesso de mercado, no entanto em período temporal diferente (fevereiro/2006 a dezembro/2009) e com a rendibilidade de mercado obtida de uma média simples da rendibilidade de todas as ações existentes na amostra. Daí a diferença do número de meses para mercado em alta e em baixa, 21 e 26 meses, representando 45% e 55% das observações mensais respetivamente.

utilizada (mercado ou ciclo de negócios). Existe uma exceção para o fator de risco momento, que apresenta um prêmio médio negativo de 0,67% para mercado em alta.

Tabela 3.12

Estatísticas Descritivas e Coeficientes de Correlação dos Fatores de Risco para Mercado em Alta e em Baixa e para Ciclo de Negócios em Expansão e em Recessão

A tabela apresenta as estatísticas descritivas: média, desvio padrão, t-estatístico associado e o respetivo *p-value* dos quatro fatores de risco assim como os coeficientes de correlação, para o mercado da Europa, no período que medeia entre julho/1999 a junho/2009, perfazendo 120 meses, desagregado em função da evolução do mercado, em alta (67 meses) e em baixa (53 meses) e, em função da evolução do ciclo de negócios, em expansão (70 meses) e em recessão (50 meses). O fator de risco mercado é a rendibilidade em excesso de mercado (Rme), SMB é a diferença entre a média da rendibilidade das carteiras *small* e a média da rendibilidade das carteiras *big*. HML é a diferença entre a média da rendibilidade das carteiras *high* e a média da rendibilidade das carteiras *low*. WML é a diferença entre a média da rendibilidade das carteiras *winner* (vencedoras) e a média da rendibilidade das carteiras *losers* (perdedoras). O *p-value* corresponde ao teste estatístico da hipótese nula: a média do fator de risco ser igual a zero. As médias estatisticamente diferente de zero, a um nível de significância de 5%, estão assinaladas a negrito.

	Estatísticas Descritivas				Coeficientes de Correlação			
	<i>Mean</i>	<i>Std. Dev</i>	<i>T-statist</i>	<i>P-value</i>	Rme	SMB	HML	WML
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	
WML	-0,0067	0,0464	-1,1830	0,2410	-0,3968	0,0717	0,0407	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	
WML	0,0257	0,0568	3,3020	0,0017	-0,3876	-0,0985	-0,1039	1
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	
WML	0,0044	0,0263	1,4092	0,1633	0,2583	-0,0433	-0,2611	1
Ciclo de Negócios 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	
WML	0,0121	0,0770	1,1104	0,2722	-0,7921	0,0817	0,2400	1

O fator de risco mercado apresenta um prêmio médio com comportamento inverso dos restantes fatores. O prêmio de risco de mercado é positivo, de 3,62% para mercado em alta e 0,84% para ciclo de negócios em expansão e, negativo, de 4,16% para mercado em baixa e 0,73% para ciclo de negócios em recessão.

O desvio padrão dos prêmios de risco é sempre maior em períodos de mercado em baixa do que em períodos de mercado em alta. O desvio padrão dos prêmios dos fatores de risco mercado e momento é maior em períodos de recessão do que em períodos de expansão, verificando-se o inverso nos fatores de risco, dimensão e valor.

Os resultados encontrados para o mercado da Europa são diferentes dos encontrados por Kassimatis (2008) no mercado Australiano, que constata médias dos fatores de risco positivas e maiores em períodos de expansão e, negativas e menores em recessão, com exceção para o fator de risco momento que apresenta valores negativos nos dois períodos.

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, valor e momento 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 rentabilidade média dos quatro fatores de risco é estatisticamente igual a zero. Mas em períodos de recessão a média dos fatores de risco mercado, dimensão e valor é estatisticamente diferente de zero, mas o mesmo não é verificado no fator de risco momento. Estes resultados podem indicar que os 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 (exceto o fator momento).

O fator de risco mercado apresenta correlações negativas com os restantes fatores de risco para mercado em alta e para mercado em baixa. Os restantes coeficientes de correlação entre os fatores de risco apresentam sinal contrário em mercado em alta e em baixa. Os coeficientes de correlação entre os quatro fatores de risco apresentam comportamento idêntico em ciclo de negócios em expansão e em recessão. Existe uma exceção, no fator momento que apresenta correlações com os restantes fatores de risco de sinal contrário em expansão e em recessão.

A rentabilidade média mensal em excesso das carteiras de interseção 5×5 de ME-Momento, para períodos de mercado em alta e em baixa e, para períodos do ciclo de negócios em expansão e em recessão, nos dez anos da amostra, de julho/1999 a junho/2009, e respetivo desvio padrão é apresentada na Tabela 3.13.

Tabela 3.13**Rendibilidade Média Mensal em Excesso e Desvio Padrão das Carteiras 5×5 de ME-Momento para Mercado em Alta e em Baixa e para Ciclo de Negócios em Expansão e em Recessão**

A tabela apresenta a rendibilidade média mensal em excesso das carteiras e respetivo desvio padrão nos dez anos da amostra (julho/1999 a junho/2009) desagregado em função da evolução do mercado, em alta (67 meses) e em baixa (53 meses) e, em função da evolução do ciclo de negócios, em expansão (70 meses) e em recessão (50 meses).

São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1), com base na interseção 5×5 de ME-Momento, dos quintis de ME_{junho/t} e da rendibilidade média simples de cada ação nos onze meses anteriores à constituição das carteiras (agosto/t-1 a junho/t).

A rendibilidade mensal das carteiras é uma média da rendibilidade mensal das ações que compõem cada 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. A rendibilidade média mensal em excesso de cada carteira é uma média simples da rendibilidade mensal em excesso de cada carteira ao longo do período analisado.

	Rendibilidade Média Mensal em Excesso					Desvio Padrão				
	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>
Evolução do Mercado										
Carteiras 5×5 de ME-Momento para Mercado em Alta (67 meses)										
<i>Small</i>	0,057	0,039	0,041	0,028	0,043	0,083	0,056	0,058	0,039	0,058
2	0,047	0,041	0,030	0,033	0,043	0,086	0,079	0,031	0,052	0,048
3	0,045	0,034	0,027	0,030	0,043	0,072	0,046	0,032	0,034	0,051
4	0,050	0,035	0,034	0,034	0,042	0,069	0,035	0,036	0,030	0,043
<i>Big</i>	0,046	0,036	0,034	0,029	0,040	0,055	0,039	0,035	0,028	0,030
Carteiras 5×5 de ME-Momento para Mercado em Baixa (53 meses)										
<i>Small</i>	-0,033	-0,016	-0,009	-0,020	-0,009	0,086	0,081	0,062	0,040	0,044
2	-0,046	-0,035	-0,025	-0,011	-0,015	0,083	0,068	0,048	0,060	0,051
3	-0,058	-0,038	-0,025	-0,022	-0,026	0,081	0,060	0,053	0,044	0,062
4	-0,058	-0,038	-0,031	-0,031	-0,034	0,078	0,058	0,049	0,047	0,060
<i>Big</i>	-0,056	-0,044	-0,038	-0,034	-0,045	0,067	0,040	0,042	0,043	0,061
Evolução do Ciclo de Negócios										
Carteiras 5×5 de ME-Momento para Períodos do Ciclo de Negócios em Expansão (70 meses)										
<i>Small</i>	0,024	0,020	0,022	0,011	0,022	0,083	0,065	0,062	0,043	0,066
2	0,011	0,019	0,011	0,017	0,022	0,081	0,085	0,038	0,063	0,063
3	0,003	0,008	0,011	0,010	0,016	0,063	0,048	0,038	0,045	0,079
4	0,010	0,010	0,012	0,010	0,011	0,066	0,047	0,046	0,049	0,071
<i>Big</i>	0,011	0,010	0,010	0,006	0,007	0,047	0,045	0,046	0,049	0,071
Carteiras 5×5 de ME-Momento para Períodos do Ciclo de Negócios em Recessão (50 meses)										
<i>Small</i>	0,007	0,007	0,015	0,001	0,017	0,111	0,083	0,068	0,049	0,045
2	-0,001	-0,008	-0,002	0,010	0,010	0,116	0,079	0,060	0,056	0,046
3	-0,007	-0,006	-0,006	0,003	0,008	0,122	0,081	0,061	0,048	0,040
4	-0,010	-0,008	-0,004	-0,001	0,005	0,116	0,071	0,060	0,052	0,051
<i>Big</i>	-0,013	-0,012	-0,009	-0,005	-0,004	0,107	0,066	0,059	0,044	0,048

As Figuras 3.3 e 3.4 apresentam a rendibilidade média mensal em excesso das carteiras de interseção 5×5 de ME-Momento, para períodos de mercado em alta e em baixa e, para períodos do ciclo de negócios em expansão e em recessão respetivamente, assim como para o período total da amostra, nos cento e vinte meses, compreendido entre de julho/1999 a junho/2009.

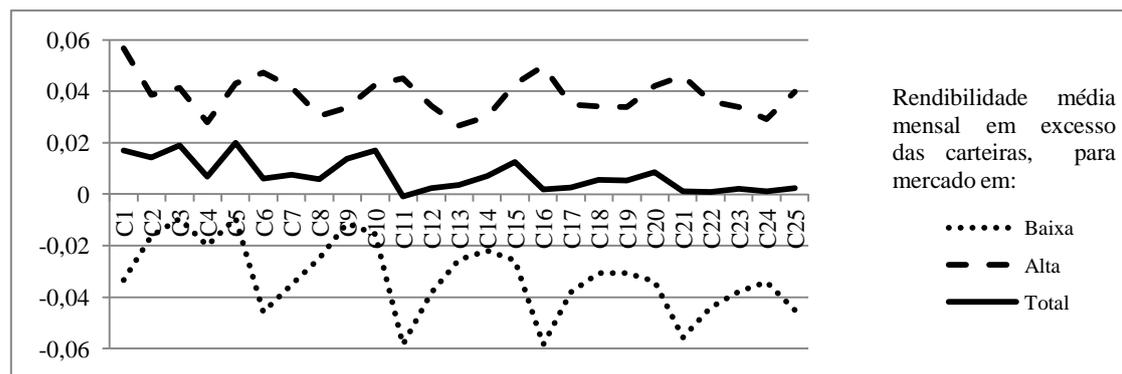


Figura 3.3 - Rendibilidade Média Mensal em Excesso das Carteiras 5x5 de ME-Momento para Mercado em Alta e em Baixa

A figura apresenta a rendibilidade média mensal em excesso das carteiras nos dez anos da amostra (julho/1999 a junho/2009) e desagregado em períodos de mercado em alta (67 meses) e em períodos de mercado em baixa (53 meses).

São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-Momento, dos quintis de ME_{junho/t} e da rendibilidade média simples de cada ação nos onze meses anteriores à constituição das carteiras (agosto/t-1 a junho/t). A rendibilidade mensal das carteiras é uma média da rendibilidade mensal das ações que compõem cada 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. A rendibilidade média mensal em excesso de cada carteira é uma média simples da rendibilidade mensal em excesso de cada carteira ao longo do período analisado.

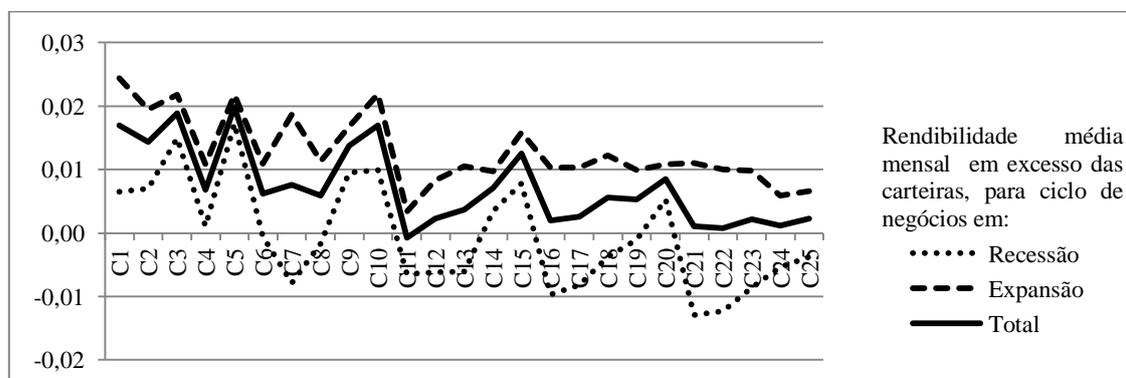


Figura 3.4 - Rendibilidade Média Mensal em Excesso das Carteiras 5x5 de ME-Momento para Ciclo de Negócios em Expansão e em Recessão

A figura apresenta a rendibilidade média mensal em excesso das carteiras nos dez anos da amostra (julho/1999 a junho/2009) e desagregado em períodos do ciclo de negócios em expansão (70 meses) e em períodos do ciclo de negócios em recessão (50 meses).

São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-Momento, dos quintis de ME_{junho/t} e da rendibilidade média simples de cada ação nos onze meses anteriores à constituição das carteiras (agosto/t-1 a junho/t). A rendibilidade mensal das carteiras é uma média da rendibilidade mensal das ações que compõem cada 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. A rendibilidade média mensal em excesso de cada carteira é uma média simples da rendibilidade mensal em excesso de cada carteira ao longo do período analisado.

Da análise à Tabela 3.13 e às Figuras 3.3 e 3.4 podem ser retiradas duas conclusões. As primeiras carteiras de interseção 5×5 de ME-Momento apresentam rendibilidades médias mensais em excesso mais elevadas que as restantes carteiras, independente da evolução da situação económica e da *proxy* utilizada. Durante períodos favoráveis da evolução da situação económica (mercado em alta e ciclo de negócios em expansão) a rendibilidade média mensal em excesso das carteiras é sempre positiva. O mesmo não é verificado em períodos não favoráveis da evolução da situação económica. Para ciclo de negócios em recessão, a rendibilidade média mensal em excesso das carteiras apresenta valores negativos nas carteiras pertencentes aos três menores quintis de momento assim como nas carteiras pertencentes aos dois maiores quintis de dimensão. Para períodos de mercado em baixa, todas as carteiras apresentam rendibilidade média mensal em excesso negativas.

3.5.4.2. Modelo de Quatro Fatores de Carhart Condicional com a Evolução do Mercado

No seguimento da análise desenvolvida, é objetivo desta secção analisar a robustez do modelo de quatro fatores de Carhart (1997), se os quatro fatores de risco apresentam comportamento condicional, em função da evolução do mercado.

A Tabela 3.14 apresenta os resultados das regressões do modelo de quatro fatores de Carhart (1997), condicional com a evolução do mercado para o período de julho/1999 a junho/2009, conforme a equação (3.6). São estimadas vinte e cinco regressões temporais, correspondendo cada regressão a uma carteira constituída com base na interseção 5x5 de ME-Momento de acordo com a metodologia de Fama e French (1993, 2012). O Painel A da Tabela 3.14 apresenta as estimativas dos coeficientes da regressão que não estão associados à variável *dummy* do modelo, o Painel B apresenta as estimativas dos coeficientes da regressão que estão associados à variável *dummy* do modelo e, o Painel C apresenta os indicadores da qualidade do ajustamento.

Tabela 3.14

Modelo de Quatro Fatores de Carhart Condicional com a Evolução do Mercado com Carteiras 5x5 de ME-Momento

No Pannel A da tabela são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão que não estão associados à variável *dummy* do modelo e no lado direito os respectivos *p-value*. No Pannel B são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão que estão associados à variável *dummy* do modelo e no lado direito os respectivos *p-value*. No Pannel C estão os coeficientes de determinação ajustados (R^2 ajustado), os *p-value* associados, à estatística F da significância global da regressão e do teste conjunto aos coeficientes (*Wald test*), 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.

A amostra para a estimação do modelo inclui 120 observações mensais, compreendidas entre julho/1999 a junho/2009. São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (junho/t a junho/t+1), da interseção 5x5 de ME-Momento, dos quintis de ME_{junho/t} e da rendibilidade média simples de cada ação nos onze meses anteriores à constituição das carteiras (agosto/t-1 a junho/t).

A equação estimada para as vinte e cinco carteiras é: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_{j1} \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + b_{j2} \times Dm_t \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_{j1} \times SMB_t + s_{j2} \times Dm_t \times SMB_t + h_{j1} \times HML_t + h_{j2} \times Dm_t \times HML_t + m_{j1} \times WML_t + m_{j2} \times Dm_t \times WML_t + \varepsilon_{j,t}$. Em que: $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t, $R_{f,t}$ é a rendibilidade do ativo isento de risco no mês t, $R_{m,t}$ é a rendibilidade da carteira de mercado no mês t, Dm_t é uma variável *dummy* que assume o valor de 1 se no mês t o mercado está em alta (rendibilidade em excesso de mercado positiva) e 0 se no mês t o mercado está em baixa (rendibilidade em excesso de mercado negativa) e SMB, HML e WML são os fatores de risco dimensão, valor e momento respetivamente.

SMB é a diferença entre a média da rendibilidade das três carteiras *small* e a média da rendibilidade das três carteiras *big* de ME. HML é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *high* e a média da rendibilidade das duas carteiras *low* de BE/ME. WML é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *winners* (vencedoras) e a média da rendibilidade das duas carteiras *losers* (perdedoras).

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

Size	Rendibilidade média simples nos onze meses anteriores (agosto/t-1 a junho/t) – Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Regressão: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_{j1} \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + b_{j2} \times Dm_t \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_{j1} \times SMB_t + s_{j2} \times Dm_t \times SMB_t + h_{j1} \times HML_t + h_{j2} \times Dm_t \times HML_t + m_{j1} \times WML_t + m_{j2} \times Dm_t \times WML_t + \varepsilon_{j,t}$										
Pannel A										
	a					P-value (a)				
Small	0,028	0,009	0,009	0,008	0,011	0,011	0,306	0,228	0,085	0,073
2	0,003	-0,012	0,001	0,002	0,005	0,618	0,121	0,884	0,751	0,259
3	-0,005	0,002	0,001	0,005	0,001	0,466	0,561	0,881	0,154	0,809
4	0,002	0,003	-0,001	-0,001	0,006	0,731	0,411	0,707	0,800	0,237
Big	0,002	-0,003	-0,003	0,001	0,001	0,578	0,305	0,393	0,721	0,824
	b ₁					P-value (b ₁)				
Small	1,307	1,013	0,930	0,804	0,877	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	1,352	0,983	1,004	0,770	0,964	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	1,089	1,238	1,054	1,105	1,135	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	1,209	1,265	1,043	1,115	1,140	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	0,963	0,796	0,930	1,129	1,370	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	s ₁					P-value (s ₁)				
Small	0,673	1,260	0,929	0,412	0,641	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000
2	1,035	1,002	0,784	0,902	0,933	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,723	0,743	0,901	0,622	0,860	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,687	0,683	0,689	-0,009	0,011	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	0,744	0,610	0,147	0,153	-0,192	0,923	0,880	0,059	0,037	0,0970
	h ₁					P-value (h ₁)				
Small	-0,123	0,388	0,486	0,034	0,050	0,633	0,022	0,005	0,731	0,719
2	-0,092	0,275	0,344	0,231	0,064	0,477	0,113	0,000	0,167	0,506
3	-0,139	0,316	0,323	0,285	-0,259	0,314	0,000	0,000	0,001	0,167
4	-0,154	0,293	0,306	0,095	-0,190	0,255	0,001	0,001	0,198	0,069
Big	-0,051	0,025	0,128	-0,043	-0,081	0,542	0,722	0,079	0,531	0,456

Tabela 3.14

Modelo de Quatro Fatores de Carhart Condicional com a Evolução do Mercado com Carteiras 5x5 de ME-Momento (continuação)

Size	Rendibilidade média simples nos onze meses anteriores (agosto/t-1 a junho/t) – Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Painel A										
	w_1					$P\text{-value}(w_1)$				
Small	-0,520	-0,329	-0,147	-0,004	0,224	0,004	0,010	0,249	0,952	0,031
2	-0,381	-0,291	-0,024	0,103	0,222	0,000	0,024	0,737	0,406	0,002
3	-0,673	-0,251	-0,064	0,192	0,467	0,000	0,000	0,260	0,002	0,000
4	-0,587	-0,149	-0,018	0,193	0,466	0,000	0,018	0,781	0,001	0,000
Big	-0,697	-0,258	-0,063	0,347	0,681	0,000	0,000	0,242	0,000	0,000
Painel B										
	b_2					$P\text{-value}(b_2)$				
Small	-0,975	-0,286	-0,134	-0,295	0,01	0,077	0,369	0,680	0,116	0,997
2	-0,279	0,417	-0,269	-0,049	0,024	0,256	0,203	0,097	0,875	0,895
3	0,029	-0,449	-0,366	-0,460	0,030	0,910	0,007	0,013	0,004	0,862
4	-0,161	-0,466	-0,117	-0,245	-0,399	0,528	0,004	0,497	0,081	0,045
Big	0,162	0,232	0,128	-0,291	-0,312	0,307	0,078	0,351	0,026	0,129
	s_2					$P\text{-value}(s_2)$				
Small	0,317	-0,361	-0,394	0,314	0,254	0,373	0,155	0,131	0,036	0,226
2	0,144	0,451	-0,206	0,008	0,046	0,462	0,085	0,090	0,975	0,749
3	0,393	-0,051	-0,417	-0,027	0,022	0,060	0,697	0,001	0,830	0,899
4	0,112	-0,200	-0,302	-0,177	0,0410	0,582	0,117	0,023	0,112	0,792
Big	-0,180	-0,280	-0,156	-0,191	0,296	0,154	0,790	0,154	0,066	0,072
	h_2					$P\text{-value}(h_2)$				
Small	0,385	-0,347	-0,041	-0,261	-0,161	0,225	0,124	0,859	0,450	0,386
2	-0,459	0,517	-0,115	0,383	-0,196	0,010	0,027	0,377	0,087	0,128
3	0,219	-0,351	-0,289	-0,327	0,105	0,236	0,003	0,006	0,004	0,652
4	-0,024	-0,205	-0,283	0,149	0,140	0,893	0,070	0,016	0,133	0,315
Big	0,193	-0,070	-0,158	0,143	0,220	0,087	0,450	0,106	0,120	0,130
	w_2					$P\text{-value}(w_2)$				
Small	-0,209	0,009	-0,001	0,057	0,198	0,411	0,959	0,995	0,591	0,188
2	-0,545	0,225	0,008	0,094	0,032	0,000	0,227	0,918	0,602	0,760
3	-0,118	-0,102	0,053	-0,122	0,014	0,428	0,271	0,524	0,171	0,889
4	-0,212	0,017	0,014	-0,096	-0,263	0,147	0,847	0,879	0,230	0,021
Big	0,114	0,097	0,194	-0,081	-0,339	0,206	0,194	0,141	0,275	0,004
Painel C										
	R^2 Ajustado					$P\text{-value}(F)$				
Small	0,551	0,613	0,479	0,665	0,579	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,867	0,685	0,790	0,434	0,792	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,835	0,867	0,823	0,770	0,800	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,837	0,853	0,801	0,840	0,803	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	0,917	0,887	0,859	0,846	0,781	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Wald Test, $P\text{-value}(H_0: b_2=s_2=h_2=w_2=0)$					Fatores Globais (5x5)				
Small	0,104	0,382	0,643	0,018	0,309	\bar{R}^2		$ a $		$P\text{-value}(GRS)$
2	0,000	0,109	0,349	0,386	0,504	0,759		0,003		0,4149
3	0,249	0,019	0,000	0,015	0,991					
4	0,644	0,012	0,044	0,018	0,036					
Big	0,145	0,207	0,018	0,004	0,004					

As oscilações da rentabilidade em excesso das carteiras face às oscilações dos fatores de risco, quando o mercado está em baixa, são medidas pelos coeficientes “ b_1 ”, “ s_1 ”, “ h_1 ” e, “ w_1 ”. Os coeficientes “ b_2 ”, “ s_2 ”, “ h_2 ” e, “ w_2 ” medem o diferencial da rentabilidade em excesso das carteiras de mercado em baixa para mercado em alta, face às oscilações dos fatores de risco. Assim, quando o mercado está em alta, as oscilações da rentabilidade em excesso das carteiras face às oscilações dos fatores de risco, são medidas pelas somas dos respectivos coeficientes “ b_1+b_2 ”, “ s_1+s_2 ”, “ h_1+h_2 ” e, “ w_1+w_2 ”.

De acordo com os valores para as vinte e cinco regressões do modelo de quatro fatores condicional com a evolução do mercado, em alta e em baixa, Tabela 3.14, existem alguns aspetos a salientar, sempre que possível por comparação com o modelo de quatro fatores não condicional (Tabela 3.10).

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 associado a este fator de risco que mede o diferencial da rentabilidade em excesso das carteiras de mercado em baixa para mercado em alta, “ b_2 ”, é estatisticamente significativo em seis carteiras. Comportamento idêntico é verificado nos restantes três fatores de risco.

O coeficiente “ s_1 ” associado ao fator de risco dimensão é estatisticamente significativo em vinte e uma carteiras (vinte carteiras no modelo não condicional) e, o coeficiente “ s_2 ” é estatisticamente significativo em três carteiras. O coeficiente “ h_1 ” associado ao fator de risco valor é estatisticamente significativo em oito carteiras (doze carteiras no modelo não condicional) e, o coeficiente “ h_2 ” é estatisticamente significativo em seis carteiras. O coeficiente “ w_1 ” associado ao fator de risco momento é estatisticamente significativo em dezoito carteiras (dezassete carteiras no modelo não condicional) e, o coeficiente “ w_2 ” é estatisticamente significativo em três carteiras.

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 , h_2 e w_2), serem iguais a zero, não é rejeitada em treze carteiras (C1, C2, C3, C5, C7, C8, C9, C10, C11, C15, C16, C21 e, C22). Pelo que, a hipótese nula é rejeitada em doze carteiras, indiciando alguma evidência de uma relação condicional dos fatores de risco com a evolução do mercado.

Os sinais dos coeficientes que não estão associados à variável *dummy* são idênticos aos verificados no modelo não condicional. Nomeadamente, o coeficiente associado ao fator de risco momento continua a apresentar valores negativos nos três primeiros quintis de momento.

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 nos dois modelos. A média deste coeficiente é de 75,9% no modelo condicional e de 75% no modelo não condicional.

Pelo teste estatístico de GRS não se rejeita a hipótese nula, do conjunto das vinte e cinco constantes ser igual a zero. Apesar de não existirem muitas diferenças no comportamento do modelo para algumas carteiras, o teste de GRS indica que o modelo condicional parece mais adequado que o modelo não condicional.

No capítulo anterior, constata-se, através de regressões seccionais e de acordo com a metodologia de Pettengill *et al.* (1995), uma relação negativa entre o coeficiente beta e a rendibilidade quando o mercado está em baixa e, a não existência de uma relação entre estas duas variáveis quando o mercado está em alta. Nesta secção, através de regressões temporais e de acordo com a metodologia de Fama e French (1993, 2012) constata-se que os quatro fatores apresentam uma relação condicional com o mercado, em alta e em baixa e, o modelo de quatro fatores condicional com a evolução do mercado é um modelo adequado na explicação da rendibilidade em excesso das carteiras no mercado da Europa.

Lam *et al.* (2010) utilizam uma metodologia diferente para analisar o modelo de quatro fatores em função da evolução do mercado. Estes autores realizam regressões separadas para mercado em alta e para mercado em baixa. São também realizadas regressões do modelo de Carhart, de acordo com a metodologia de Lam *et al.* (2010), que são apresentadas no Anexo 3.11. Na análise aos valores apresentados neste Anexo, os coeficientes associados aos fatores de risco mercado e dimensão são estatisticamente significativos no mesmo número de carteiras para mercado em alta e para mercado em baixa. O coeficiente associado ao fator de risco valor é estatisticamente significativo em onze e sete carteiras para mercado em alta e em baixa respetivamente. O coeficiente associado ao fator de risco momento é estatisticamente significativo em dezasseis e dezoito carteiras para mercado em alta e em baixa respetivamente. No teste GRS, a hipótese nula

do conjunto das vinte e cinco constantes do modelo ser igual a zero não é rejeitada, a um nível de significância estatística de 5% para mercado alta e, a um nível de significância estatística de 1% para mercado em baixa. De acordo com a metodologia de Lam *et al.* (2010), o modelo de quatro fatores de Carhart (1997) é adequado na explicação da rendibilidade em excesso das carteiras para mercado em baixa e para mercado em alta. A existência de um comportamento condicional é constatada no capítulo anterior na análise condicional do coeficiente beta do modelo CAPM de acordo com a metodologia de Pettengill *et al.* (1995). O coeficiente beta apresenta poder explicativo da rendibilidade para mercado em baixa, mas o mesmo não é verificado para mercado em alta. Nesta análise, com uma metodologia diferente, é verificado um comportamento condicional para mercado em alta e para mercado em baixa. A diferença de resultados nas duas análises pode ser devido à capacidade explicativa adicional dos três fatores de risco relativamente ao modelo CAPM (dimensão, valor e momento).

Pode-se assim concluir que no mercado da Europa, os fatores de risco apresentam comportamento condicional e, o modelo de quatro fatores condicional com a evolução do mercado é um modelo mais adequado na explicação da rendibilidade em excesso das carteiras que o modelo de quatro fatores não condicional.

A secção seguinte analisa se as conclusões obtidas para o modelo de quatro fatores condicional com a evolução do mercado são confirmadas com a *proxy* evolução do ciclo de negócios da zona euro.

3.5.4.3. Modelo de Quatro Fatores de Carhart Condicional com a Evolução do Ciclo de Negócios

Esta secção analisa a robustez do modelo de quatro fatores de Carhart (1997), se os fatores de risco apresentam comportamento condicional, em função da evolução do ciclo de negócios da zona euro, em expansão e em recessão.

A Tabela 3.15 apresenta os resultados das regressões do modelo de quatro fatores de Carhart (1997), condicional com a evolução do ciclo de negócios para o período de julho/1999 a junho/2009, conforme a equação (3.7). São estimadas vinte e cinco regressões temporais, correspondendo cada regressão a uma carteira constituída com base na interseção 5x5 de ME-Momento de acordo com a metodologia de Fama e French (1993, 2012). O Painel A da Tabela 3.15 apresenta as estimativas dos coeficientes da regressão que não estão associados à variável *dummy* do modelo, o Painel B apresenta as estimativas dos coeficientes da regressão que estão associados à variável *dummy* do modelo e, o Painel C apresenta os indicadores da qualidade do ajustamento.

As oscilações da rentabilidade em excesso das carteiras face às oscilações dos fatores de risco, quando o ciclo de negócios está em recessão, são medidas pelos coeficientes “ b_1 ”, “ s_1 ”, “ h_1 ” e, “ w_1 ”. Os coeficientes “ b_2 ”, “ s_2 ”, “ h_2 ” e, “ w_2 ” medem o diferencial da rentabilidade em excesso das carteiras do ciclo de negócios em recessão para expansão face às oscilações dos fatores de risco. Assim, quando o ciclo de negócios está em expansão, as oscilações da rentabilidade em excesso das carteiras face às oscilações dos fatores de risco, são medidas pelas somas dos respetivos coeficientes, “ b_1+b_2 ”, “ s_1+s_2 ”, “ h_1+h_2 ” e, “ w_1+w_2 ”.

Na análise aos valores das vinte e cinco regressões do modelo de quatro fatores condicional com a evolução do ciclo de negócios, em expansão e em recessão, Tabela 3.15, deve-se salientar alguns aspetos, sempre que possível por comparação com os modelos, não condicional (Tabela 3.10) e condicional com a evolução do mercado (Tabela 3.14).

Tabela 3.15

Modelo de Quatro Fatores de Carhart Condicional com a Evolução do Ciclo de Negócios com Carteiras 5x5 de ME-Momento

No Paineis A, B e C da tabela são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão que não estão associados à variável *dummy* do modelo e no lado direito os respectivos *p-value*. No Painel B são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão que estão associados à variável *dummy* do modelo e no lado direito os respectivos *p-value*. No Painel C estão os coeficientes de determinação ajustados (R^2 ajustado), os *p-value* associados, à estatística F da significância global da regressão e o teste conjunto aos coeficientes (*Wald test*), 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.

A amostra para a estimação do modelo inclui 120 observações mensais, compreendidas entre julho/1999 a junho/2009. São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (junho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-Momento, dos quintis de ME_{junho/t} e da rendibilidade média simples de cada ação nos onze meses anteriores à constituição das carteiras (agosto/t-1 a junho/t).

A equação estimada para as vinte e cinco carteiras é: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_{j1} \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + b_{j2} \times Dcn_t \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_{j1} \times SMB_t + s_{j2} \times Dcn_t \times SMB_t + h_{j1} \times HML_t + h_{j2} \times Dcn_t \times HML_t + m_{j1} \times WML_t + m_{j2} \times Dcn_t \times WML_t + \varepsilon_{j,t}$. Em que: $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t, $R_{f,t}$ é a rendibilidade do ativo isento de risco no mês t, $R_{m,t}$ é a rendibilidade da carteira de mercado no mês t, Dcn_t é uma variável *dummy* que assume o valor de 1 se no mês t o ciclo de negócios está em expansão e 0 se no mês t o ciclo de negócios está em recessão e, SMB, HML e WML são os fatores de risco dimensão, valor e momento respetivamente.

SMB é a diferença entre a média da rendibilidade das três carteiras *small* e a média da rendibilidade das três carteiras *big* de ME. HML é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *high* e a média da rendibilidade das duas carteiras *low* de BE/ME. WML é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *winner*s (vencedoras) e a média da rendibilidade das duas carteiras *loser*s (*perdedoras*).

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

Rendibilidade média simples nos onze meses anteriores (agosto/t-1 a junho/t) – Quintis										
Size	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Regressão: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_{j1} \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + b_{j2} \times Dcn_t \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_{j1} \times SMB_t + s_{j2} \times Dcn_t \times SMB_t + h_{j1} \times HML_t + h_{j2} \times Dcn_t \times HML_t + m_{j1} \times WML_t + m_{j2} \times Dcn_t \times WML_t + \varepsilon_{j,t}$										
Painel A										
a										
<i>Small</i>	0,008	0,004	0,008	0,001	0,009	0,214	0,348	0,088	0,481	0,030
2	0,002	-0,009	-0,003	0,000	0,007	0,640	0,064	0,114	0,967	0,013
3	-0,007	-0,004	-0,004	-0,002	0,000	0,074	0,090	0,064	0,470	0,955
4	0,000	-0,005	-0,001	-0,005	-0,002	0,993	0,042	0,576	0,025	0,502
<i>Big</i>	0,005	0,002	0,000	-0,005	-0,006	0,046	0,246	0,948	0,018	0,091
P-value (a)										
<i>Small</i>	0,214	0,348	0,088	0,481	0,030	0,214	0,348	0,088	0,481	0,030
2	0,640	0,064	0,114	0,967	0,013	0,640	0,064	0,114	0,967	0,013
3	0,074	0,090	0,064	0,470	0,955	0,074	0,090	0,064	0,470	0,955
4	0,993	0,042	0,576	0,025	0,502	0,993	0,042	0,576	0,025	0,502
<i>Big</i>	0,046	0,246	0,948	0,018	0,091	0,046	0,246	0,948	0,018	0,091
b ₁										
<i>Small</i>	0,647	0,911	0,997	0,876	0,874	0,026	0,001	0,000	0,000	0,000
2	0,978	0,964	1,195	0,806	0,969	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,933	1,204	1,138	0,984	0,875	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,966	1,179	1,091	1,087	1,085	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<i>Big</i>	1,021	0,960	1,208	1,041	1,039	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
P-value (b ₁)										
<i>Small</i>	0,026	0,001	0,000	0,000	0,000	0,026	0,001	0,000	0,000	0,000
2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<i>Big</i>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
s ₁										
<i>Small</i>	0,826	1,119	0,979	0,585	0,793	0,007	0,000	0,000	0,000	0,000
2	1,028	0,859	0,825	0,793	0,713	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,945	0,784	0,898	0,673	0,707	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,523	0,717	0,677	0,759	0,647	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000
<i>Big</i>	-0,111	-0,141	0,270	0,270	0,057	0,289	0,089	0,002	0,002	0,665
P-value (s ₁)										
<i>Small</i>	0,007	0,000	0,000	0,000	0,000	0,007	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000
<i>Big</i>	0,289	0,089	0,002	0,002	0,665	0,289	0,089	0,002	0,002	0,665
h ₁										
<i>Small</i>	0,258	0,580	0,448	-0,217	0,167	0,469	0,021	0,080	0,144	0,426
2	0,403	0,463	0,083	-0,149	0,062	0,038	0,073	0,410	0,539	0,651
3	0,355	0,170	-0,026	0,137	0,169	0,080	0,199	0,822	0,274	0,237
4	0,096	0,199	0,016	-0,018	0,110	0,621	0,126	0,901	0,872	0,489
<i>Big</i>	-0,177	-0,174	-0,086	0,002	0,174	0,157	0,079	0,404	0,987	0,458
P-value (h ₁)										
<i>Small</i>	0,469	0,021	0,080	0,144	0,426	0,469	0,021	0,080	0,144	0,426
2	0,038	0,073	0,410	0,539	0,651	0,038	0,073	0,410	0,539	0,651
3	0,080	0,199	0,822	0,274	0,237	0,080	0,199	0,822	0,274	0,237
4	0,621	0,126	0,901	0,872	0,489	0,621	0,126	0,901	0,872	0,489
<i>Big</i>	0,157	0,079	0,404	0,987	0,458	0,157	0,079	0,404	0,987	0,458

Tabela 3.15
Modelo de Quatro Fatores de Carhart Condicional com a Evolução do Ciclo de Negócios com
Carteiras 5x5 de ME-Momento (continuação)

Size	Rendibilidade média simples nos onze meses anteriores (agosto/t-1 a junho/t) – Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Painel A										
	w_1					$P\text{-value}(w_1)$				
Small	-0,854	-0,360	-0,099	0,189	0,275	0,000	0,016	0,516	0,044	0,030
2	-0,805	-0,322	0,175	0,258	0,256	0,000	0,037	0,053	0,075	0,002
3	-0,918	-0,187	0,127	0,228	0,259	0,000	0,019	0,069	0,003	0,000
4	-0,820	-0,061	0,087	0,208	0,228	0,000	0,432	0,258	0,002	0,017
Big	-0,656	-0,125	0,185	0,299	0,359	0,000	0,036	0,003	0,000	0,004
Painel B										
	b_2					$P\text{-value}(b_2)$				
Small	0,397	-0,248	-0,277	-0,123	0,022	0,263	0,314	0,274	0,429	0,914
2	0,199	0,351	-0,466	0,100	-0,008	0,300	0,170	0,000	0,679	0,953
3	0,139	-0,260	-0,370	-0,056	0,263	0,486	0,049	0,002	0,649	0,041
4	0,091	-0,178	-0,094	-0,121	0,100	0,636	0,168	0,462	0,273	0,526
Big	-0,003	-0,008	-0,217	-0,126	0,223	0,980	0,931	0,035	0,205	0,156
	s_2					$P\text{-value}(s_2)$				
Small	0,075	-0,027	-0,357	-0,072	-0,034	0,836	0,914	0,168	0,597	0,872
2	0,080	0,622	-0,225	0,179	0,366	0,681	0,018	0,009	0,466	0,009
3	0,001	-0,132	-0,332	-0,140	0,311	0,994	0,324	0,006	0,269	0,003
4	0,351	-0,198	-0,259	-0,145	0,011	0,078	0,135	0,049	0,200	0,946
Big	0,037	0,187	-0,327	-0,293	-0,157	0,771	0,061	0,002	0,005	0,307
	h_2					$P\text{-value}(h_2)$				
Small	0,081	-0,539	-0,031	0,209	-0,192	0,836	0,050	0,912	0,171	0,407
2	-0,924	0,168	0,196	0,775	-0,180	0,000	0,552	0,135	0,004	0,232
3	-0,380	-0,043	0,190	0,010	-0,439	0,090	0,766	0,140	0,943	0,020
4	-0,313	0,009	0,138	0,252	-0,201	0,147	0,951	0,329	0,041	0,253
Big	0,262	0,130	0,103	0,079	-0,013	0,058	0,234	0,366	0,477	0,962
	w_2					$P\text{-value}(w_2)$				
Small	0,717	0,148	0,084	-0,375	0,114	0,058	0,571	0,753	0,014	0,606
2	-0,026	0,307	-0,123	-0,199	-0,188	0,899	0,258	0,321	0,437	0,194
3	0,564	-0,146	-0,192	-0,329	0,358	0,009	0,294	0,120	0,014	0,018
4	0,339	-0,116	-0,314	0,032	0,314	0,101	0,399	0,022	0,782	0,063
Big	0,171	-0,354	-0,394	0,259	0,525	0,195	0,001	0,000	0,016	0,069
Painel C										
	R^2 Ajustado					$P\text{-value}(F)$				
Small	0,536	0,618	0,482	0,649	0,564	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,867	0,684	0,815	0,457	0,809	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,840	0,858	0,817	0,759	0,828	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,846	0,838	0,802	0,835	0,792	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	0,916	0,896	0,872	0,850	0,771	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Wald Test, $P\text{-value}(H_0: b_2=s_2=h_2=w_2=0)$					Fatores Globais (5x5)				
Small	0,382	0,228	0,544	0,667	0,929	\bar{R}^2	a	$P\text{-value}(GRS)$		
2	0,000	0,124	0,001	0,067	0,013	0,760	0,000	0,0017		
3	0,066	0,328	0,001	0,116	0,000					
4	0,074	0,429	0,037	0,072	0,357					
Big	0,182	0,005	0,000	0,001	0,215					

O anteriormente verificado no modelo condicional com a evolução do mercado (Tabela 3.14) para cada um dos quatro fatores de risco, é também verificado no modelo condicional com a evolução do ciclo de negócios. Constatam-se que os coeficientes do modelo, associados ou não à variável *dummy*, são estatisticamente significativos em sensivelmente o mesmo número de carteiras. No entanto, os fatores de risco dimensão e momento, apresentam respetivamente os coeficientes “ s_2 ” e “ w_2 ”, estatisticamente significativos em maior número de carteiras comparativamente ao modelo condicional com a evolução do mercado. No teste conjunto aos coeficientes associados à variável *dummy* (*Wald test*), verifica-se que são estatisticamente iguais a zero em dezasseis carteiras (C1, C2, C3, C4, C5, C7, C9, C11, C12, C14, C16, C17, C19, C20, C21 e, C25). No mesmo teste, no modelo condicional com a evolução do mercado não se rejeita a hipótese nula, em treze carteiras. Pode-se afirmar que para algumas carteiras o modelo condicional com a evolução do ciclo de negócios parece ser mais adequado que o modelo não condicional.

Continua-se a verificar que os sinais associados a todos os coeficientes do modelo, nas vinte e cinco carteiras, são idênticos aos outros dois modelos, não condicional e condicional com a evolução do mercado.

No teste de GRS, a hipótese nula, do conjunto das vinte e cinco constantes do modelo ser igual a zero, é rejeitada a um nível de significância estatística de 1%. Apesar de este teste ser não favorável ao modelo, os quatro fatores de risco evidenciam algum comportamento condicional com a evolução do ciclo de negócios. O coeficiente de determinação ajustado apresenta valores semelhantes nos três modelos, mas superiores nos modelos condicionais. A média deste coeficiente é de 75,9% e de 76% nos modelos condicionais, com a evolução do mercado e com a evolução do ciclo de negócios respetivamente, e de 75% no modelo não condicional.

Face ao exposto, conclui-se que embora não existam muitas diferenças no comportamento do modelo para algumas carteiras, o modelo condicional com a evolução do ciclo de negócios, parece mais adequado comparativamente ao modelo não condicional, ainda que pelo teste GRS se possa concluir que o modelo não explica a totalidade da rendibilidade em excesso das carteiras.

No seguimento da análise desenvolvida para o modelo condicional com a evolução do mercado, o Anexo 3.12 apresenta os resultados das regressões do modelo de quatro fatores de Carhart (1997) para ciclo de negócios em expansão e para ciclo de negócios em

recessão, de acordo com a metodologia de Lam *et al.* (2010) e Kassimatis (2008). Constata-se no teste de GRS que a hipótese nula, do conjunto das vinte e cinco constantes dos modelos ser igual a zero, não é rejeitada a um nível de significância estatística de 5%, para ciclo de negócios em expansão. A mesma hipótese, também não é rejeitada a 1%, para ciclo de negócios em recessão. Os fatores de risco mercado e dimensão são estatisticamente significativos em um número equivalente de carteiras para ciclo de negócios em expansão e em recessão. Mas o mesmo não se verifica nos fatores de risco valor e momento. O coeficiente associado ao fator valor é estatisticamente significativo em onze e quatro carteiras para ciclo de negócios em expansão e em recessão respectivamente. O coeficiente associado ao fator momento é estatisticamente significativo em treze e dezanove carteiras para ciclo de negócios em expansão e em recessão respectivamente. O fator valor apresenta maior capacidade explicativa da rendibilidade em excesso das carteiras quando o ciclo de negócios está em expansão do que quando está em recessão. Enquanto que, o fator momento apresenta maior capacidade explicativa da rendibilidade em excesso das carteiras quando o ciclo de negócios está em recessão do que quando está em expansão. Estes resultados são similares ao obtido no mesmo modelo com a *proxy* evolução do mercado (Anexo 3.11). Nesta metodologia, o comportamento dos quatro fatores de risco é semelhante independentemente da *proxy* utilizada para medir a evolução da situação económica, evolução do mercado ou evolução do ciclo de negócios. Daí se concluir que o modelo de quatro fatores de Carhart (1997) condicional com a evolução do ciclo de negócios apresenta melhor capacidade explicativa da rendibilidade em excesso das carteiras, comparativamente ao modelo de quatro fatores não condicional.

Nas três versões do modelo de quatro fatores de Carhart (1997): não condicional (Tabela 3.10) e condicional, com a evolução do mercado (Tabela 3.14) e com a evolução do ciclo de negócios (Tabela 3.15), os coeficientes de determinação ajustados revelam valores semelhantes nos três modelos, mas menores no modelo não condicional. O teste de significância global nas três versões evidencia ser estatisticamente significativo em todas as carteiras. No entanto, pelo teste estatístico de GRS, rejeita-se a hipótese nula nos modelos, não condicional e condicional com o ciclo de negócios. A mesma hipótese não é rejeitada no modelo condicional com a evolução do mercado. Na análise aos coeficientes associados aos fatores de risco verifica-se que, quer a evolução do mercado quer a evolução do ciclo de negócios, afetam o comportamento dos quatro fatores de risco em algumas carteiras. Pelo que, o modelo de quatro de Carhart (1997) apresenta

comportamento condicional com a evolução da situação económica independentemente da *proxy* utilizada, evolução do mercado (em alta e em baixa) e, evolução do ciclo de negócios (em expansão e em recessão). Os resultados parecem sugerir que não é indiferente a *proxy* utilizada para medir a evolução da situação económica. A média dos coeficientes de determinação ajustado é praticamente igual nos dois modelos condicionais, mas ligeiramente superior no modelo condicional com a evolução do ciclo de negócios (76%) comparativamente ao modelo condicional com a evolução do mercado (75,9%). Além disso, em termos de coeficientes associados às variáveis *dummies* também o modelo condicional com o ciclo de negócios apresenta mais carteiras com estes coeficientes significativos. Mas, no *Wald test* a hipótese nula é rejeitada para um maior número de carteiras no modelo condicional com a evolução do mercado comparativamente ao modelo condicional com a evolução do ciclo de negócios. Assim como, pelo teste de GRS, parece existir evidência a favor do modelo de quatro fatores condicional com a evolução de mercado comparativamente ao modelo condicional com a *proxy* evolução do ciclo de negócios.

3.6. Conclusões

O principal objetivo deste capítulo foi o de analisar a capacidade explicativa da rendibilidade em excesso das carteiras, considerando quatro fatores de risco: mercado, dimensão, valor e momento. A amostra analisada é constituída por cinco mercados de países da Europa pertencentes à moeda única, Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal no período de agosto/1998 a junho/2009. Para avaliar a capacidade explicativa dos quatro fatores de risco, são analisados três modelos: (1) o modelo CAPM, com apenas um fator de risco, o mercado, (2) o modelo de três fatores de Fama e French (1993), que inclui para além do fator de risco mercado, os fatores de risco dimensão e valor e, (3) o modelo de quatro fatores de Carhart (1997) que adiciona mais um fator ao modelo anterior, o fator momento.

O segundo objetivo deste capítulo é analisar se os fatores de risco apresentam comportamento condicional em função da evolução do mercado (em alta e em baixa), medida pela rendibilidade em excesso de mercado e, da evolução do ciclo negócios, em expansão e em recessão, medida pelo ciclo de negócios da zona euro. Esta análise é realizada no modelo de quatro fatores de Carhart (1997) dado ser este o modelo que parece apresentar maior capacidade explicativa da rendibilidade em excesso das carteiras relativamente aos outros dois modelos analisados.

A metodologia utilizada para a determinação dos fatores de risco e estimação dos modelos é a mesma de Fama e French (1993, 2012).

Os fatores de risco são determinados pelas seguintes variáveis: o fator mercado é a rendibilidade em excesso de mercado ($R_m - R_f$), o fator dimensão (SMB) é a diferença de rendibilidade das carteiras de ações de menor dimensão e das carteiras de ações de maior dimensão, o fator valor (HML) é a diferença de rendibilidade das carteiras de ações de maior *book-to-market* e das carteiras de ações de menor *book-to-market* e, o fator de risco momento (WML) é a diferença de rendibilidade das carteiras de ações de maiores rendibilidades passadas (últimos onze meses) e das carteiras de ações de menores rendibilidades passadas (últimos onze meses).

Estudos anteriores verificam a maior capacidade explicativa do modelo de três fatores relativamente ao modelo CAPM, de destacar Fama e French (1993). Após, Jegadeesh e Titman (1993) terem identificado o efeito momento na explicação da rendibilidade das ações e, a formulação do modelo de quatro fatores de Carhart (1997), vários estudos constataam a capacidade explicativa deste fator de risco assim como a superioridade do modelo de quatro fatores na explicação da rendibilidade das ações relativamente ao modelo de três fatores, de destacar, Fama e French (2012), Kassimatis (2008) e, Lam *et al.* (2010). Lam *et al.* (2010) constataam que a capacidade explicativa do modelo de quatro fatores de Carhart (1997) não é muito afetado pela evolução do mercado, em alta e em baixa, no entanto, a evolução do mercado apresenta impacto no fator momento. Chan e Chen (1991) defendem que o ciclo de negócios afeta o desempenho das empresas com implicações nos fatores de risco, em especial no fator de risco valor.

A relevância da investigação realizada neste capítulo deve-se à análise desenvolvida e à inexistência de qualquer estudo empírico semelhante: (1) a uma amostra de ações cotadas nos cinco países pertencentes à União Europeia e à moeda única, (2) a

análise desenvolvida, não condicional e condicional, aos quatro fatores de risco através do modelo de Carhart (1997), em função da evolução da situação económica, através de duas *proxies*, a evolução do mercado (em alta e em baixa) e a evolução do ciclo de negócios (em expansão e em recessão).

As conclusões obtidas no mercado da Europa, no período analisado são:

- (1) O coeficiente associado ao fator de risco mercado (rendibilidade em excesso de mercado) é estatisticamente significativo em todas as carteiras, independentemente do critério de constituição destas, interseção de ME-BE/ME e de ME-Momento e, em todos os modelos analisados.
- (2) O coeficiente associado ao fator de risco dimensão (SMB, *small minus big* de ME) é estatisticamente significativo em todas as carteiras, exceto nas carteiras constituídas por ações de maior dimensão (último quintil de dimensão), independentemente do critério de constituição destas e, do modelo analisado. É confirmada a relação negativa entre dimensão e rendibilidade. As carteiras dos primeiros quintis de dimensão, carteiras constituídas por ações de menor dimensão, apresentam maior rendibilidade que as carteiras constituídas por empresas de maior dimensão, as pertencentes aos últimos quintis.
- (3) O coeficiente associado ao fator de risco valor (HML, *high minus low* de BE/ME) é estatisticamente significativo em algumas carteiras, independentemente do critério da constituição destas e do modelo analisado. Este coeficiente perde algum poder explicativo quando é adicionado o fator momento ao modelo. É confirmada a relação positiva entre valor e rendibilidade. As carteiras constituídas por ações de alto BE/ME apresentam maior rendibilidade que as carteiras constituídas por ações de baixo BE/ME.
- (4) O coeficiente associado ao fator de risco momento (WML, *winner minus losers* da rendibilidade média simples dos últimos onze meses) é estatisticamente significativo nas carteiras dos primeiros e últimos quintis de momento, isto é, nas carteiras de menor e pior desempenho passado. Este coeficiente não é estatisticamente significativo nas carteiras de quintis intermédios de momento. É confirmada a relação positiva entre rendibilidade e momento. As carteiras constituídas por ações que apresentaram maior rendibilidade nos últimos onze

meses, carteiras vencedoras (*winner*s), são as que proporcionam maior rentabilidade que as carteiras constituídas por ações que apresentaram menor rentabilidade nos últimos onze meses, carteiras perdedoras (*loser*s).

- (5) O modelo CAPM não consegue explicar a totalidade da rentabilidade em excesso das carteiras, apesar do coeficiente associado a este fator de risco 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, relativamente aos restantes modelos analisados.
- (6) Os fatores de risco dimensão e valor são estatisticamente significativos. 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.
- (7) O fator de risco momento é estatisticamente significativo na grande maioria das carteiras. No entanto, a inclusão deste fator faz diminuir o poder explicativo do fator valor. A inclusão do fator momento no modelo com três fatores resulta no modelo de quatro fatores de Carhart (1997) e, evidencia que este fator adicional parece importante para um número significativo de carteiras.
- (8) Os quatro fatores de risco apresentam comportamento condicional com a evolução da situação económica, independentemente da *proxy* utilizada, evolução do mercado e evolução do ciclo de negócios. Assim como, o modelo de quatro fatores de Carhart (1997) condicional, com a evolução do mercado (em alta e em baixa) e com a evolução do ciclo de negócios (em expansão e em recessão), apresenta maior capacidade explicativa da rentabilidade em excesso das carteiras, que o modelo não condicional. Apesar do modelo condicional ser adequado nas duas *proxies*, os resultados indicam que não é indiferente a *proxy* utilizada para medir a evolução da situação económica.

Do acima exposto, pode-se concluir relativamente às hipóteses de pesquisa enunciadas. O fator de risco mercado não é o único fator de risco a explicar a rendibilidade em excesso das carteiras. Os fatores adicionais de risco, dimensão e valor, considerados no modelo de três fatores de Fama e French (1993) e, o fator de risco momento considerado no modelo de Carhart (1997), explicam a rendibilidade em excesso das carteiras. O fator adicional de risco, fator momento, considerado no modelo de quatro fatores de Carhart (1997) revela ser significativo na maioria das carteiras, pelo que este fator é importante para a grande maioria das carteiras. Os quatro fatores de risco apresentam comportamento condicional com a evolução da situação económica, medida pela evolução do mercado ou pela evolução do ciclo de negócios. Dos modelos analisados, o modelo de quatro fatores de Carhart (1997) na versão condicional é mais adequado que o modelo na versão não condicional, independentemente da *proxie* utilizada para a evolução da situação económica. No entanto, pelo teste de GRS e para um nível de significância estatística de 5%, pode-se concluir que o modelo de quatro fatores, não condicional e condicional com o ciclo de negócios, não explicam a totalidade da rendibilidade em excesso das carteiras. Pelo que, podem existir fatores adicionais relevantes que não estão a ser considerados no modelo de quatro fatores. Mais recentemente alguns estudos têm constatado a existência de outros fatores de risco, para além dos analisados neste capítulo, com poder explicativo da rendibilidade das ações, como: a liquidez e o risco idiossincrático. Face ao exposto, estes dois fatores de risco são objeto de análise no capítulo seguinte.

O estudo de Amihud e Mendelson (1986) marca o início dos estudos que analisam a capacidade explicativa do efeito da liquidez na rendibilidade das ações. A tendência recente verificada nos mercados de um aumento do risco idiossincrático e consequentemente a necessidade de um maior número de ações em carteira para reduzir este risco, associado à constatação empírica de que os investidores detêm carteiras pouco diversificadas, origina na década de noventa o aparecimento de estudos que analisam a importância do risco idiossincrático na explicação da rendibilidade das ações. O capítulo seguinte analisa a capacidade explicativa destes dois fatores de risco, a liquidez e o risco idiossincrático que são adicionados ao modelo de quatro fatores. Na mesma linha de investigação é também analisado se os fatores de risco apresentam comportamento condicional com a evolução da situação económica.

ANEXOS

Anexo 3.1

Número Médio de Ações por Carteira por Ano e por País

A tabela apresenta o número médio de ações incluídas em cada uma das carteiras por ano e por mercado. São constituídas vinte e cinco carteiras (5×5) para os mercados da Alemanha e França, utilizando para tal os quintis e nove carteiras (3×3) para mercado de Itália, utilizando para tal os percentis de 1/3 cada. As carteiras são constituídas anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1), com base na interseção de ME-BE/ME. Primeiro as ações são divididas com base na variável $ME_{junho/t}$ e posteriormente na variável $BE/ME_{dezembro/t-1}$.

Carteiras	Número Médio de Ações Por Carteira		
	Alemanha	França	Itália
A ₂₀₀₀	16-17	16-17	15-16
A ₂₀₀₁	18-19	18-19	19-20
A ₂₀₀₂	25-25	20-21	20-21
A ₂₀₀₃	22-23	19-20	19-20
A ₂₀₀₄	20-21	18-19	19-20
A ₂₀₀₅	19-20	17-18	19
A ₂₀₀₆	18-19	15-16	19-20
A ₂₀₀₇	19	16-15	21-22
A ₂₀₀₈	21-22	17-18	21-22
A ₂₀₀₉	21-22	17-18	15-16

Anexo 3.2

Média da Dimensão e Valor por Carteira e por País

A tabela apresenta o peso em valor percentual da dimensão (ME) e valor (BE/ME), das carteiras de interseção ME-BE/ME, em relação ao valor total de mercado de ME e BE/ME respectivamente.

No período de julho/1999 a junho/2009, são constituídas anualmente carteiras em junho de cada ano (junho/t), e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1). São constituídas, vinte e cinco carteiras com base na interseção 5x5 (quintis) para Alemanha e França e, nove carteiras com base na interseção 3x3 (percentis de 1/3) para Itália, das variáveis de $ME_{junho/t}$ e posteriormente de $BE/ME_{dezembro/t-1}$.

	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>
	ME (%)					BE/ME (%)				
Carteiras 5x5 de ME-BE/ME										
Alemanha										
<i>Small</i>	0,027	0,026	0,026	0,026	0,027	1,018	2,370	3,991	6,356	13,302
2	0,091	0,095	0,096	0,082	0,086	1,117	2,554	3,938	5,587	11,304
3	0,225	0,232	0,216	0,216	0,223	1,003	2,051	3,103	4,499	8,346
4	0,699	0,725	0,748	0,656	0,683	0,914	1,726	2,557	3,813	7,605
<i>Big</i>	15,253	18,553	17,636	21,719	21,634	0,708	1,408	2,064	2,956	5,719
França										
<i>Small</i>	0,014	0,014	0,014	0,014	0,012	0,912	2,072	3,704	6,217	13,582
2	0,047	0,045	0,048	0,044	0,046	0,904	2,003	3,056	4,708	9,024
3	0,147	0,146	0,139	0,139	0,139	0,861	1,787	2,709	4,010	8,201
4	0,594	0,592	0,570	0,546	0,582	0,945	1,603	2,438	3,633	9,738
<i>Big</i>	22,286	27,322	21,596	16,081	8,822	0,893	1,618	2,352	3,256	9,782
Carteiras 3x3 de ME-BE/ME										
Itália										
<i>Small</i>	0,307	0,351	0,310			5,048	10,246	32,156		
2	1,412	1,219	1,227			4,532	8,004	15,808		
<i>Big</i>	28,546	51,747	14,882			3,163	6,516	14,532		

Anexo 3.3

Rendibilidade Média Mensal em Excesso e Desvio Padrão das Carteiras por País

A tabela apresenta a rendibilidade média mensal em excesso das carteiras 5x5 para Alemanha e França e, 3x3 para Itália, de intercessão de ME-BE/ME, nos dez anos da amostra (julho/1999 a junho/2009) e respectivo desvio padrão.

São constituídas vinte e cinco carteiras, nove para Itália, anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1). As ações são divididas com base nos quintis, para Alemanha e França, e nos percentis ($\frac{1}{3}$) para Itália, das variáveis de $ME_{junho/t}$ e posteriormente de $BE/ME_{dezembro/t-1}$.

A rendibilidade mensal das carteiras é uma média da rendibilidade mensal das ações que compõem cada 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. 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.

	Rendibilidade Média Mensal em Excesso					Desvio Padrão				
	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>
Carteiras 5x5 de ME-BE/ME										
Alemanha										
<i>Small</i>	0,007	0,013	0,017	0,017	0,011	0,092	0,065	0,079	0,081	0,083
2	0,009	0,006	0,013	0,003	0,012	0,072	0,060	0,061	0,059	0,066
3	0,003	0,002	0,001	0,009	0,004	0,087	0,068	0,057	0,067	0,064
4	-0,004	0,003	0,001	0,008	0,012	0,098	0,074	0,056	0,047	0,063
<i>Big</i>	-0,006	0,004	-0,004	0,002	0,007	0,083	0,074	0,063	0,066	0,072
França										
<i>Small</i>	0,010	0,015	0,016	0,022	0,019	0,070	0,081	0,079	0,067	0,083
2	0,003	0,005	0,008	0,012	0,030	0,075	0,084	0,067	0,072	0,165
3	0,008	0,004	0,007	0,009	0,013	0,115	0,089	0,064	0,054	0,075
4	0,002	0,001	0,001	0,009	0,011	0,103	0,067	0,064	0,053	0,056
<i>Big</i>	-0,004	0,002	0,002	0,003	-0,003	0,057	0,056	0,056	0,056	0,078
Carteiras 3x3 de ME-BE/ME										
Itália										
<i>Small</i>	-0,011	0,005	0,011			0,073	0,061	0,071		
2	-0,005	0,002	0,008			0,070	0,068	0,083		
<i>Big</i>	-0,005	0,002	-0,002			0,076	0,055	0,071		

Anexo 3.4

Estatísticas Descritivas e Coeficientes de Correlação dos Fatores de Risco por País

A tabela apresenta as estatísticas descritivas: média, desvio padrão, t-estatístico associado e respetivo *p-value*, dos três fatores de risco durante o período de julho/1999 a junho/2009, nos mercados da Alemanha, França e Itália. São também apresentados os coeficientes de correlação dos três fatores de risco.

O fator de risco mercado é a rendibilidade em excesso de mercado (Rme) da diferença entre a rendibilidade de mercado e a rendibilidade do ativo isento de risco em cada um dos meses.

Os fatores de risco SMB e HML são obtidos com base em seis carteiras constituídas anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1), com base na interseção 2x3 de ME-BE/ME. Primeiro as ações são divididas com base na mediana de $ME_{junho/t}$ e posteriormente com base nos percentis 30 e 70 da variável $BE/ME_{dezembro/t-1}$.

SMB é a diferença entre a média da rendibilidade das carteiras *small* e a média da rendibilidade das carteiras *big*. HML é a diferença entre a média da rendibilidade das carteiras *high* e a média da rendibilidade das carteiras *low*.

O *p-value* corresponde ao teste estatístico da hipótese nula: a média do fator de risco ser igual a zero. As médias estatisticamente diferente de zero, a um nível de significância de 5%, estão assinaladas a negrito.

	Estatísticas Descritivas				Correlações		
	<i>Mean</i>	<i>Std. Dev</i>	<i>T-Statist</i>	<i>P-Value</i>	Rme	SMB	HML
Alemanha							
Rme	0,0029	0,0562	0,5594	0,5769	1		
SMB	0,0051	0,0437	1,2879	0,2003	-0,3939	1	
HML	0,0072	0,0593	1,3219	0,1887	-0,1468	-0,1803	1
França							
Rme	0,0013	0,0506	0,2899	0,7724	1		
SMB	0,0130	0,0434	3,2914	0,0013	-0,2412	1	
HML	0,0092	0,0656	1,5446	0,1251	0,1687	-0,1531	1
Itália							
Rme	-0,0002	0,0605	-0,0421	0,9665	1		
SMB	0,0018	0,0354	0,5532	0,5812	-0,3600	1	
HML	0,0083	0,0369	2,457	0,0155	-0,2292	0,1622	1

Anexo 3.5

Modelo CAPM com Carteiras 5x5 de ME-BE/ME no Mercado da Alemanha

Na tabela são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão e no lado direito os *p-value* associados. 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.

A amostra para a estimação do modelo inclui 120 observações mensais de julho/1999 a junho/2009. São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-BE/ME, dos quintis de ME_{junho/t} e de BE/ME_{dezembro/t-1}.

A equação estimada para as vinte e cinco carteiras é: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{j,t}$. Em que $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t, $R_{f,t}$ é a rendibilidade do ativo isento de risco no mês t, $R_{m,t}$ é a rendibilidade da carteira de mercado no mês t.

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

Size	Book-to-market (BE/ME) – Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Alemanha, Regressão: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{j,t}$										
	a					P-value (a)				
Small	0,006	0,012	0,015	0,015	0,010	0,484	0,081	0,027	0,078	0,161
2	0,007	0,004	0,011	0,001	0,010	0,230	0,390	0,047	0,747	0,048
3	0,001	0,000	-0,001	0,007	0,002	0,939	0,969	0,868	0,226	0,769
4	-0,008	0,000	-0,001	0,006	0,010	0,251	0,964	0,900	0,078	0,124
Big	-0,009	0,001	-0,006	-0,001	0,005	0,096	0,885	0,134	0,841	0,337
	b					P-value (b)				
Small	0,613	0,474	0,512	0,584	0,635	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,712	0,572	0,634	0,575	0,613	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,766	0,775	0,578	0,750	0,652	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	1,178	0,908	0,594	0,489	0,650	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	1,087	1,094	0,790	0,954	0,821	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	R^2 Ajustado					P-value (F)				
Small	0,133	0,159	0,124	0,156	0,180	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,317	0,280	0,333	0,293	0,264	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,239	0,405	0,324	0,391	0,322	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,453	0,473	0,344	0,331	0,326	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	0,538	0,693	0,496	0,653	0,406	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Fatores Globais (5x5)										
	$\overline{R^2}$		a		P-value (GRS)					
	0,345		0,004		0,0000					

Anexo 3.6

Modelo CAPM com Carteiras 5x5 de ME-BE/ME no Mercado de França

Na tabela são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão e no lado direito os *p-value* associados. 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.

A amostra para a estimação do modelo inclui 120 observações mensais de julho/1999 a junho/2009. São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (junho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-BE/ME, dos quintis de $ME_{junho/t}$ e de $BE/ME_{dezembro/t-1}$.

A equação estimada para as vinte e cinco carteiras é: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{j,t}$. Em que $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t, $R_{f,t}$ é a rendibilidade do ativo isento de risco no mês t, $R_{m,t}$ é a rendibilidade da carteira de mercado no mês t.

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

Book-to-market (BE/ME) – Quintis										
Size	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
França, Regressão: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{j,t}$										
a						P-value (a)				
Small	0,009	0,014	0,015	0,021	0,018	0,114	0,040	0,014	0,000	0,015
2	0,002	0,004	0,007	0,011	0,029	0,699	0,512	0,151	0,031	0,047
3	0,006	0,002	0,006	0,008	0,012	0,496	0,694	0,200	0,019	0,111
4	0,000	-0,000	-0,001	0,008	0,010	0,991	0,923	0,942	0,029	0,036
Big	-0,006	0,001	0,001	0,002	-0,004	0,005	0,656	0,820	0,396	0,473
b						P-value (b)				
Small	0,756	0,780	0,812	0,668	0,522	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,739	1,145	0,800	0,938	0,850	0,000	0,000	0,000	0,000	0,004
3	1,262	1,130	0,789	0,736	0,549	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	1,582	1,035	0,891	0,665	0,739	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	1,013	1,020	0,965	0,955	1,184	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
R ² Ajustado						P-value (F)				
Small	0,296	0,228	0,263	0,247	0,102	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,241	0,477	0,361	0,431	0,060	0,000	0,000	0,000	0,000	0,004
3	0,305	0,409	0,386	0,477	0,130	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,601	0,610	0,487	0,398	0,443	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	0,795	0,838	0,747	0,751	0,591	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Fatores Globais (5x5)										
$\overline{R^2}$		a		P-value (GRS)						
0,427		0,007		0,0000						

Anexo 3.7

Modelo CAPM com Carteiras 3x3 de ME-BE/ME no Mercado de Itália

Na tabela são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão e no lado direito os *p-value* associados. 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 9 R^2 ajustados, o valor médio absoluto da constante nas 9 regressões e, o *p-value* associado à estatística de GRS.

A amostra para a estimação do modelo inclui 120 observações mensais de julho/1999 a junho/2009. São constituídas nove carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (junho/t a junho/t+1), com base na interseção 3x3 de ME-BE/ME, dos percentis de $\frac{1}{3}$ de ME_{junho/t} e de BE/ME_{dezembro/t-1}.

A equação estimada para as vinte e cinco carteiras é: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{j,t}$. Em que $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t, $R_{f,t}$ é a rendibilidade do ativo isento de risco no mês t, $R_{m,t}$ é a rendibilidade da carteira de mercado no mês t.

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

Size	Book-to-market (BE/ME) – Quintis ($\frac{1}{3}$)					
	Low	2	High	Low	2	High
Itália, Regressão: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{j,t}$						
a			P-value (a)			
Small	-0,010	0,005	0,012	0,039	0,318	0,018
2	-0,005	0,002	0,009	0,253	0,551	0,019
Big	-0,005	0,002	-0,002	0,035	0,255	0,560
b			P-value (b)			
Small	0,820	0,675	0,778	0,000	0,000	0,000
2	0,871	0,859	1,057	0,000	0,000	0,000
Big	1,208	0,856	1,063	0,000	0,000	0,000
R^2 ajustado			P-value (F)			
Small	0,454	0,439	0,430	0,000	0,000	0,000
2	0,566	0,588	0,586	0,000	0,000	0,000
Big	0,916	0,902	0,807	0,000	0,000	0,000
Fatores Globais (3x3)						
	$\overline{R^2}$	a	P-value (GRS)			
	0,632	0,001	0,0013			

Anexo 3.8

Modelo de Três Fatores de Fama e French com Carteiras 5x5 de ME-BE/ME no Mercado da Alemanha

Na tabela são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão e no lado direito os *p-value* associados. 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 e o teste conjunto dos coeficientes (*Wald test*), 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.

A amostra para a estimação do modelo inclui 120 observações mensais de julho/1999 a junho/2009. São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/*t*) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (junho/*t* a junho/*t*+1), com base na interseção 5x5 de ME-BE/ME, dos quintis de ME_{junho/*t*} e de BE/ME_{dezembro/*t*-1}.

A equação estimada para as vinte e cinco carteiras é: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_j \times SMB_t + h_j \times HML_t + \varepsilon_{j,t}$. Em que $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira *j* no mês *t*, $R_{m,t}$ é a rendibilidade da carteira de mercado no mês *t*, $R_{f,t}$ é a rendibilidade do ativo isento de risco no mês *t*, e SMB e HML são os fatores de risco dimensão (ME) e valor (BE/ME) respetivamente.

SMB é a diferença entre a média da rendibilidade das três carteiras *small* e a média da rendibilidade das três carteiras *big* e HML é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *high* e a média da rendibilidade das duas carteiras *low*.

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

Size	Book-to-market (BE/ME) – Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Alemanha, Regressão $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_j SMB_t + h_j HML_t + \varepsilon_{j,t}$										
a					P-value (a)					
Small	0,000	0,008	0,008	0,004	-0,001	0,965	0,118	0,203	0,472	0,775
2	0,005	-0,001	0,004	-0,006	0,001	0,270	0,822	0,206	0,083	0,756
3	0,000	-0,005	-0,006	-0,000	-0,007	0,974	0,176	0,071	0,933	0,052
4	-0,008	-0,003	-0,005	0,001	0,002	0,124	0,474	0,144	0,719	0,525
Big	-0,006	0,005	-0,008	-0,003	0,002	0,188	0,111	0,042	0,454	0,649
b					P-value (b)					
Small	0,881	0,666	0,841	1,037	1,103	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,895	0,823	0,937	0,885	1,002	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,926	1,041	0,826	1,064	1,003	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	1,320	1,103	0,811	0,711	0,950	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	1,059	1,000	0,880	1,020	0,842	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
s					P-value (s)					
Small	0,884	0,642	0,977	1,221	1,319	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,722	0,834	0,927	0,871	1,083	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,778	0,913	0,757	0,888	0,997	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,720	0,715	0,683	0,622	0,802	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	0,171	-0,065	0,234	0,139	-0,257	0,121	0,364	0,026	0,126	0,004
h					P-value (h)					
Small	-0,018	-0,028	0,200	0,514	0,416	0,886	0,754	0,058	0,000	0,000
2	-0,329	-0,025	0,130	0,281	0,370	0,000	0,682	0,024	0,000	0,000
3	-0,505	-0,093	0,103	0,269	0,295	0,000	0,115	0,084	0,000	0,000
4	-0,510	-0,156	0,056	0,204	0,354	0,000	0,028	0,354	0,000	0,000
Big	-0,515	-0,048	0,116	0,150	0,564	0,000	0,000	0,105	0,017	0,000
R ² Ajustado					P-value (F)					
Small	0,273	0,309	0,343	0,535	0,576	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,605	0,595	0,675	0,630	0,686	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,543	0,721	0,589	0,661	0,695	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,677	0,661	0,563	0,599	0,599	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	0,690	0,831	0,513	0,667	0,733	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Wald Test, P-value (H ₀ : s = h = 0)					Fatores Globais (5x5)					
Small	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	\bar{R}^2	a	P-value (GRS)		
2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,599	0,001	0,2042		
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	0,048	0,038	0,000					

Anexo 3.9

Modelo de Três Fatores de Fama e French com Carteiras 5x5 de ME-BE/ME no Mercado de França

Na tabela são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão e no lado direito os *p-value* associados. 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 e o teste conjunto dos coeficientes (*Wald test*), 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.

A amostra para a estimação do modelo inclui 120 observações mensais de julho/1999 a junho/2009. São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (junho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-BE/ME, dos quintis de $ME_{junho/t}$ e de $BE/ME_{dezembro/t-1}$.

A equação estimada para as vinte e cinco carteiras é: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_j \times SMB_t + h_j \times HML_t + \varepsilon_{j,t}$. Em que $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t, $R_{m,t}$ é a rendibilidade da carteira de mercado no mês t, $R_{f,t}$ é a rendibilidade do ativo isento de risco no mês t, e SMB e HML são os fatores de risco dimensão (ME) e valor (BE/ME) respetivamente.

SMB é a diferença entre a média da rendibilidade das três carteiras *small* e a média da rendibilidade das três carteiras *big* e HML é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *high* e a média da rendibilidade das duas carteiras *low*.

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

Size	Book-to-market (BE/ME) – Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
França, Regressão $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_j SMB_t + h_j HML_t + \varepsilon_{j,t}$										
a					P-value (a)					
Small	0,000	0,004	0,007	0,017	0,009	0,945	0,558	0,208	0,003	0,011
2	-0,009	-0,006	-0,003	0,004	-0,014	0,032	0,127	0,409	0,419	0,107
3	-0,004	-0,007	-0,002	0,003	0,004	0,544	0,105	0,555	0,407	0,525
4	-0,005	-0,004	-0,007	0,001	0,005	0,278	0,231	0,058	0,677	0,284
Big	-0,004	0,002	0,000	0,001	-0,008	0,039	0,291	0,918	0,698	0,060
b					P-value (b)					
Small	0,879	0,932	0,915	0,733	0,664	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,905	1,281	0,941	1,055	1,586	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	1,385	1,258	0,913	0,828	0,684	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	1,639	1,090	1,000	0,780	0,839	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	0,990	0,994	0,975	0,977	1,261	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
s					P-value (s)					
Small	0,662	0,729	0,704	0,254	0,606	0,000	0,000	0,000	0,047	0,000
2	1,109	0,976	0,894	0,377	2,251	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000
3	1,246	1,064	0,672	0,341	0,473	0,000	0,000	0,000	0,000	0,035
4	0,755	0,401	0,556	0,410	0,271	0,000	0,000	0,000	0,000	0,038
Big	-0,066	0,030	-0,060	0,030	-0,019	0,226	0,499	0,320	0,625	0,842
h					P-value (h)					
Small	-0,068	0,016	-0,217	0,065	0,087	0,364	0,867	0,014	0,430	0,463
2	-0,320	-0,331	-0,222	0,198	1,363	0,000	0,000	0,005	0,007	0,000
3	-0,676	-0,460	-0,073	0,108	0,187	0,000	0,000	0,224	0,034	0,049
4	-0,500	-0,139	-0,033	0,151	-0,221	0,000	0,012	0,560	0,004	0,029
Big	-0,405	-0,163	0,118	0,078	0,410	0,325	0,000	0,003	0,050	0,000
R^2 Ajustado					P-value (F)					
Small	0,444	0,363	0,407	0,267	0,187	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,653	0,748	0,689	0,516	0,763	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,608	0,727	0,574	0,569	0,228	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,766	0,678	0,611	0,548	0,558	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	0,797	0,871	0,762	0,756	0,703	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Wald Test, P-value ($H_0: s = h = 0$)					Fatores Globais (5x5)					
Small	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	\bar{R}^2	a	P-value (GRS)		
2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,592	0,001	0,0156		
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	0,896	0,000	0,000					

Anexo 3.10

Modelo de Três Fatores de Fama e French com Carteiras 3x3 de ME-BE/ME no Mercado de Itália

Na tabela são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão e no lado direito os *p-value* associados. 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 e ao teste conjunto dos coeficientes (*Wald test*), a média dos 9 R^2 ajustados, o valor médio absoluto da constante nas 9 regressões e, o *p-value* associado à estatística de GRS.

A amostra para a estimação do modelo inclui 120 observações mensais de julho/1999 a junho/2009. São constituídas nove carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (junho/t a junho/t+1), com base na interseção 3x3 de ME-BE/ME, dos percentis de $\frac{1}{3}$ de $ME_{junho/t}$ e de $BE/ME_{dezembro/t-1}$.

A equação estimada para as vinte e cinco carteiras é: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_{j \times} (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_j \times SMB_t + h_j \times HML_t + \varepsilon_{j,t}$. Em que $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t, $R_{m,t}$ é a rendibilidade da carteira de mercado no mês t, $R_{f,t}$ é a rendibilidade do ativo isento de risco no mês t, e SMB e HML são os fatores de risco dimensão (ME) e valor (BE/ME) respetivamente.

SMB é a diferença entre a média da rendibilidade das três carteiras *small* e a média da rendibilidade das três carteiras *big* e HML é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *high* e a média da rendibilidade das duas carteiras *low*.

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

Size	Book-to-market (BE/ME) – Quintis ($\frac{1}{3}$)					
	Low	2	High	Low	2	High
Itália, Regressão: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_j SMB_t + h_j HML_t + \varepsilon_{j,t}$						
a			P-value (a)			
Small	-0,010	0,001	0,004	0,005	0,577	0,238
2	-0,004	0,000	0,003	0,171	0,917	0,282
Big	-0,002	0,001	-0,004	0,271	0,423	0,157
b			P-value (b)			
Small	1,027	0,925	1,076	0,000	0,000	0,000
2	1,037	1,045	1,293	0,000	0,000	0,000
Big	1,163	0,859	1,118	0,000	0,000	0,000
s			P-value (s)			
Small	1,205	1,050	0,902	0,000	0,000	0,000
2	0,987	0,777	0,766	0,000	0,000	0,000
Big	-0,045	-0,030	0,085	0,426	0,526	0,312
h			P-value (h)			
Small	-0,337	0,214	0,772	0,000	0,004	0,000
2	-0,297	0,164	0,528	0,000	0,064	0,000
Big	-0,259	0,067	0,264	0,000	0,128	0,001
R^2 Ajustado			P-value (F)			
Small	0,759	0,786	0,782	0,000	0,000	0,000
2	0,793	0,743	0,739	0,000	0,000	0,000
Big	0,931	0,902	0,825	0,000	0,000	0,000
Wald Test, P-value ($H_0: s = h = 0$)			Fatores Globais (3x3)			
Small	0,000	0,000	0,000	\bar{R}^2	a	P-value (GRS)
2	0,000	0,000	0,000	0,807	0,001	0,0040
Big	0,000	0,276	0,001			

Anexo 3.11

Modelo de Quatro Fatores de Carhart Para Mercado em Alta e Para Mercado em Baixa

Alguns autores, de salientar Lam *et al.* (2010) e L`Her *et al.* (2004), realizam estimações separadas dos modelos que analisam para cada uma das fases da evolução do mercado.

As regressões temporais a estimar do modelo de quatro fatores de Carhart (1997) para cada uma das carteiras, segundo a metodologia dos autores anteriores estão representadas pelas seguintes equações:

$$R_{j,t} - Rf_t = a_j + b_j \times D_{alta,t} \times (Rm_t - Rf_t) + s_j \times D_{alta,t} \times SMB_t + h_j \times D_{alta,t} \times HML_t + m_j \times D_{alta,t} \times WML_t + \varepsilon_{j,t} \quad (3.14)$$

$$R_{j,t} - Rf_t = a_j + b_j \times D_{baixa,t} \times (Rm_t - Rf_t) + s_j \times D_{baixa,t} \times SMB_t + h_j \times D_{baixa,t} \times HML_t + m_j \times D_{baixa,t} \times WML_t + \varepsilon_{j,t} \quad (3.15)$$

Em que: $D_{alta,t}$ e $D_{baixa,t}$ são variáveis *dummies*, que assumem os valores de zero ou um conforme a evolução do mercado. A variável $D_{alta,t}$ assume o valor de: 1 se no mês t o mercado está em alta e, o valor de 0 no caso contrário, isto é, se no mês t o mercado está em baixa. A variável $D_{baixa,t}$ assume o valor de: 1 se no mês t o mercado está em baixa e, o valor de 0 no caso contrário, isto é, se no mês t o mercado está em alta. As restantes variáveis apresentam o significado já conhecido.

Os painéis A e B do Anexo 3.11 apresentam os resultados das regressões do modelo de quatro fatores de Carhart (1997), para cada uma das fases da evolução do mercado, em alta e em baixa, para o período de julho/1999 a junho/2009, conforme as equações (3.14) e (3.15) respetivamente. São estimadas vinte e cinco regressões temporais, correspondendo cada regressão a uma carteira constituída com base na interseção 5x5 de ME-Momento de acordo com a metodologia de Fama e French (1993, 2012).

Anexo 3.11 – Painel A

Modelo de Quatro Fatores de Carhart Para Mercado em Alta com Carteiras 5x5 de ME-Momento

Na tabela são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão e no lado direito os *p-value* associados. 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.

A amostra para a estimação do modelo inclui 67 observações mensais, compreendidas entre julho/1999 a junho/2009, quando a rentabilidade em excesso de mercado é positiva (mercado em alta). São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rentabilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (junho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-Momento, dos quintis de $ME_{junho/t}$ e da rentabilidade média simples de cada ação nos onze meses anteriores à constituição das carteiras (agosto/t-1 a junho/t).

A equação estimada para as vinte e cinco carteiras é: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j \times D_{alta,t} \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_j \times D_{alta,t} \times SMB_t + h_j \times D_{alta,t} \times HML_t + m_j \times D_{alta,t} \times WML_t + \varepsilon_{j,t}$. Em que: $R_{j,t}$ é a rentabilidade da carteira j no mês t, $R_{f,t}$ é a rentabilidade do ativo isento de risco no mês t, $R_{m,t}$ é a rentabilidade da carteira de mercado no mês t, $D_{alta,t}$ assume o valor de 1 se no mês t o mercado está em alta (rentabilidade em excesso de mercado positiva) e 0 se no mês t o mercado está em baixa (rentabilidade em excesso de mercado negativa) e SMB, HML e WML são os fatores de risco dimensão, valor e momento respetivamente.

SMB é a diferença entre a média da rentabilidade das três carteiras *small* e a média da rentabilidade das três carteiras *big* de ME. HML é a diferença entre a média da rentabilidade das duas carteiras *high* e a média da rentabilidade das duas carteiras *low* de BE/ME. WML é a diferença entre a média da rentabilidade das duas carteiras *winner*s (vencedoras) e a média da rentabilidade das duas carteiras *loser*s (perdedoras).

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

Size	Rentabilidade média simples nos onze meses anteriores (agosto/t-1 a junho/t) – Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Reg.: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j \times D_{alta,t} \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_j \times D_{alta,t} \times SMB_t + h_j \times D_{alta,t} \times HML_t + m_j \times D_{alta,t} \times WML_t + \varepsilon_{j,t}$										
	a					P-value (a)				
<i>Small</i>	0,036	0,007	0,006	0,012	0,015	0,038	0,477	0,626	0,074	0,164
2	-0,004	-0,028	0,004	0,009	0,011	0,595	0,034	0,442	0,370	0,079
3	-0,002	0,001	-0,002	0,008	0,006	0,774	0,906	0,968	0,172	0,386
4	0,013	0,004	0,002	0,005	0,006	0,100	0,437	0,745	0,281	0,358
<i>Big</i>	-0,001	0,001	-0,006	-0,003	0,008	0,779	0,733	0,120	0,544	0,073
	b					P-value (b)				
<i>Small</i>	0,350	0,741	0,863	0,429	0,805	0,038	0,003	0,005	0,007	0,002
2	1,216	1,724	0,665	0,580	0,863	0,000	0,000	0,000	0,021	0,000
3	1,075	0,820	0,702	0,599	1,080	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,819	0,781	0,866	0,756	0,998	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<i>Big</i>	1,196	0,933	1,116	0,913	0,908	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	s					P-value (s)				
<i>Small</i>	0,978	0,900	0,541	0,720	0,900	0,001	0,000	0,011	0,000	0,000
2	1,190	1,478	0,572	0,898	0,970	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	1,112	0,695	0,486	0,591	0,876	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,781	0,482	0,382	0,558	0,651	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<i>Big</i>	-0,183	-0,024	-0,005	-0,032	0,092	0,078	0,730	0,930	0,648	0,238
	h					P-value (h)				
<i>Small</i>	0,194	0,047	0,478	-0,266	-0,147	0,496	0,776	0,026	0,017	0,414
2	-0,483	0,947	0,195	0,546	-0,192	0,000	0,000	0,027	0,003	0,069
3	0,059	-0,020	0,030	-0,065	-0,195	0,671	0,845	0,710	0,490	0,050
4	-0,288	0,079	-0,008	0,189	-0,052	0,036	0,364	0,929	0,014	0,622
<i>Big</i>	0,176	-0,091	-0,002	0,136	0,068	0,037	0,201	0,978	0,050	0,388
	w					P-value (w)				
<i>Small</i>	-0,762	-0,317	-0,135	0,037	0,407	0,001	0,013	0,388	0,649	0,003
2	-0,898	-0,002	-0,030	0,168	0,229	0,000	0,994	0,643	0,197	0,004
3	-0,799	-0,347	-0,009	0,061	0,464	0,000	0,000	0,887	0,372	0,000
4	-0,844	-0,135	-0,017	0,075	0,202	0,000	0,040	0,801	0,181	0,012
<i>Big</i>	-0,568	-0,179	0,143	0,279	0,312	0,000	0,001	0,002	0,000	0,000
	R^2 Ajustado					P-value (F)				
<i>Small</i>	0,291	0,463	0,197	0,540	0,417	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000
2	0,863	0,542	0,542	0,333	0,715	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,777	0,709	0,586	0,546	0,760	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,772	0,626	0,619	0,624	0,630	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<i>Big</i>	0,860	0,798	0,821	0,624	0,602	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Fatores Globais (5x5)										
	$\overline{R^2}$	a	P-value (GRS)							
	0,610	0,004	0,4867							

Anexo 3.11 – Painel B

Modelo de Quatro Fatores de Carhart Para Mercado em Baixa com Carteiras 5x5 de ME-Momento

Na tabela são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão e no lado direito os *p-value* associados. 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.

A amostra para a estimação do modelo inclui 53 observações mensais, compreendidas entre julho/1999 a junho/2009, quando a rentabilidade em excesso de mercado é negativa (mercado em baixa). São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rentabilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (junho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-Momento, dos quintis de $ME_{junho/t}$ e da rentabilidade média simples de cada ação nos onze meses anteriores à constituição das carteiras (agosto/t-1 a junho/t).

A equação estimada para as vinte e cinco carteiras é: $R_{j,t} - R_{ft} = a_j + b_j \times D_{baixa,t} \times (R_{m,t} - R_{ft}) + s_j \times D_{baixa,t} \times SMB_t + h_j \times D_{baixa,t} \times HML_t + m_j \times D_{baixa,t} \times WML_t + \varepsilon_{j,t}$. Em que: $R_{j,t}$ é a rentabilidade da carteira j no mês t, R_{ft} é a rentabilidade do ativo isento de risco no mês t, $R_{m,t}$ é a rentabilidade da carteira de mercado no mês t, $D_{baixa,t}$ assume o valor de 1 se no mês t o mercado está em baixa (rentabilidade em excesso de mercado negativa) e 0 se no mês t o mercado está em alta (rentabilidade em excesso de mercado positiva) e SMB, HML e WML são os fatores de risco dimensão, valor e momento respetivamente.

SMB é a diferença entre a média da rentabilidade das três carteiras *small* e a média da rentabilidade das três carteiras *big* de ME. HML é a diferença entre a média da rentabilidade das duas carteiras *high* e a média da rentabilidade das duas carteiras *low* de BE/ME. WML é a diferença entre a média da rentabilidade das duas carteiras *winner*s (vencedoras) e a média da rentabilidade das duas carteiras *loser*s (perdedoras).

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

Size	Rentabilidade média simples nos onze meses anteriores (agosto/t-1 a junho/t) – Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Reg.: $R_{j,t} - R_{ft} = a_j + b_j \times D_{baixa,t} \times (R_{m,t} - R_{ft}) + s_j \times D_{baixa,t} \times SMB_t + h_j \times D_{baixa,t} \times HML_t + m_j \times D_{baixa,t} \times WML_t + \varepsilon_{j,t}$										
a					P-value (a)					
Small	0,021	0,008	0,012	0,004	0,008	0,116	0,476	0,178	0,506	0,212
2	0,009	0,002	-0,003	0,004	-0,001	0,299	0,764	0,627	0,722	0,906
3	-0,007	0,004	0,001	0,003	-0,003	0,496	0,456	0,815	0,517	0,727
4	-0,008	0,002	-0,004	-0,006	0,005	0,379	0,688	0,456	0,233	0,456
Big	0,005	-0,007	-0,000	0,004	-0,006	0,370	0,115	0,970	0,341	0,528
b					P-value (b)					
Small	1,228	1,020	0,962	0,765	0,841	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	1,422	1,141	0,970	0,701	0,903	0,000	0,000	0,000	0,002	0,000
3	1,068	1,253	1,061	1,082	1,094	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	1,097	1,256	1,011	1,059	1,399	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	0,997	0,750	0,958	1,165	1,297	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
s					P-value (s)					
Small	0,715	1,256	0,912	0,433	0,660	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,997	0,917	0,802	0,938	0,966	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,735	0,735	0,898	0,633	0,882	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,746	0,688	0,706	0,774	0,611	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	-0,027	0,035	0,132	0,134	-0,154	0,792	0,662	0,189	0,103	0,326
h					P-value (h)					
Small	-0,076	0,384	0,471	0,052	0,666	0,717	0,051	0,003	0,609	0,525
2	-0,125	0,202	0,360	0,262	0,092	0,397	0,122	0,000	0,152	0,355
3	-0,129	0,309	0,310	0,296	-0,240	0,411	0,000	0,000	0,001	0,067
4	-0,103	0,297	0,321	0,121	-0,189	0,497	0,002	0,002	0,143	0,112
Big	-0,067	0,046	0,159	-0,060	-0,047	0,486	0,548	0,218	0,433	0,747
w					P-value (w)					
Small	-0,512	-0,330	-0,151	-0,001	0,228	0,002	0,022	0,169	0,994	0,004
2	-0,388	-0,307	-0,021	0,109	0,228	0,001	0,002	0,747	0,408	0,003
3	-0,671	-0,252	-0,065	0,194	0,471	0,000	0,000	0,277	0,002	0,000
4	-0,576	-0,148	-0,015	0,199	0,466	0,000	0,032	0,833	0,002	0,000
Big	-0,700	-0,253	-0,066	0,341	0,069	0,000	0,000	0,333	0,000	0,000
R ² Ajustado					P-value (F)					
Small	0,584	0,603	0,595	0,550	0,599	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,783	0,747	0,769	0,360	0,733	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,742	0,876	0,833	0,754	0,697	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,737	0,819	0,725	0,789	0,735	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	0,856	0,740	0,664	0,781	0,602	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Fatores Globais (5x5)										
\bar{R}^2		a		P-value (GRS)						
0,707		0,002		0,0296						

Anexo 3.12

Modelo de Quatro Fatores de Carhart Para Ciclo de Negócios em Expansão e Para Ciclo de Negócios em Recessão

Alguns autores, de salientar Kassimatis (2008), realizam estimações separadas dos modelos que analisam para cada uma das fases da evolução do ciclo de negócios.

As regressões temporais a estimar do modelo de quatro fatores de Carhart (1997) para cada uma das carteiras, segundo a metodologia de Kassimatis (2008) estão representadas pelas seguintes equações:

$$R_{j,t} - Rf_t = a_j + b_j \times D_{\text{expansão},t} \times (Rm_t - Rf_t) + s_j \times D_{\text{expansão},t} \times SMB_t + h_j \times D_{\text{expansão},t} \times HML_t + m_j \times D_{\text{expansão},t} \times WML_t + \varepsilon_{j,t} \quad (3.16)$$

$$R_{j,t} - Rf_t = a_j + b_j \times D_{\text{recessão},t} \times (Rm_t - Rf_t) + s_j \times D_{\text{recessão},t} \times SMB_t + h_j \times D_{\text{recessão},t} \times HML_t + m_j \times D_{\text{recessão},t} \times WML_t + \varepsilon_{j,t} \quad (3.17)$$

Em que: $D_{\text{expansão},t}$ e $D_{\text{recessão},t}$ são variáveis *dummies*, que assumem os valores de zero ou um conforme a evolução do ciclo de negócios da zona euro. A variável $D_{\text{expansão},t}$ assume o valor de: 1 se no mês t o ciclo de negócios está em expansão e, o valor de 0 no caso contrário, isto é, se no mês t o ciclo de negócios está em recessão. A variável $D_{\text{recessão},t}$ assume o valor de: 1 se no mês t o ciclo de negócios está em recessão e, o valor de 0 no caso contrário, isto é, se no mês t o ciclo de negócios está em expansão. As restantes variáveis apresentam o significado já conhecido.

Os painéis A e B do Anexo 3.12 apresentam os resultados das regressões do modelo de quatro fatores de Carhart (1997), para cada uma das fases da evolução do ciclo de negócios da zona euro, em expansão e em recessão, para o período de julho/1999 a junho/2009, conforme as equações (3.16) e (3.17) respetivamente. São estimadas vinte e cinco regressões temporais, correspondendo cada regressão a uma carteira constituída com base na interseção 5x5 de ME-Momento de acordo com a metodologia de Fama e French (1993, 2012).

Anexo 3.12 – Painel A

Modelo de Quatro Fatores de Carhart Para Ciclo de Negócios em Expansão com Carteiras 5x5 de ME-Momento

Na tabela são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão e no lado direito os *p-value* associados. 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.

A amostra para a estimação do modelo inclui 70 observações mensais, compreendidas entre julho/1999 a junho/2009, quando o ciclo de negócios da zona euro está em expansão. São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (junho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-Momento, dos quintis de $ME_{junho/t}$ e da rendibilidade média simples de cada ação nos onze meses anteriores à constituição das carteiras (agosto/t-1 a junho/t).

A equação estimada para as vinte e cinco carteiras é $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j \times D_{expansão,t} \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_j \times D_{expansão,t} \times SMB_t + h_j \times D_{expansão,t} \times HML_t + m_j \times D_{expansão,t} \times WML_t + \epsilon_{j,t}$. Em que: $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t, $R_{f,t}$ é a rendibilidade do ativo isento de risco no mês t, $R_{m,t}$ é a rendibilidade da carteira de mercado no mês t, $D_{expansão,t}$ assume o valor de 1 se no mês t o ciclo de negócios está em expansão e 0 se no mês t o ciclo de negócios está em recessão e, SMB, HML e WML são os fatores de risco dimensão, valor e momento respetivamente.

SMB é a diferença entre a média da rendibilidade das três carteiras *small* e a média da rendibilidade das três carteiras *big* de ME. HML é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *high* e a média da rendibilidade das duas carteiras *low* de BE/ME. WML é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *winner*s (vencedoras) e a média da rendibilidade das duas carteiras *loser*s (perdedoras).

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

Size	Rendibilidade média simples nos onze meses anteriores (agosto/t-1 a junho/t) – Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Regressão: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j \times D_{expansão,t} \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_j \times D_{expansão,t} \times SMB_t + h_j \times D_{expansão,t} \times HML_t + m_j \times D_{expansão,t} \times WML_t + \epsilon_{j,t}$										
a					P-value (a)					
Small	0,006	0,007	0,008	0,002	0,007	0,491	0,264	0,303	0,581	0,233
2	0,001	-0,008	-0,001	-0,004	0,007	0,695	0,269	0,592	0,441	0,047
3	-0,012	-0,004	-0,000	-0,003	-0,002	0,003	0,241	0,938	0,301	0,702
4	-0,001	-0,002	0,001	-0,006	-0,006	0,836	0,496	0,717	0,045	0,153
Big	0,004	0,005	0,003	-0,005	-0,009	0,099	0,037	0,118	0,058	0,038
b					P-value (b)					
Small	0,059	0,640	0,726	0,751	0,909	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	1,178	1,307	0,718	0,940	0,956	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	1,107	0,941	0,739	0,936	1,151	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	1,064	0,980	0,979	0,975	1,217	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	1,021	0,932	0,964	0,916	1,285	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
s					P-value (s)					
Small	0,914	1,073	0,626	0,511	0,669	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000
2	1,107	1,475	0,592	1,002	1,075	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,976	0,648	0,541	0,540	1,030	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,879	0,501	0,402	0,622	0,685	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	0,072	0,030	-0,080	-0,021	-0,080	0,281	0,601	0,156	0,744	0,473
h					P-value (h)					
Small	0,355	0,017	0,423	-0,011	-0,012	0,097	0,908	0,013	0,885	0,931
2	-0,519	0,623	0,268	0,665	-0,123	0,000	0,000	0,000	0,000	0,125
3	0,013	0,121	0,132	0,156	-0,256	0,880	0,091	0,025	0,015	0,009
4	-0,210	0,185	0,135	0,244	-0,056	0,034	0,015	0,050	0,001	0,569
Big	0,088	-0,066	-0,012	0,083	0,186	0,137	0,204	0,805	0,153	0,064
w					P-value (w)					
Small	-0,126	-0,231	-0,010	-0,187	0,399	0,706	0,329	0,971	0,115	0,062
2	-0,830	-0,021	0,043	0,088	0,065	0,000	0,935	0,660	0,672	0,602
3	-0,326	-0,337	-0,088	-0,093	0,628	0,017	0,004	0,332	0,349	0,000
4	-0,476	-0,193	-0,242	0,248	0,568	0,003	0,104	0,028	0,020	0,001
Big	-0,483	-0,495	-0,231	0,560	0,903	0,000	0,000	0,004	0,000	0,000
R^2 Ajustado					P-value (F)					
Small	0,299	0,440	0,231	0,677	0,557	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,878	0,588	0,716	0,528	0,831	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,803	0,765	0,756	0,793	0,842	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,770	0,734	0,766	0,800	0,796	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	0,831	0,860	0,873	0,853	0,794	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Fatores Globais (5x5)										
\bar{R}^2		a		P-value (GRS)						
0,711		0,000		0,0783						

Anexo 3.12 – Painel B

Modelo de Quatro Fatores de Carhart Para Ciclo de Negócios em Recessão com Carteiras 5x5 de ME-Momento

Na tabela são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão e no lado direito os *p-value* associados. 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.

A amostra para a estimação do modelo inclui 50 observações mensais, compreendidas entre julho/1999 a junho/2009, quando o ciclo de negócios da zona euro está em recessão. São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (junho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-Momento, dos quintis de $ME_{junho/t}$ e da rendibilidade média simples de cada ação nos onze meses anteriores à constituição das carteiras (agosto/t-1 a junho/t).

A equação estimada para as vinte e cinco carteiras é $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j \times D_{recessão,t} \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_j \times D_{recessão,t} \times SMB_t + h_j \times D_{recessão,t} \times HML_t + m_j \times D_{recessão,t} \times WML_t + \varepsilon_{j,t}$. Em que: $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t, $R_{f,t}$ é a rendibilidade do ativo isento de risco no mês t, $R_{m,t}$ é a rendibilidade da carteira de mercado no mês t, $D_{recessão,t}$ assume o valor de 1 se no mês t o ciclo de negócios está em recessão e 0 se no mês t o ciclo de negócios está em expansão e, SMB, HML e WML são os fatores de risco dimensão, valor e momento respetivamente.

SMB é a diferença entre a média da rendibilidade das três carteiras *small* e a média da rendibilidade das três carteiras *big* de ME. HML é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *high* e a média da rendibilidade das duas carteiras *low* de BE/ME. WML é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *winner*s (vencedoras) e a média da rendibilidade das duas carteiras *loser*s (perdedoras).

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

Size	Rendibilidade média simples nos onze meses anteriores (agosto/t-1 a junho/t) – Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Regressão: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j \times D_{recessão,t} \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_j \times D_{recessão,t} \times SMB_t + h_j \times D_{recessão,t} \times HML_t + m_j \times D_{recessão,t} \times WML_t + \varepsilon_{j,t}$										
a					P-value (a)					
Small	0,011	0,000	0,009	0,001	0,011	0,245	0,999	0,085	0,858	0,023
2	0,002	-0,010	-0,005	0,007	0,006	0,776	0,062	0,172	0,344	0,145
3	0,000	-0,005	-0,010	0,000	0,003	0,999	0,224	0,013	0,997	0,378
4	0,001	-0,009	-0,005	-0,003	0,004	0,854	0,015	0,223	0,319	0,256
Big	0,005	-0,002	-0,005	-0,004	-0,002	0,230	0,580	0,123	0,162	0,713
b					P-value (b)					
Small	0,645	0,914	0,996	0,876	0,872	0,017	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,978	0,965	1,196	0,800	0,970	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,928	1,205	1,142	0,983	0,872	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,965	1,183	1,094	1,086	1,080	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	1,020	0,963	1,212	1,040	1,035	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
s					P-value (s)					
Small	0,792	1,171	0,966	0,591	0,764	0,008	0,000	0,000	0,000	0,000
2	1,021	0,875	0,850	0,711	0,723	0,000	0,000	0,000	0,002	0,000
3	0,863	0,793	0,967	0,652	0,675	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,508	0,766	0,721	0,738	0,572	0,013	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	-0,118	-0,094	0,333	0,264	0,002	0,371	0,309	0,002	0,094	0,985
h					P-value (h)					
Small	0,218	0,642	0,433	-0,209	0,134	0,522	0,007	0,025	0,244	0,423
2	0,398	0,482	0,112	-0,245	0,074	0,119	0,016	0,374	0,353	0,587
3	0,259	0,181	0,054	0,113	0,132	0,336	0,218	0,688	0,450	0,246
4	0,079	0,257	0,067	-0,043	0,022	0,738	0,050	0,641	0,685	0,864
Big	-0,186	-0,120	-0,012	-0,004	0,110	0,240	0,281	0,922	0,965	0,464
w					P-value (w)					
Small	-0,085	-0,359	-0,099	0,189	0,274	0,000	0,008	0,356	0,067	0,005
2	-0,805	-0,322	0,175	0,256	0,257	0,000	0,005	0,018	0,090	0,002
3	-0,920	-0,187	0,129	0,228	0,258	0,000	0,029	0,098	0,009	0,000
4	-0,820	-0,059	0,088	0,208	0,226	0,000	0,416	0,281	0,001	0,004
Big	-0,657	-0,123	0,186	0,299	0,358	0,000	0,050	0,010	0,000	0,000
R ² Ajustado					P-value (F)					
Small	0,718	0,775	0,774	0,609	0,593	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,858	0,822	0,866	0,345	0,743	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,856	0,902	0,853	0,716	0,761	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,877	0,902	0,828	0,876	0,804	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	0,936	0,917	0,873	0,940	0,707	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Fatores Globais (5x5)										
\bar{R}^2		a		P-value (GRS)						
0,794		0,000		0,0428						

CAPÍTULO 4

Os Fatores de Risco: Liquidez e Risco Idiossincrático

Resumo

O principal objetivo deste capítulo é analisar a capacidade explicativa de dois fatores de risco, liquidez e risco idiossincrático, que são incluídos no modelo de quatro fatores de Carhart (1997), resultando um modelo com cinco e seis fatores de risco. Um segundo objetivo é analisar se os fatores de risco apresentam comportamento condicional em função da evolução da situação económica. A análise desenvolvida contribuiu para a literatura relativa à avaliação de ativos financeiros, dado não existir, nenhum estudo empírico que analise a capacidade explicativa da rendibilidade das ações através de um modelo com estes seis fatores de risco na versão condicional.

A amostra analisada é constituída por cinco países Europeus pertencentes à moeda única, entre julho/1998 a junho/2009.

O fator de risco liquidez é medido pela variável LLMHL (*low liquidity minus high liquidity*) e o fator de risco idiossincrático é medido pela variável HIMLI (*high idiosyncratic minus low idiosyncratic*). O fator de liquidez é determinado do *turnover* médio de cada ação nos doze meses anteriores à constituição das carteiras. O risco idiossincrático é determinado pelo desvio padrão dos resíduos do modelo com cinco fatores de risco nos vinte e quatro meses anteriores à constituição das carteiras.

O fator de risco liquidez, incluído no modelo de quatro fatores, é explicativo da rendibilidade em excesso em catorze carteiras de interseção 5×5 de ME-Liquidez, na maioria das carteiras pertencentes aos dois últimos quintis de liquidez (carteiras de maior liquidez). O fator momento perde capacidade explicativa quando é incluído o fator liquidez no modelo de quatro fatores. O fator de risco idiossincrático, incluído no modelo de cinco fatores, é explicativo da rendibilidade em excesso em nove de vinte e cinco carteiras de interseção 5×5 de ME-Risco Idiossincrático. Os fatores de risco valor e liquidez perdem capacidade explicativa quando é incluído o fator risco idiossincrático no modelo.

No mercado da Europa, o modelo de cinco fatores apresenta maior capacidade explicativa da rendibilidade em excesso das carteiras comparativamente ao modelo de seis fatores. Os seis fatores de risco, mercado, dimensão, valor, momento, liquidez e risco idiossincrático, apresentam comportamento condicional com a evolução da situação económica (evolução do mercado e do ciclo de negócios), pelo que os modelos condicionais, de cinco e seis fatores, são mais adequados que os modelos na versão não condicional, independentemente da *proxy* utilizada para a evolução da situação económica.

Face ao exposto, o modelo mais adequado na explicação da rendibilidade em excesso das carteiras no mercado da Europa é o modelo de cinco fatores na versão condicional.

Palavras-chave:

Liquidez, *turnover*, risco idiossincrático, risco sistemático.

4.1. Introdução

No capítulo anterior analisa-se a capacidade explicativa de quatro fatores de risco, mercado, dimensão, valor e momento, através de dois modelos muito conhecidos na literatura financeira, o modelo de três fatores de Fama e French (1993) e o modelo de quatro fatores de Carhart (1997). Constatou-se que existem outros fatores explicativos da rentabilidade das ações para além do fator de risco mercado do modelo CAPM.

Estudos recentes evidenciam a existência de outros fatores de risco capazes de explicar a rentabilidade das ações, nomeadamente o fator liquidez e o fator risco idiossincrático, fatores de risco que são objeto de estudo neste capítulo.

O efeito da liquidez na explicação da rentabilidade das ações começou a ser investigado na década de oitenta. Os estudos empíricos desenvolvidos, de uma forma geral suportam a evidência de Amihud e Mendelson (1986), um dos primeiros estudos a analisar a influência deste fator na rentabilidade das ações.

O conceito de liquidez é definido por Amihud e Mendelson (1986, 1988, 1991) como a rapidez com que uma ação pode ser transacionada no mercado sem prejuízo do seu valor, ao preço corrente de mercado. A rapidez de transação de uma ação depende de uma série de fatores, que estão incluídos no custo de transação. Para Amihud e Mendelson (1988, 2006) os custos de transação incluem quatro vertentes correlacionadas entre elas. Primeira, quanto menor é o *bid-ask spread*, maior é a liquidez.³⁵ Em períodos de queda do mercado a liquidez reduz e o *bid-ask spread* aumenta. Segunda, os custos de procura e atraso são custos suportados pelos investidores quando atrasam a transação para conseguir um melhor negócio. Terceira, os custos de impacto de mercado, são custos incorridos quando é negociado uma grande quantidade de ações, provocando um aumento do preço no caso da compra ou uma diminuição do preço no caso de venda. Quarta, e última vertente, são os custos de transação diretos, que incluem custos de intermediação financeira (corretagem), impostos e taxas. Para Amihud, Mendelson e Pedersen (2005) a rentabilidade média diária de uma ação aumenta com o período de detenção da mesma porque os custos de transação são diluídos por um período mais longo.

³⁵ O *bid-ask spread* é diferença entre o preço de venda e o preço de compra de uma determinada ação. Se o *bid-ask spread* é elevado, significa a cedência de vontades num dos intervenientes da transação, para que a sua ordem seja executada sem demoras. Os intervenientes na transação de ações confrontam-se com duas opções, ou esperam para transacionar a um preço favorável, ou não esperam, e transacionam ao preço corrente, *bid* para o vendedor, abaixo do esperado, ou *ask* para o comprador, acima do desejado (Amihud & Mendelson, 2000).

A teoria de avaliação de ativos defende que, a rentabilidade esperada de uma ação é função do seu nível de risco e, se o investidor é avesso à falta de liquidez espera-se um prémio de risco de liquidez. Amihud e Mendelson (1986, 2006) constataam a existência de um prémio de risco de liquidez, isto é, ações com menor liquidez proporcionam um prémio de risco maior e assim maior rentabilidade que as ações que apresentam maior liquidez.

A partir do estudo de Amihud e Mendelson (1986) surgiram numerosos estudos com o objetivo de analisar a relação entre liquidez e rentabilidade, no entanto os resultados empíricos não são unânimes. Em geral, os estudos com amostras dos EUA confirmam a relação negativa entre liquidez e rentabilidade assim como a existência de um prémio de risco de liquidez, de referir, Acharya e Pedersen (2005) e Lam e Tam (2011). No entanto, os estudos com amostras de outros países, em especial de mercados emergentes, não são unânimes nas conclusões, muitos confirmam uma relação positiva entre liquidez e rentabilidade, de referir, Nguyen e Puri (2009) e, Vo e Batten (2010). Outros estudos, mas em menor número, não encontram qualquer relação entre as duas variáveis, de destacar Vieira e Milach (2008). Face às evidências empíricas existentes, o efeito liquidez necessita de uma maior análise, em especial com ações cotadas em países da Europa, cujos trabalhos empíricos são praticamente inexistentes.

Aliados aos resultados contraditórios dos vários estudos empíricos, acrescenta-se as diferentes metodologias utilizadas bem como a utilização de diferentes *proxies* de liquidez. Pode-se então dizer que, o risco de liquidez permanece uma questão importante na avaliação das ações e ainda não está resolvida.

Na teoria de avaliação dos ativos, o risco total de um ativo é constituído por duas componentes, o risco sistemático, de mercado ou não diversificável e, o risco idiossincrático ou específico. O risco idiossincrático é o risco específico de uma determinada ação, responsável pela volatilidade da rentabilidade da ação a fatores específicos desta e, independente da volatilidade da rentabilidade do mercado. O risco sistemático está relacionado com acontecimentos exógenos às empresas, que provocam a volatilidade da rentabilidade de todas as ações no mercado, no entanto em magnitudes diferentes, são exemplos destes, acontecimentos de natureza política, económica e social. O risco sistemático não é possível de eliminar com a diversificação, enquanto que, o risco idiossincrático pode ser minimizado e até eliminado com a diversificação.

A moderna teoria da gestão de carteiras defende a diversificação das carteiras para eliminar o risco idiossincrático, daí que, os modelos de avaliação de ativos estabelecem uma relação positiva entre o risco sistemático e a rentabilidade. O modelo CAPM estabelece um *tradeoff* positivo entre o coeficiente beta (risco sistemático) e a rentabilidade esperada das ações e, prevê que em equilíbrio todos os investidores possuem carteiras diversificadas. Este pressuposto faz com que os investidores sejam compensados apenas pelo risco sistemático que incorrem, não existindo qualquer compensação para o risco idiossincrático. Nos capítulos dois e três, verificou-se que o modelo CAPM apresenta fraca capacidade explicativa. Esta evidência leva os estudiosos da teoria de avaliação dos ativos a analisar o que precisa ser mudado para obterem modelos com maior capacidade explicativa da rentabilidade. Daí que, surgem duas correntes de pensamento. Na primeira corrente, inclui-se os estudos que defendem que o CAPM é um modelo incompleto ao incluir um único fator de risco. Na segunda corrente de pensamento, inclui-se os estudos que defendem que alguns dos pressupostos dos modelos não apresentam aderência à realidade, dos mercados e dos investidores, particularmente o pressuposto dos investidores deterem carteiras totalmente diversificadas e como tal não serem remunerados pelo risco idiossincrático, como é o caso dos modelos analisados no capítulo anterior.

Fama e MacBeth (1973) não encontram evidência de um prêmio de risco associado ao risco idiossincrático, no entanto, estudos posteriores, por exemplo, Malkiel e Xu, (2002), contestam os resultados de Fama e MacBeth (1973).

Os investidores conhecem “a regra de ouro”, deter carteiras diversificadas para eliminar o risco idiossincrático, assumindo apenas o risco de mercado. Mas, na realidade, os investidores não adotam esta regra (Fu, 2009). As características dos investidores assim como as características do mercado influenciam o grau de diversificação das carteiras. A diversificação das carteiras aumenta com a riqueza do investidor e, diminui com a tolerância ao risco, os custos de transação e os custos associados à informação.³⁶

Paralelamente tem-se assistido ao longo do tempo, a um aumento da volatilidade nos mercados, quer da volatilidade idiossincrática, quer da volatilidade de mercado. O aumento da volatilidade assiste-se em especial nos períodos que antecedem e durante os períodos de crise. Nos períodos recentes da economia mundial, refere-se a crise do *subprime* nos EUA em meados de 2007 e o aumento da oferta de crédito, que contribuíram

³⁶ Pode ser explicado pela existência de custos, fixos e variáveis, associados à diversificação, as restrições orçamentais dos investidores e, a informação sobre as ações é cara.

para um agravamento da economia mundial e em particular dos mercados de capitais. Daí ser crucial o conhecimento da volatilidade, visto que as decisões de investimento são baseadas no *tradeoff* risco/rendibilidade. Vários estudos confirmam o aumento da volatilidade idiossincrática ao longo do tempo, quer em termos absolutos, quer em termos relativos da volatilidade total.³⁷ No mercado dos EUA, destacam-se os estudos de, Boyer, Mitton e Vorkink (2009) e, Brandt *et al.* (2010). Em outros mercados, desenvolvidos e emergentes, são de destacar Kearney e Poti (2008), Li, Morck, Yang e Bernard (2004) e, Morck, Yeung e Yu (2000).

Do acima exposto, com o aumento da volatilidade idiossincrática é necessário um maior número de ações para alcançar um determinado nível de diversificação. Paralelamente verifica-se uma tendência dos investidores deterem carteiras pouco diversificadas (Goetzmann & Kumar, 2008; Polkovnichenko, 2005).³⁸ Neste contexto, o risco idiossincrático apresenta cada vez mais interesse na investigação empírica sobre a avaliação dos ativos. Deste modo, surgem estudos a analisar a existência de uma relação entre o risco idiossincrático e a rendibilidade assim como a existência de um prémio de risco idiossincrático na explicação da rendibilidade das ações, de destacar, Levy (1978) e Merton (1987) e, mais recentemente, Barberis e Huang (2008), Boyle *et al.* (2012), Fu (2009) e, Malkiel e Xu (1997, 2002). No entanto, os resultados empíricos não são unânimes. Ang, Hodrick, Xing e Zhang (2006, 2009) concluem pela existência de uma relação negativa entre as duas variáveis. Segundo Fu e Schute (2010) o número de estudos que encontram evidência empírica da relação positiva entre risco idiossincrático e rendibilidade são em número quase idêntico aos estudos que encontram evidência empírica de existir uma relação negativa entre as duas variáveis ou, esta relação não existir.

Face à relevância da liquidez e do risco idiossincrático na avaliação de ativos, o objetivo deste capítulo é analisar a capacidade explicativa destes dois fatores de risco, liquidez e risco idiossincrático. Pretende-se analisar se estes fatores de risco são explicativos da rendibilidade das ações no mercado da Europa, controlando os efeitos dos restantes fatores de risco, que são analisados no capítulo anterior: mercado, dimensão, valor e momento. São analisados dois novos modelos, com cinco fatores de risco, quando ao modelo de quatro fatores de Carhart (1997) é adicionado o fator de risco liquidez e, com

³⁷ Sias e Benett (2005) apontam três fatores explicativos do aumento do risco idiossincrático: o crescimento da indústria ou a existência de setores mais arriscados, a existência de um maior número de ações de empresas de pequena dimensão e, a diminuição da concentração industrial.

³⁸ Polkovnichenko (2005) constata que os investidores individuais dos EUA, na maioria do tempo tendem a manter um número médio de uma ou duas ações nas suas carteiras e, tendem a deter ações de empresas em que trabalham ou os membros da sua família trabalham.

seis fatores de risco, quando ao modelo de cinco fatores é adicionado o fator de risco idiossincrático.

Existem vários fatores que diferenciam a análise empírica desenvolvida neste capítulo dos estudos existentes são eles: o mercado, característica e evolução no período em análise, o tipo de investidores (particulares ou institucionais) e, a metodologia adotada.

O mercado de ações dos países da Europa e da moeda única apresenta características que o diferenciam dos mercados que são utilizados nos estudos empíricos aos dois fatores de risco. Primeiro, uma percentagem elevada do volume de negociação é realizada por investidores institucionais. Estes investidores possuem características que os diferenciam dos investidores individuais. Apresentam maior propensão a deterem carteiras diversificadas, pelo que o risco idiossincrático poderá não ser objeto de prémio de risco. Simultaneamente apresentam grande frequência de negociação em bolsa e grande volume de ações negociadas, com impacto na liquidez das ações. Os investidores institucionais, pelos conhecimentos e meios financeiros que possuem, realizam grande quantidade de negociação em bolsa, com efeito nos custos de impacto e no *bid-ask spread*, mas com custos médios de transação baixos relativamente aos investidores individuais. Segundo, se o mercado da Europa é mais volátil que os restantes mercados desenvolvidos, em especial o mercado dos EUA, sobre o qual existem mais estudos empíricos, é de esperar grandes oscilações na liquidez e no risco idiossincrático das ações, daí que estes dois fatores serão potencialmente importantes na explicação da rendibilidade destes ativos. Terceiro, existem poucos estudos empíricos à capacidade explicativa da liquidez e do risco idiossincrático no mercado da Europa.

Em períodos de queda de mercado e/ou instabilidade económica, a liquidez das ações diminuiu e a volatilidade idiossincrática aumenta. Nestes períodos o nível de confiança dos investidores diminui, provocando alterações na liquidez das ações. Como os investidores são avessos ao risco, preferem investir em ativos mais líquidos, reduzindo simultaneamente a sua negociação em bolsa e reduzindo a liquidez do mercado em geral. O comportamento assimétrico da liquidez e do risco idiossincrático poderá provocar alterações na capacidade explicativa deste fatores de risco em função da evolução da situação económica. No seguimento do primeiro objetivo, assim como dos objetivos dos capítulos anteriores, surge um segundo objetivo, que diferencia esta análise dos estudos empíricos existentes, que consiste em analisar se os fatores de risco apresentam

comportamento condicional em função da evolução da situação económica, através de duas *proxies*, evolução do mercado e evolução do ciclo de negócios.

Os estudos empíricos existentes utilizam diferentes metodologias de análise, assim como diferentes *proxies* para a liquidez e para o risco idiossincrático. Neste capítulo, o risco idiossincrático das ações é obtido pelo desvio padrão dos resíduos de um modelo com cinco fatores de risco (mercado, dimensão, valor, momento e liquidez) e com rendibilidades mensais, metodologia que não é utilizada em nenhum estudo empírico existente. A metodologia de estimação do risco idiossincrático através do desvio padrão dos resíduos de um modelo de avaliação é utilizada, mas usando o modelo CAPM (Bali, Cakici, Yan, & Zhang, 2005), ou o modelo de três fatores de Fama e French (1993) (Ang *et al.*, 2006). Bali e Cakici (2008) e Fu (2009) referem que o efeito do risco idiossincrático no mercado pode depender da frequência dos dados utilizados na estimação desta variável.³⁹

Relativamente à liquidez, é utilizado o *turnover*. Primeiro, porque é a *proxy* de liquidez mais utilizada nos estudos. Segundo, os trabalhos empíricos que utilizam diferentes *proxies* de liquidez, verificam que os resultados obtidos não são diferentes com a utilização de diferentes *proxies* (Chang, Faff & Hwan, 2010; Lam & Tam, 2011).

Um outro contributo deste estudo é que não existe nenhum trabalho empírico que analise a capacidade explicativa dos seis fatores de risco, em análise neste capítulo. Mendonça *et al.* (2012) analisam um modelo constituído por seis variáveis explicativas da rendibilidade das ações, para uma amostra de ações cotadas no Brasil, mas a metodologia utilizada é diferente. Os autores utilizam dois métodos de estimação do risco idiossincrático: o desvio padrão dos resíduos da regressão do modelo de três fatores de Fama e French (1993) e, o modelo exponencial GARCH (EGARCH - *Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic Model*). Na análise à capacidade explicativa da rendibilidade das ações utilizam regressões seccionais com as variáveis específicas das ações: coeficiente beta (estimado através do modelo de mercado), capitalização bolsista, *book-to-market*, rendibilidades passadas, liquidez e risco idiossincrático. Também não existe nenhum trabalho empírico que analise um modelo com seis fatores de risco condicional com a evolução da situação económica.

³⁹ A maioria dos estudos existentes utiliza na análise empírica dados diários ou semanais.

Este capítulo está organizado da seguinte forma. A próxima secção apresenta a revisão da literatura sobre os fatores de risco que são analisados neste capítulo: liquidez e risco idiossincrático. A secção 4.3. apresenta a metodologia utilizada na pesquisa. A secção 4.4. descreve a amostra. A secção 4.5. apresenta e discute os resultados empíricos. As conclusões finais são apresentadas na secção 4.6.

4.2. Revisão da Literatura

4.2.1. Revisão da Literatura sobre o Efeito Liquidez

A existência de um prémio de risco de liquidez pode ser explicada por vários fatores, de salientar três: a evolução do mercado, a assimetria de informação e, as políticas adotadas pelas empresas. Liu (2006) refere que a liquidez é relevante quando o mercado está em queda ou existe expectativa de entrar em queda. Investidores com maior aversão ao risco preferem investir em ações mais líquidas, com menor risco. Para Brennan e Subrahmanyam (1996) os investidores que possuem menor informação ao terem a percepção da existência de investidores com maior informação ou com informação privilegiada optam por não negociar no mercado, provocando a redução da liquidez. A assimetria de informação provoca o aumento do *bid-ask spread* e reduz a liquidez. Liu (2006) refere que são as políticas financeiras adotadas pelas empresas que afetam a liquidez das suas ações. Os investidores como são avessos ao risco não investem em ações de empresas com maior probabilidade de falência e/ou que possuem gestores não muito eficientes, como consequência a liquidez destas ações diminui.⁴⁰ Amihud e Mendelson (1988) defendem que são as características específicas das empresas assim como as políticas que adotam, que determinam em parte a liquidez das suas ações.⁴²

⁴⁰ Uma empresa para aumentar a liquidez dos seus títulos deve: divulgar voluntariamente a informação, reduzindo assim a diferença de informação entre investidores, colocar as ações à cotação em mercados organizados e, reduzir a concentração de capital.

⁴² A título de exemplo, para Amihud *et al.* (2005) quando os dividendos aumentam, os investidores com menor informação criam expectativas do crescimento dos dividendos no futuro, provocando um aumento da cotação, daí a existência de uma relação entre cotação e liquidez das ações com os dividendos, política adotada pela empresa.

A liquidez é uma variável não observável daí a necessidade de um indicador que a permita medir. Os estudos que analisam a capacidade explicativa da liquidez na rentabilidade das ações utilizam diferentes *proxies*, diferentes quer na complexidade de cálculo, quer na dimensão do fenómeno que conseguem captar. A Tabela 4.1 apresenta as diferentes *proxies* de liquidez ou iliquidez utilizadas em estudos anteriores.

Na Tabela 4.1 verifica-se que o *turnover* é uma das *proxies* mais utilizada nos estudos empíricos, assim como o volume de negociação e o *return-to-volume*.

Um dos primeiros autores a desenvolver uma análise empírica ao efeito da liquidez na avaliação das ações é Amihud e Mendelson (1986). Os autores constatarem em uma amostra de ações cotadas na NYSE entre 1960 a 1980 e a *proxy bid-ask spread*, que a rentabilidade é função crescente de duas variáveis, o coeficiente beta e a iliquidez. Os autores estabelecem duas proposições: (1) o efeito clientela, estabelece que em equilíbrio os ativos com *spreads* elevados são para investimentos a longo prazo e, (2) em equilíbrio a rentabilidade é função linear, crescente e côncava da iliquidez da ação (*bid-ask spread*).⁴³ Estes resultados são confirmados por Amihud e Mendelson (1988) e Atkins e Dyl (1997). Em estudo posterior, Amihud e Mendelson (1991) com uma amostra de ações cotadas na NYSE, durante o *crash* da bolsa de Nova York, em 1987, confirmam os resultados dos seus estudos anteriores (Amihud & Mendelson, 1986, 1988). Os períodos de queda da liquidez das ações são acompanhados de redução dos preços das mesmas e de um aumento do *bid-ask spread*. Após o período de crise, verifica-se a inversão desta tendência.

Brennan e Subrahmanyam (1996) referem que o *bid-ask spread* não é uma boa medida de iliquidez das ações⁴⁴. Esta crítica leva ao desenvolvimento/aparecimento de novas *proxies* de liquidez.

⁴³ As ações com menor liquidez são negociadas menos frequentemente e, os custos de transação destas são amortizados durante longos períodos, para diluir o efeito do aumento dos custos de transação. Um investimento a longo prazo pode ser maximizado se a opção for de ações com *bid-ask spread* elevados (efeito clientela do *bid-ask spread*). Ao contrário, num investimento em período curto, deve-se optar por ações mais líquidas, porque possuem menores custos, facilitando a negociação de forma rápida e sem perdas de valor.

⁴⁴ Para os autores muitas das transações de grande volume de ações ocorrem fora do *bid-ask spread* e muitas das transações de pequeno volume ocorrem dentro desta *proxy*, distorcendo esta medida.

Tabela 4.1
Proxies da Liquidez

Na tabela encontram-se as diferentes *proxies* de liquidez e respetiva definição, bem como a dimensão que cada uma capta do fenómeno da liquidez e quais os estudos em que são utilizadas.

<i>Proxies de Liquidez</i>	<i>Dimensão da (I)liquidez</i>	<i>Estudos Empíricos</i>
<i>Turnover</i> Quociente entre a quantidade de ações negociadas pela quantidade de ações em circulação.	<i>Liquidez</i> Quantidade de transações	Chan e Faff (2003), Chang <i>et al.</i> (2010), Correia, Amaral e Bressan (2008), Datar, Naik e Radcliffe (1998), Jun, Marathe e Shawky (2003), Keene e Peterson (2007), Lam e Tam (2011), Marshall e Young (2003), Unlu (2013) e Vo e Batten (2010).
<i>Desvio padrão do turnover</i> Desvio padrão do <i>turnover</i> .	<i>Liquidez</i> Variabilidade da quantidade de transações	Chordia, Subrahmanyam e Anshuman (2001), Keene e Petersen (2007) e, Lam e Tam (2011).
<i>Coefficiente de variação do turnover</i> Quociente entre o desvio padrão do <i>turnover</i> pela média do <i>turnover</i> .	<i>Liquidez</i> Variabilidade da quantidade de transações	Jun <i>et al.</i> (2003), Keene e Petersen (2007) e, Lam e Tam (2011).
<i>Volume de negociação ou Quantidade de negociação</i> Ações negociadas em unidades monetárias ou em quantidade respetivamente. O volume de negociação pode ser expresso em unidades monetárias ou em logaritmo desta variável.	<i>Liquidez</i> Volume ou quantidade de transações	Brenann Chordia e Subrahmanyam (1998), Correia <i>et al.</i> (2008), Glaser e Weber (2003), Jun <i>et al.</i> (2003), Keene e Peterson (2007), Lam e Tam (2011), Lee e Swaminathan (2000) e, Nguyen e Puri (2009).
<i>Desvio padrão do volume de negociação ou da quantidade de negociação</i> Desvio padrão do volume de negociação, ou da quantidade de negociação.	<i>Liquidez</i> Variabilidade do volume ou quantidade de transações	Chordia <i>et al.</i> (2001), Keene e Petersen (2007) e, Lam e Tam (2011).
<i>Coefficiente de variação do volume ou da quantidade de negociação</i> Quociente entre o desvio padrão do volume ou quantidade de negociação pela média do volume ou quantidade de negociação.	<i>Liquidez</i> Variabilidade do volume ou da quantidade de transações	Keene e Petersen (2007) e Lam e Tam (2011).
<i>Bid-ask spread</i> A diferença entre o preço de venda (<i>ask price</i>) e o preço de compra (<i>bid price</i>) de uma ação.	<i>Iliquidez</i> Custos de transação	Amihud e Mendelson (1986, 1988, 1991), Atkins e Dyl (1997), Braga e Securato (2007), Brennan e Subrahmanyam (1996) e, Marshall e Young (2003).

Tabela 4.1
Proxies da Liquidez (continuação)

Proxies de Liquidez	Dimensão da (I)liquidez	Estudos Empíricos
<p>Spread amortizado Produto do <i>spread</i> com o <i>turnover</i>. O <i>spread</i> é o quociente entre a diferença absoluta entre o preço de fecho e o preço médio pelo preço de fecho.</p>	<p>Iliquidez Custos de transação (impacto nos preços)</p>	<p>Chalmers e Kadlec (1998).</p>
<p>Return-to-volume Quociente entre o valor absoluto da rentabilidade da ação e o volume negociado da ação⁴⁵.</p>	<p>Iliquidez Impacto nos preços e quantidade de transações</p>	<p>Acharya e Pedersen (2005), Amihud (2002), Anthonisz e Putniš (2013), Chang <i>et al.</i> (2010), Hwang e Lu (2007), Lam e Tam (2011), Lee (2011) e, Vieira e Milach (2008).</p>
<p>Tunover padronizado</p> $LMx = \left[NZD + \frac{1}{x\text{-months turnover}} \right] \times \frac{21 \times x}{NoTD}$ <p>Em que: LMx – <i>liquidity measures of a security</i>, representa o indicador de liquidez padronizada nos últimos x meses (um, seis ou doze meses), NZD - <i>number of zero daily volumes in prior x months</i> e NoTD - <i>total number of trading day in the market over the prior x months</i>, são o número de dias sem negociação e com negociação da ação nos últimos x meses respetivamente, <i>x-months turnover</i> é o turnover médio dos últimos x meses (obtido da média do turnover dos x meses). Considera-se que 21 era o número de dias com negociação em um mês. O deflador é escolhido de tal forma que o quociente deste permita obter um valor entre zero e um ($0 < [(1/x\text{-months turnover})/deflator] < 1$).</p>	<p>Liquidez Várias dimensões de liquidez, com ênfase na velocidade de negociação</p>	<p>Chang <i>et al.</i> (2010), Lam e Tam (2011) e, Liu (2006, 2009).</p>

⁴⁵ Este indicador pode ser interpretado como uma resposta do preço da ação a uma unidade monetária de negociação.

Chalmers e Kadlec (1998) numa amostra de ações cotadas nos EUA entre 1983 a 1992, verificam uma relação positiva e significativa entre o *spread* amortizado e a rendibilidade, após terem controlado o efeito do coeficiente beta, do rácio *book-to-market* e da dimensão. A relação positiva (negativa) entre iliquidez (liquidez) e rendibilidade é confirmada em vários estudos. Brennan, Chordia e Subrahmanyam (1998) numa amostra de ações cotadas nos EUA entre 1966 a 1995, constataam que: (1) as variáveis características da ação, dimensão, *book-to-market*, rendibilidades passadas e logaritmo do volume de negociação (*proxy* da liquidez) apresentam capacidade explicativa da rendibilidade das ações e que, (2) existe uma relação negativa entre liquidez e rendibilidade. Esta última evidência é confirmada por Datar *et al.* (1998) com a *proxy* de liquidez *turnover* para o mercado dos EUA entre 1962 a 1991. A relação negativa entre as duas variáveis persiste após a introdução de outras variáveis no modelo, como a dimensão, o *book-to-market* e, o coeficiente beta. Chan e Faff (2003) constataam que o *turnover* está negativamente relacionado com a rendibilidade de ações cotadas na Austrália. Amihud (2002) utiliza uma nova *proxy* da liquidez, o *return-to-volume*, interpretado como a resposta do preço da ação face a uma unidade de volume de negociação da mesma. Numa amostra de ações cotadas nos EUA no período de 1964 a 1997, verifica que a rendibilidade é uma função crescente da iliquidez, quer numa análise seccional, quer numa análise temporal. O efeito dimensão está relacionado com a liquidez e, a liquidez afeta em maior amplitude a rendibilidade das ações de pequena dimensão.

Os estudos empíricos citados constataam a existência de um prémio de risco de liquidez, considerando a liquidez como uma característica da ação e não um fator de risco. Pastor e Stambaugh (2003) acrescentam o fator de risco liquidez ao modelo de quatro fatores de Carhart (1997) numa amostra de ações cotadas nos EUA. O modelo com os cinco fatores de risco apresenta capacidade explicativa e, são as ações mais ilíquidas que proporcionam em média uma rendibilidade anual superior mesmo depois de ajustada pelos quatro fatores de risco.

Acharya e Pedersen (2005) propõem um modelo com dois fatores de risco, mercado e liquidez, conhecido por *Liquidity-adjusted* CAPM (L-CAPM) ou por modelo de dois fatores, por ser uma versão alargada do CAPM. Numa amostra de ações cotadas nos EUA entre 1963 a 1999 constataam que o L-CAPM evidencia maior capacidade explicativa da rendibilidade das ações que o modelo CAPM. O modelo L-CAPM revela capacidade

explicativa quando as carteiras são constituídas com base na liquidez e na dimensão, mas o mesmo não se verifica quando o critério é o *book-to-market*. Kim e Lee (2014) constata na análise ao modelo de Acharya e Pedersen (2005) que os resultados são sensíveis à medida de liquidez utilizada.

Liu (2006) para uma amostra de ações cotadas nos EUA no período de 1960 a 2003 e a *proxy* de liquidez, *turnover* padronizado, constata: (1) uma relação negativa entre o *turnover* padronizado e a rendibilidade, (2) o fator liquidez apresenta uma correlação elevada com o mercado, quando o mercado está em baixa a liquidez das ações diminui e, é exigido pelos investidores um maior prémio de risco pela liquidez,⁴⁶ (3) o modelo com os dois fatores, mercado e liquidez, é explicativo da rendibilidade das ações e revela ser superior aos modelos CAPM e de três fatores de Fama e French (1993) e, (4) o prémio de liquidez incorpora anomalias relacionadas com os fatores de risco dimensão, valor, fluxos de caixa (*cash-flow-to-price*), dividendos (*earnings-to-price*) e preço das ações. Liu (2009) para um período de tempo mais dilatado e com rendibilidades diárias conclui que o prémio de liquidez é sistemático, mas o mesmo não é verificado nos fatores dimensão, valor e momento. Os resultados continuam a evidenciar que o modelo com dois fatores (mercado e liquidez) apresenta melhor capacidade explicativa da rendibilidade das ações que o modelo CAPM e que o modelo de três fatores de Fama e French (1993).

Keene e Petersen (2007) constata em ações cotadas nos EUA entre 1963 a 2002 que o modelo com cinco fatores de risco (mercado, dimensão, valor, momento e liquidez⁴⁷) apresenta capacidade explicativa da rendibilidade. No entanto, a constante do modelo, evidencia ser estatisticamente diferente de zero na maioria dos modelos, evidenciando a existência de parte da variação da rendibilidade não explicada pelos cinco fatores do modelo. Hwang e Lu (2007) numa análise seccional em ações cotadas no Reino Unido entre 1991 a 2004, verificam que o prémio de risco liquidez é estatisticamente significativo mesmo depois de ajustado pelos fatores de risco dimensão, valor, momento e algumas variáveis macroeconómicas. Resultados similares são obtidos por Foran, Hutchinson e O'Sullivan (2014) numa amostra de ações cotadas no Reino Unido durante a recente crise financeira (1997 a 2009). Os autores constata que o fator de risco liquidez é estatisticamente significativo mesmo depois de controlado pelos fatores de risco mercado,

⁴⁶ Constatam prémios de risco de liquidez significativos nos períodos de queda acentuada de liquidez, períodos caracterizados de recessão económica e financeira, como a recessão 1972-1974 e o *Crash* de 1987.

⁴⁷ Utiliza várias *proxies* de liquidez: (1) volume de negociação, (2) *turnover*, (3) desvio padrão do volume de negociação, (4) desvio padrão do *turnover*, (5) coeficiente de variação do volume de negociação e (6) coeficiente de variação do *turnover*.

dimensão e valor. O fator momento ao ser incluído no modelo, vai explicar parte do efeito risco de liquidez, mas este fator continua a ser estatisticamente significativo.

Lam e Tam (2011) utilizam nove *proxies* de liquidez⁴⁸ numa amostra de ações cotadas em Hong Kong entre 1981 a 2004. Na amostra a liquidez é um importante fator de risco na avaliação das ações, mesmo depois de controlar para outros fatores de risco. Após analisarem vários modelos compostos por várias combinações de fatores de risco, concluem que o modelo com maior capacidade explicativa da rendibilidade contém os fatores de risco: mercado, dimensão, valor e liquidez. O fator momento revela não ser explicativo da rendibilidade. Chang *et al.* (2010) utilizam uma amostra de ações negociadas no mercado japonês e várias *proxies* da liquidez.⁴⁹ Confirmam a existência de uma relação negativa (positiva) entre a liquidez (iliquidez) e a rendibilidade. A relação entre as duas variáveis não é verificada na especificação que utiliza a *proxy turnover* padronizado.

Korajczyk e Sadka (2008) constataam a existência de uma relação negativa entre liquidez⁵⁰ e rendibilidade numa amostra de ações cotadas nos EUA entre 1992 a 2000. Idênticas conclusões são obtidas por, Lee (2011) numa amostra constituída por cinquenta países, desenvolvidos e emergentes, entre 1988 a 2007 e a *proxy* de liquidez *return-to-volume* e, Anthonisz e Putniš (2013) em ações cotadas nos EUA.

No entanto, nem todos os estudos concluem sobre a existência de uma relação negativa (positiva) entre a rendibilidade e a liquidez (iliquidez). Existem estudos que constataam a relação entre as duas variáveis mas de sinal contrário.

Lee e Swaminathan (2000) constataam numa amostra de ações cotadas nos EUA no período de 1965 a 1995 que: (1) o efeito momento é maior em ações de maior volume de negociação e que, (2) considerando uma estratégia 6x6 (seis meses, de seleção e de manutenção da carteira) a carteira constituída por ações de maior volume de negociação proporciona uma rendibilidade superior à carteira constituída por ações de menor volume de negociação. Iguais conclusões obtêm Glaser e Weber (2003) em ações de empresas de grande dimensão cotadas na Alemanha e em estratégia de momento de seis meses.

⁴⁸ As nove *proxies* de liquidez utilizadas são: (1) *turnover*, (2) volume de negociação, (3) desvio padrão do *turnover*, (4) desvio padrão do volume de negociação, (5) coeficiente de variação do *turnover*, (6) coeficiente de variação do volume de negociação (7) liquidez de Pastor e Stambaug (2003), (8) *return-to-volume* e, (9) *turnover* padronizado.

⁴⁹ As *proxies* de liquidez utilizadas são: (1) *turnover*, (2) *turnover* padronizado, (3) *return-to-volume*, (4) a proporção de dias que nos últimos três meses a rendibilidade da ação é nula e (5) a proporção de dias que nos últimos três meses a ação é negociada.

⁵⁰ Análisaam a relação entre a rendibilidade e um fator global de liquidez, obtido através da análise de componentes principais, constituído por uma combinação linear de oitos *proxies* de liquidez.

Marshall e Young (2003) verificam uma relação negativa entre a liquidez (medida pelo *bid-ask-spread* e *turnover*) e a rendibilidade e, uma ausência de qualquer relação quando é utilizado o *spread* ajustado pelo volume de negociação, em ações cotadas no mercado australiano no período de 1994 a 1998. Face aos resultados, os autores concluem que o efeito negativo do *bid-ask spread* serve como *proxy* para uma variável de risco com influência sobre a cotação das ações, não explicada pelo modelo de três fatores de Fama e French (1993). Resultados idênticos são obtidos por Brennan e Subrahmanyam (1996). Nos dois estudos, a relação entre liquidez e rendibilidade depende da *proxy* de liquidez utilizada.

Bekaert, Harvey e Lundblad (2007) constatarem em mercados emergentes que a *proxy* de liquidez, média mensal do número de dias com rendibilidade nula, explica a rendibilidade futura, mas o mesmo não é verificado quando é utilizado a *proxy* volume de negociação. As alterações inesperadas na liquidez estão positivamente correlacionadas com alterações de rendibilidade e negativamente correlacionadas com alterações no *dividend yield*.⁵¹

Chordia *et al.* (2001) em ações cotadas nos EUA verificam uma relação negativa entre as duas *proxies* da liquidez (desvio padrão do volume de negociação e do *turnover*) e a rendibilidade, mesmo depois de controlado o efeito dimensão, *book-to-market*, momento, volume de negociação e *turnover*.⁵²

Nguyen e Puri (2009) numa amostra dos EUA entre 1963 a 2004 constatarem: (1) a existência de uma relação positiva entre liquidez e rendibilidade e, (2) com a introdução do fator liquidez no modelo de três fatores, a capacidade explicativa do fator dimensão diminui, pelo que concluem que a dimensão pode ser uma *proxy* da liquidez na explicação da rendibilidade. Esta relação também é verificada por Jun *et al.* (2003) com três *proxies* da liquidez (*turnover*, volume de negociação e coeficiente de variação do *turnover*) em ações cotadas em 27 mercados emergentes entre 1992 a 1999. Apesar dos resultados similares, os autores concluem que o *turnover* é a *proxy* que melhor reflete a liquidez. O baixo nível de integração entre os mercados, emergentes e desenvolvidos, é a explicação dos autores para a relação positiva entre as duas variáveis. A mesma relação positiva é

⁵¹ *Dividend yield* é o quociente entre o dividendo por ação e a cotação da ação.

⁵² Para Correia e Amaral (2008) todos os estudos que incluem o desvio padrão do volume de negociação e/ou o desvio padrão do *turnover*, ou ainda o coeficiente de variação destas duas variáveis, revelam a existência de uma relação negativa entre estas *proxies* e a rendibilidade das ações, pelo que não é corroborada a hipótese de aversão dos investidores à flutuação da liquidez das ações.

encontrada por Correia *et al.* (2008) no Brasil para todas as medidas de liquidez analisadas (*turnover*, volume e quantidade de negociação) e, Vo e Batten (2010) no mercado Vietenamita. Unlu (2013) no mercado da Turquia entre julho/1992 a junho/2011 constata a capacidade explicativa dos fatores de risco, mercado, dimensão, valor, momento e liquidez.

Hwang e Lu (2007) verificam a existência de um prêmio de risco liquidez (*proxy return-to-volume*), após ajustado pelos fatores de risco dimensão, valor, momento e algumas variáveis macroeconómicas. Estes resultados são obtidos numa análise seccional em ações cotadas no Reino Unido entre 1991 a 2004.

Outros estudos empíricos concluem pela não existência de qualquer relação entre rendibilidade e liquidez, em maior número os que utilizam amostras de países emergentes, de referir, Braga e Securato (2007) e Vieira e Milach (2008). Lischewski e Voronkova (2012) numa análise em países emergentes da Europa Central e Oriental entre 1996 e 2009, concluem que os fatores, mercado, dimensão e valor, explicam a rendibilidade das ações, mas a liquidez não é um fator de risco explicativo da rendibilidade das ações.

4.2.2. Revisão da Literatura sobre o Efeito Idiossincrático

Na década de noventa surgem vários estudos empíricos que analisam a existência de um prêmio de risco idiossincrático na explicação da rendibilidade das ações.

Os estudos empíricos que analisam esta temática utilizam duas metodologias diferentes para a determinação do risco idiossincrático, o método indireto e o método direto. O método indireto determina a volatilidade idiossincrática de uma ação através da variância da rendibilidade. Este método é mais utilizado em estudos anteriores a 2003, de destacar, Campbell *et al.* (2001), Goyal e Santa Clara (2003), Malkiel e Xu (1997, 2006) e, Xu e Malkiel (2003). O método direto determina a volatilidade idiossincrática de uma ação através do desvio padrão dos resíduos da estimação de um modelo, o modelo CAPM ou o modelo de três fatores de Fama e French (1993). Uma outra metodologia é utilizada por Fu (2009) através do modelo EGARCH.

Xu e Malkiel (2003) defendem que os dois métodos de determinação do risco idiossincrático apresentam resultados semelhantes, no entanto o método indireto apresenta valores superiores para a volatilidade idiossincrática que o método direto. Após esta verificação empírica, assiste-se a uma tendência de utilização do método direto na determinação do risco idiossincrático.

Os estudos existentes não são unânimes na confirmação da relação positiva entre risco idiossincrático e rendibilidade, alguns constataam uma relação negativa ou até mesmo a ausência de qualquer relação entre as duas variáveis. Apesar de não existir um consenso de qual a relação entre as duas variáveis, a maioria destes estudos concluem que a volatilidade idiossincrática é um fator que deve ser incluído nos modelos de avaliação das ações. Guo e Savickas (2006) afirmam que a relação entre risco idiossincrático e rendibilidade pode ser positiva ou negativa consoante a periodicidade dos dados utilizados na determinação deste fator de risco. No entanto, os estudos são unânimes ao constatarem que o risco idiossincrático está a aumentar ao longo do tempo. Kearney e Poti (2008) verificam um aumento do risco idiossincrático e de mercado numa amostra de doze países pertencentes à zona Euro no período de 1974 a 2004. No ano de 1974 são necessárias 35 ações para reduzir o risco idiossincrático, comparativamente a 166 ações no ano de 2003.

Malkiel e Xu (1997) verificam a existência de uma relação positiva entre risco idiossincrático e rendibilidade e, este risco apresenta uma tendência crescente. O risco idiossincrático é obtido através do método indireto com rendibilidades mensais de ações cotadas nos EUA entre 1963 a 1994. Em estudo posterior, Malkiel e Xu (2002) confirmam a relação positiva em especificações seccionais, de ações cotadas nos EUA e Japão. Concluem que o risco idiossincrático é mais importante na explicação da rendibilidade que as variáveis dimensão e o coeficiente beta. Malkiel e Xu (2006) confirmam novamente a mesma relação entre as duas variáveis. Ooi, Wang e Webb (2009) verificam que a volatilidade idiossincrática é maior em períodos de queda de mercado. Drew e Veeraraghavan (2002) numa amostra de ações nos mercados da Ásia (Hong Kong, Índia, Malásia e Filipinas) no período de 1995 a 1999, verificam que ações de empresas de pequena dimensão e de elevado risco (determinado pelo método indireto) proporcionam rendibilidades superiores. Drew, Naughton e Veeraraghavan (2005) verificam que a dimensão, o valor e o risco idiossincrático são fatores de risco explicativos da rendibilidade das ações cotadas na China.

Goyal e Santa-Clara (2003) constataam a existência de uma relação positiva e significativa entre o risco idiossincrático⁵³ num determinado mês e a rendibilidade no mês seguinte, em ações cotadas nos EUA entre agosto/1963 a dezembro/1999. Bali *et al.* (2005) demonstram que os resultados de Goyal e Santa-Clara (2003) não são consistentes quando é utilizado um período mais longo.

Fu e Schutte (2010) para ações cotadas nos EUA entre 1980 e 2007, verificam a existência de uma relação positiva entre risco idiossincrático, determinado pelo método indireto e, esta relação é mais forte para os investidores individuais do que para os investidores institucionais.⁵⁴

A relação positiva entre risco idiossincrático e rendibilidade é confirmada em vários estudos empíricos e não apenas nos estudos acima referidos. Brockman, Schutte e Yu (2009) em trinta e seis de quarenta e quatro mercados internacionais analisados, no período de 1980 a 2007. Pukthubthong-Le e Visaltanachoti (2009) em trinta e seis países no período de 1973 a 2007. Fu e Schutte (2010) entre 1980 a 2007 e, Kotiaho (2010) entre 1971 a 2008, ambos com amostras de ações cotadas nos EUA. Ricca (2010) e, Cia e Kayo (2010) no Brasil. Wu, Nartea e Gan (2011) numa amostra de ações cotadas em Hong Kong no período de 1980 a 2007. Wu *et al.* (2011) concluem que o efeito risco idiossincrático positivo não pode ser explicado pelo efeito dimensão, valor e momento.

Mendonça *et al.* (2012) numa amostra de ações cotadas no Brasil em modelos seccionais constataam a existência de uma relação positiva entre rendibilidade e o risco idiossincrático, a dimensão e a liquidez e, uma relação negativa com o valor e o momento.

Liu e Iorio (2012) numa amostra de ações cotadas na Austrália entre 1993 a 2010, verificam que: (1) o fator de risco idiossincrático é explicativo da rendibilidade das ações, mesmo quando este fator de risco é incluído no modelo de três fatores de Fama e French (1993), (2) o fator de risco dimensão está relacionado com o fator de risco idiossincrático e este pode substituir o fator de risco dimensão no modelo de três fatores e, (3) o fator de risco idiossincrático existe em períodos de expansão e de recessão da economia, mas este

⁵³ O risco idiossincrático mensal de uma ação é obtido da média da variância da rendibilidade da ação ponderada pela capitalização bolsista.

⁵⁴ Os investidores institucionais (instituições financeiras) possuem carteiras mais diversificadas que os investidores individuais. Se existe uma relação positiva entre risco idiossincrático e rendibilidade, esta relação deve ser mais forte (mais fraca) em ações detidas por investidores individuais (institucionais).

fator apresenta maior capacidade explicativa da rendibilidade das ações em situações de economia em expansão do que em situações de economia em recessão.⁵⁵

No entanto, nem todos os estudos são favoráveis à existência de uma relação positiva entre o risco idiossincrático e rendibilidade. Bali *et al.* (2005) numa amostra de ações cotadas nos EUA constatam não existir qualquer relação entre as duas variáveis, após controlar o efeito dimensão, liquidez e nível de preços. O mesmo é constatado por Bali e Cakici (2008) no mesmo mercado entre 1958 a 2004. Resultados idênticos são obtidos por Galdi e Securato (2007) para uma amostra de rendibilidades diárias de ações cotadas no Brasil entre janeiro/1999 a março/2006.

Angelis (2010) numa amostra de vinte e quatro países emergentes conclui que o risco idiossincrático é explicativo da rendibilidade apenas em conjunto com o risco de mercado. A percentagem de volatilidade atribuída ao risco idiossincrático de uma ação é menor em mercados emergentes do que em mercados desenvolvidos. Huang, Wald e Martell (2013) constatam em mercados emergentes que o risco idiossincrático está positivamente relacionado com a rendibilidade das ações, mas a liberalização dos mercados provoca uma diminuição deste efeito.

Outros estudos encontram evidência de uma relação negativa entre risco idiossincrático e rendibilidade. Guo e Savickas (2006) verificam uma relação negativa entre rendibilidade e risco idiossincrático, determinado pelo método indireto com rendibilidades trimestrais de ações cotadas nos EUA no período de 1926 a 2005. Os autores argumentam que a relação positiva entre as duas variáveis encontrada em estudos anteriores pode ser devido à periodicidade dos dados ser diferente da utilizada. Nartea, Wu e Yao (2010) no mercado Chinês também constatam uma relação negativa entre as duas variáveis. Mas, verificam existir uma relação positiva entre as duas variáveis em ações cotadas nos mercados da Singapura, Malásia, Indonésia e Tailândia no período de 1990 a 2007.

Ang *et al.* (2006) estimam o risco idiossincrático através do método direto e do modelo de três fatores de Fama e French (1993) numa amostra de ações com periodicidade diária cotadas nos EUA entre 1963 a 2000. Os autores verificam que as carteiras constituídas por ações de menor risco idiossincrático proporcionam rendibilidades superiores às carteiras constituídas por ações de maior risco idiossincrático. As variáveis

⁵⁵ O autor utiliza a *proxy* da situação económica a fase da evolução do ciclo de negócios do país, em recessão ou em expansão.

dimensão, *book-to-market*, alavancagem, liquidez, *turnover*, *bid-ask spread*, *coskewness* e momento não explicam a relação negativa do risco idiossincrático. Em estudo posterior, Ang, Hodrick, Xing e Zhang (2009) confirmam os resultados obtidos em 2006, numa amostra de ações constituída por vinte e três países no período de 1980 a 2003. Os autores indicam potenciais explicações para a existência da relação negativa entre risco idiossincrático e rendibilidade: (1) a existência de informação privada para alguns investidores, (2) a existência de custos de transação, (3) a cobertura de analistas financeiros, (4) a propriedade institucional e, (5) a *skewness* (assimetria).

As conclusões destes autores são contestadas por Fu (2009), ao defender que os resultados de Ang *et al.* (2009) devem-se à utilização de ações de empresas de pequena dimensão, que apresentam elevada volatilidade idiossincrática. Fu (2009) propõe uma nova abordagem para estimar o risco idiossincrático, o modelo EGARCH, que capta as propriedades de séries temporais de volatilidade, assim como a assimetria. Fu (2009) conclui que existe uma tendência crescente do risco idiossincrático, assim como uma relação positiva entre o risco idiossincrático e a rendibilidade das ações.

4.3. Metodologia

Os estudos empíricos analisados na secção anterior, com amostras de diferentes países e em diferentes períodos, não são unânimes no que diz respeito à capacidade explicativa dos fatores de risco liquidez e risco idiossincrático na rendibilidade das ações. Acrescenta-se ainda, que nalguns estudos, os dois fatores de risco apresentam capacidade explicativa da rendibilidade das ações, mas deixam de apresentar quando outros fatores de risco são incluídos no modelo.

Na análise empírica anterior, capítulos dois e três, constata-se que os resultados obtidos individualmente para os mercados de cada um dos países (Alemanha, França e Itália) não diferem dos resultados obtidos para o mercado da Europa. Assim, é opção neste capítulo desenvolver a análise empírica para o mercado da Europa, que inclui cinco países (Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal). O estudo empírico desenvolvido apresenta

uma estrutura e metodologia idêntica à realizada no capítulo anterior. O objetivo é avaliar a capacidade explicativa de dois fatores adicionais de risco: liquidez e risco idiossincrático, depois de controlar para os restantes quatro fatores de risco analisados no capítulo anterior (mercado, dimensão, valor e momento). Um segundo objetivo é avaliar a capacidade explicativa dos fatores de risco, nos modelos com cinco e seis fatores, em função da evolução da situação económica, através de duas *proxies*, a evolução do mercado (em alta e em baixa) e, a evolução do ciclo de negócios (em expansão e em recessão). Pretende-se também verificar na análise condicional através de duas *proxies*, se é ou não indiferente a forma como é medida a evolução da situação económica.

Para alcançar estes objetivos, são enunciadas as seguintes hipóteses de pesquisa:

- H₁: O fator adicional de risco liquidez, adicionado no modelo de quatro fatores (mercado, dimensão, valor e momento) é explicativo da rentabilidade das ações no mercado Europeu.
- H₂: O fator adicional de risco idiossincrático, adicionado no modelo de cinco fatores (mercado, dimensão, valor, momento e liquidez) é explicativo da rentabilidade das ações no mercado Europeu.
- H₃: O modelo com cinco fatores de risco (mercado, dimensão, valor, momento e liquidez) é superior ao modelo de quatro fatores de Carhart (1997) na explicação da rentabilidade das ações no mercado Europeu.
- H₄: O modelo com seis fatores de risco (mercado, dimensão, valor, momento, liquidez e risco idiossincrático) é superior ao modelo de cinco fatores na explicação da rentabilidade das ações no mercado Europeu.
- H₅: Os fatores de risco apresentam comportamento condicional com a evolução da situação económica, através das *proxies*, evolução de mercado e evolução do ciclo de negócios, na explicação da rentabilidade das ações no mercado Europeu.

A análise desenvolvida utiliza os dados agregados em vinte e cinco carteiras, para testar as hipóteses enunciadas. São estimadas regressões temporais para cada uma das carteiras representadas pelas seguintes equações:

$$R_{j,t} - Rf_t = a_j + b_{j1} \times (Rm_t - Rf_t) + s_{j1} \times SMB_t + h_{j1} \times HML_t + m_{j1} \times WML_t + l_{j1} \times LLMHL_t + \varepsilon_{j,t} \quad (4.1)$$

$$R_{j,t} - Rf_t = a_j + b_{j1} \times (Rm_t - Rf_t) + s_{j1} \times SMB_t + h_{j1} \times HML_t + m_{j1} \times WML_t + l_{j1} \times LLMHL_t + i_{j1} \times HIMLI_t + \varepsilon_{j,t} \quad (4.2)$$

$$R_{j,t} - Rf_t = a_j + b_{j1} \times (Rm_t - Rf_t) + b_{j2} \times Dm_t \times (Rm_t - Rf_t) + s_{j1} \times SMB_t + s_{j2} \times Dm_t \times SMB_t + h_{j1} \times HML_t + h_{j2} \times Dm_t \times HML_t + m_{j1} \times WML_t + m_{j2} \times Dm_t \times WML_t + l_{j1} \times LLMHL_t + l_{j2} \times Dm_t \times LLMHL_t + \varepsilon_{j,t} \quad (4.3)$$

$$R_{j,t} - Rf_t = a_j + b_{j1} \times (Rm_t - Rf_t) + b_{j2} \times Dcn_t \times (Rm_t - Rf_t) + s_{j1} \times SMB_t + s_{j2} \times Dcn_t \times SMB_t + h_{j1} \times HML_t + h_{j2} \times Dcn_t \times HML_t + m_{j1} \times WML_t + m_{j2} \times Dcn_t \times WML_t + l_{j1} \times LLMHL_t + l_{j2} \times Dcn_t \times LLMHL_t + \varepsilon_{j,t} \quad (4.4)$$

$$R_{j,t} - Rf_t = a_j + b_{j1} \times (Rm_t - Rf_t) + b_{j2} \times Dm_t \times (Rm_t - Rf_t) + s_{j1} \times SMB_t + s_{j2} \times Dm_t \times SMB_t + h_{j1} \times HML_t + h_{j2} \times Dm_t \times HML_t + m_{j1} \times WML_t + m_{j2} \times Dm_t \times WML_t + l_{j1} \times LLMHL_t + l_{j2} \times Dm_t \times LLMHL_t + i_{j1} \times HIMLI_t + i_{j2} \times Dm_t \times HIMLI_t + \varepsilon_{j,t} \quad (4.5)$$

$$R_{j,t} - Rf_t = a_j + b_{j1} \times (Rm_t - Rf_t) + b_{j2} \times Dcn_t \times (Rm_t - Rf_t) + s_{j1} \times SMB_t + s_{j2} \times Dcn_t \times SMB_t + h_{j1} \times HML_t + h_{j2} \times Dcn_t \times HML_t + m_{j1} \times WML_t + m_{j2} \times Dcn_t \times WML_t + l_{j1} \times LLMHL_t + l_{j2} \times Dcn_t \times LLMHL_t + i_{j1} \times HIMLI_t + i_{j2} \times Dcn_t \times HIMLI_t + \varepsilon_{j,t} \quad (4.6)$$

Em que os fatores de risco liquidez e risco idiossincrático no mês t , são $LLMHL_t$ e $HIMLI_t$ respetivamente, a que estão associados os coeficientes l_j e i_j que representam as sensibilidades da rendibilidade em excesso da carteira j face a oscilações dos fatores de risco liquidez e risco idiossincrático, respetivamente. As restantes variáveis apresentam o significado já conhecido.

As equações (4.1) e (4.2) representam os modelos, na versão não condicional, com cinco e seis fatores de risco respectivamente, que contêm os quatro fatores de risco analisados no capítulo anterior, mercado, dimensão, valor e momento e, os dois fatores de risco objeto de análise neste capítulo, liquidez e risco idiossincrático. Estes modelos permitem verificar as quatro primeiras hipóteses enunciadas.

As equações (4.3) e (4.4) representam o modelo de cinco fatores de risco condicional, em função da evolução do mercado (em alta ou em baixa) e, em função da evolução do ciclo de negócios (em expansão ou em recessão) respectivamente. Analogamente, as equações (4.5) e (4.6) representam o modelo de seis fatores de risco condicional, em função da evolução do mercado e, em função da evolução do ciclo de negócios respectivamente. Estes modelos permitem verificar a quinta hipótese enunciada.

Os parâmetros associados às duas variáveis *dummies* (b_{j2} , s_{j2} , h_{j2} , m_{j2} , l_{j2} e i_{j2}) medem o diferencial da rendibilidade em excesso da carteira j face às oscilações dos fatores de risco, de mercado em baixa para mercado em alta nas equações (4.3) e (4.5) ou de ciclo de negócios em recessão para ciclo de negócios em expansão nas equações (4.4) e (4.6).

As oscilações da rendibilidade em excesso da carteira j face às oscilações dos fatores de risco, quando o mercado está em baixa ou o ciclo de negócios está em recessão, são medidas pelos coeficientes “ b_{j1} ”, “ s_{j1} ”, “ h_{j1} ”, “ w_{j1} ”, “ l_{j1} ” e, “ i_{j1} ”. Quando o mercado está em alta ou o ciclo de negócios está em expansão, as oscilações da rendibilidade em excesso da carteira j face às oscilações dos fatores de risco, são medidas pelas somas dos respetivos coeficientes “ $b_{j1}+b_{j2}$ ”, “ $s_{j1}+s_{j2}$ ”, “ $h_{j1}+h_{j2}$ ”, “ $w_{j1}+w_{j2}$ ”, “ $l_{j1}+l_{j2}$ ” e, “ $i_{j1}+i_{j2}$ ”.

Para concluir qual o modelo mais adequado, é utilizado o mesmo teste estatístico do capítulo três, a estatística F do teste GRS (Gibbons *et al.*, 1989), para além de se ter em conta, também como no mesmo capítulo, outros indicadores da qualidade do ajustamento, como: teste de significância individual dos coeficientes, teste de significância global da regressão, teste de hipótese conjunta de alguns coeficientes e, o coeficiente de determinação ajustado. A estatística de GRS é explicitada na secção 3.3 assim como a vantagem desta estatística, ao realizar um teste de hipótese ao conjunto das vinte e cinco constantes do modelo ser igual a zero, considerando as variâncias e covariância dos resíduos das vinte e cinco regressões.

A metodologia utilizada é a mesma do capítulo três, que é a mesma que é utilizada por Fama e French (1993, 2012). Primeiro, são construídos os fatores de risco que são utilizados como variáveis explicativas dos modelos a testar. Posteriormente são construídas as carteiras e determinadas as suas rendibilidades mensais em excesso, para serem utilizadas como variáveis explicadas nos modelos estimados/analísados.

O fator de risco mercado é a diferença entre a rendibilidade de mercado e a rendibilidade do ativo isento de risco em cada um dos meses, isto é, a rendibilidade em excesso de mercado ($R_m - R_f = R_{me}$). A rendibilidade de mercado (R_m) é uma média da rendibilidade de todas as ações existentes na amostra em cada um dos meses ponderada pela sua capitalização bolsista, de acordo com a expressão (3.9). A taxa mensal dos Eurodepósitos em euros a um mês é a *proxy* utilizada para a rendibilidade do ativo isento de risco.

Os fatores de risco dimensão (SMB), valor (HML) e momento (WML) estão explicitados no capítulo três, secção 3.3. Na determinação dos dois fatores de risco adicionais, liquidez e risco idiossincrático, é utilizado a mesma metodologia dos três fatores de risco anteriores. São constituídas dois conjuntos de seis carteiras com base na interseção 2x3, de ME-Liquidez e de ME-Risco Idiossincrático. Primeiro, é utilizada a dimensão (ME) para dividir as ações em dois grupos (carteiras), classificados por *small* – S e *big* – B. Posteriormente é utilizada a variável que se pretende determinar o fator de risco, liquidez ou risco idiossincrático, dividindo cada um dos dois grupos iniciais em três, de acordo com os percentis 30 e 70, resultando seis carteiras. As seis carteiras são constituídas anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades das carteiras são calculadas mensalmente de julho desse ano a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1).

No fator de risco liquidez, LLMHL (*low liquidity minus high liquidity*), é utilizado o *turnover* das ações como *proxy* da liquidez.

O *turnover* de uma ação é o quociente entre o número de ações negociadas pelo número de ações em circulação em determinado período de tempo, de acordo com a seguinte expressão:

$$T_{i,t} = \frac{\text{Número ações negociadas}_{i,t}}{\text{Número ações em circulação}_{i,t}} \quad (4.7)$$

Em que $T_{i,t}$ é o *turnover* da ação i no mês t .

Para Liu (2006) a liquidez apresenta quatro dimensões: a quantidade de negociação, a velocidade de negociação, o custo de negociação e o impacto na cotação. Os estudos empíricos que utilizam várias *proxies* da liquidez, argumentam que pretendem captar diferentes dimensões do fenómeno (Keene & Petersen, 2007; Lam & Tam, 2011). No entanto, a grande maioria dos estudos analisados, não encontram diferenças significativas nos resultados quando são utilizadas diferentes *proxies* de liquidez (Keene & Petersen, 2007; Lam & Tam, 2011). Assim, neste capítulo é utilizada o *turnover* para estudar o efeito da liquidez na explicação da rendibilidade das ações.

Na determinação do fator de risco liquidez é utilizada a liquidez média nos doze meses anteriores à constituição das carteiras, isto é, de julho do ano anterior à constituição da carteira a junho do ano seguinte (julho/t-1 a junho/t).

A liquidez média das ações, isto é *turnover* médio, nos doze meses anteriores à constituição das carteiras, em cada um dos anos, é obtido de uma média simples do *turnover* mensal de cada ação, nos doze meses anteriores à constituição das carteiras, de julho/t-1 a junho/t.

Do processo de divisão das ações resultam seis carteiras constituídas em cada um dos anos, com base na interseção 2×3 de ME-Liquidez, de acordo com o apresentado na Tabela 4.2.

Tabela 4.2
Critério de Constituição das Seis Carteiras para a Determinação do Fator de Risco Liquidez (LLMHL)

A tabela apresenta o critério de constituição de seis carteiras com base na interseção 2×3 de ME-Liquidez para a determinação do fator de risco liquidez (LLMHL).

As carteiras são constituídas anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1). Em cada um dos anos da amostra as ações são divididas em dois grupos com base na mediana das ações ordenadas por ordem crescente da capitalização bolsista de junho de cada ano ($ME_{junho/t}$). Posteriormente, cada um destes dois grupos é novamente dividido com base nos percentis 30 e 70 das ações ordenadas de forma crescente da liquidez, obtida da média simples do *turnover* de cada ação nos doze meses anteriores à constituição das carteiras (julho/t-1 a junho/t). Perfazendo assim seis carteiras da interseção 2×3 de ME-Liquidez para cada ano da amostra.

Percentis Liquidez	Mediana ME	
30	<i>Small and Low Liquidity – SLL</i>	<i>Big and Low Liquidity – BLL</i>
70	<i>Small and Medium Liquidity - SML</i>	<i>Big and Medium Liquidity – BML</i>
	<i>Small and High Liquidity - SHL</i>	<i>Big and High Liquidity – BHL</i>

O fator de risco liquidez, LLMHL (*low liquidity minus high liquidity*) é a diferença da média da rentabilidade das duas carteiras de ações de baixa liquidez e a média da rentabilidade das duas carteiras de ações de elevada liquidez, isto é:

$$LLMHL = \frac{1}{2} (SLL + BLL) - \frac{1}{2} (SHL + BHL) \quad (4.8)$$

Na determinação do fator de risco idiossincrático é utilizado o risco idiossincrático das ações, através do método direto. A volatilidade idiossincrática de uma ação é determinada através do desvio padrão dos resíduos do modelo de cinco fatores de risco (mercado, dimensão, valor, momento e liquidez), representado pela equação (4.1) nos vinte e quatro meses anteriores à constituição das carteiras, isto é, de julho do segundo ano anterior à constituição das carteiras a junho do ano de constituição das carteiras (julho/t-2 a junho/t).

Do processo de divisão das ações resultam seis carteiras constituídas em cada um dos anos, com base na interseção 2×3 de ME-Risco Idiossincrático, de acordo com o apresentado na Tabela 4.3.

Tabela 4.3
Critério de Constituição das Seis Carteiras para a Determinação do Fator de Risco Idiossincrático (HIMLI)

A tabela apresenta o critério de constituição de seis carteiras com base na interseção 2×3 de ME-Risco Idiossincrático para a determinação do fator de risco idiossincrático (HIMLI).

As carteiras são constituídas anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rentabilidades calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1). Em cada um dos anos da amostra as ações são divididas em dois grupos com base na mediana das ações ordenadas por ordem crescente da capitalização bolsista de junho de cada ano (ME_{junho/t}). Posteriormente, cada um destes dois grupos é novamente dividido com base nos percentis 30 e 70 das ações ordenadas de forma crescente do risco idiossincrático, obtido do desvio padrão dos resíduos do modelo de cinco fatores nos vinte e quatro meses anteriores à constituição das carteiras (julho/t-2 a junho/t). Perfazendo assim seis carteiras da interseção 2×3 de ME-Risco Idiossincrático para cada ano da amostra.

Percentis Risco Idiossincrático	Mediana ME	
30	<i>Small and Low Idiosyncratic</i> - SLI	<i>Big and Low Idiosyncratic</i> - BLI
70	<i>Small and Medium Idiosyncratic</i> - SMI	<i>Big and Medium Idiosyncratic</i> - BMI
	<i>Small and High Idiosyncratic</i> - SHI	<i>Big and High Idiosyncratic</i> - BHI

O fator de risco idiossincrático, HIMLI (*high idiosyncratic minus low idiosyncratic*) é a diferença da média da rendibilidade das duas carteiras de ações de alto risco idiossincrático e a média da rendibilidade das duas carteiras de ações de baixo risco idiossincrático, isto é:

$$HIMLI = \frac{1}{2} (SHI + BHI) - \frac{1}{2} (SLI + BLI) \quad (4.9)$$

A metodologia de constituição das carteiras, que são utilizadas como variáveis explicadas das equações (4.1) a (4.6) é semelhante à constituição das seis carteiras para a determinação dos fatores de risco. As carteiras são constituídas anualmente em junho de um determinado ano (junho/t) e as rendibilidades calculadas mensalmente de julho desse ano a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1). São constituídas dois conjuntos de vinte e cinco carteiras, com base na interseção 5x5, utilizando os quintis das variáveis ME-Liquidez e ME-Risco Idiossincrático.

4.4. Descrição dos Dados

4.4.1. Amostra

A amostra utilizada neste capítulo é a mesma que é explicitada nos dois capítulos anteriores. A descrição da amostra, os critérios de seleção das ações a incluir na amostra e a justificação pelos critérios adotados encontram-se no capítulo 2 secção 2.4.1.⁵⁶

O período da amostra, no qual é realizada a estimação dos modelos está compreendido entre julho/1999 e junho/2009, constituindo dez anos de observações mensais, o que perfaz cento e vinte observações mensais. No entanto para a determinação dos dois fatores de risco analisados neste capítulo, LLMHL e HIMLI, são necessárias

⁵⁶ Os dados da amostra são recolhidos da *Datastream*. A amostra é constituída por ações de cinco países Europeus: Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal. Da amostra são excluídas as seguintes empresas: (1) as pertencentes ao sector financeiro, (2) as ações cotadas noutros mercados que não o mercado principal da nacionalidade da empresa, (3) as empresas que encerram o ano em data diferente de 31/Dezembro, (4) as empresas que não apresentam toda a informação requerida e apresentar um valor negativo para o BE e, (5) as ações que não apresentam cotações consecutivas não constantes durante um período mínimo de 24 meses.

observações nos meses anteriores à estimação dos modelos. O fator de risco liquidez, LLMHL, é determinado com base na liquidez das ações (*turnover*) nos doze meses anteriores à constituição das carteiras. A série temporal do *turnover* é determinada desde julho/1998, para ser possível estimar os modelos (4.1), (4.3) e (4.4) com dez anos, perfazendo cento e vinte observações mensais, de julho/1999 a junho/2009. O fator de risco idiossincrático, HIMLI, é estimado com vinte e quatro meses anteriores à constituição das carteiras, isto é, são utilizados vinte e quatro meses da amostra (julho/1999 a junho/2001) e, conseqüentemente os modelos que apresentam este fator de risco, modelos (4.2), (4.5) e (4.6), são estimados com oito anos, noventa e seis rendibilidades mensais, de julho/2001 a junho/2009.

4.4.2. Estatísticas Descritivas das Carteiras

Para a análise aos modelos propostos neste capítulo (equações 4.1 a 4.6), são constituídos dois conjuntos de vinte e cinco carteiras, para serem utilizadas como variáveis explicadas nos modelos.

A metodologia para a constituição das carteiras é semelhante à metodologia seguida para os fatores de risco. As carteiras são constituídas anualmente em junho de cada ano (junho/ t) e as rendibilidades calculadas mensalmente de julho desse ano a junho do ano seguinte (julho/ t a junho/ $t+1$). Primeiro as ações são ordenadas por ordem crescente com base na dimensão de junho de cada ano ($ME_{junho/t}$). Os quintis são utilizados para se formar cinco carteiras com base na variável ME, perfazendo 20% das ações em cada uma das carteiras. Posteriormente, cada uma destas cinco carteiras, são novamente divididas, mas agora com base nos quintis das variáveis: (1) liquidez média da cada ação nos doze meses anteriores à constituição das carteiras (*turnover* médio de julho/ $t-1$ a junho/ t) e, (2) risco idiossincrático, determinado através do desvio padrão dos resíduos da equação (4.1) para os vinte e quatro meses anteriores à constituição das carteiras (julho/ $t-2$ a junho/ t). Destas divisões resultam dois conjuntos de vinte e cinco carteiras da interseção 5x5 das variáveis ME-Liquidez e ME-Risco Idiossincrático.

O número de ações incluídas na amostra por anos de constituição das carteiras, é apresentado no capítulo três, Tabela 3.3. Na amostra, o número médio de ações por carteira varia entre 43 e 58 ações, de acordo com o apresentado na Tabela 3.4.

A Tabela 4.4 apresenta a média da liquidez e risco idiossincrático das vinte cinco carteiras e respectivos desvios padrão, nos períodos de julho/1999 a julho/2009 e de julho/2001 a julho/2009, respectivamente.

Tabela 4.4
Média e Desvio Padrão da Liquidez e Risco Idiossincrático por Carteira

A tabela apresenta a média da liquidez e risco idiossincrático por carteira constituída com base na interseção 5x5 de ME-Liquidez e ME-Risco Idiossincrático e, respetivo desvio padrão.

No período em análise são constituídos dois conjuntos de vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-Liquidez e de ME-Risco Idiossincrático. Primeiro as ações são divididas com base nos quintis da variável $ME_{junho/t}$ e posteriormente nos quintis das variáveis liquidez $_{junho/t}$, ou risco idiossincrático $_{junho/t}$.

A liquidez de uma ação em junho/t é obtida da média simples do *turnover* dessa ação nos doze meses anteriores à constituição das carteiras (julho/t-1 a junho/t). O risco idiossincrático em junho/t é obtido do desvio padrão dos resíduos da ação do modelo com cinco fatores de risco (mercado, dimensão, valor, momento e liquidez) para os vinte e quatro meses anteriores à constituição das carteiras (julho/t-2 a junho/t).

Com base nos valores da liquidez e do risco idiossincrático de cada ação para cada ano de constituição das carteiras é determinado o seu valor médio por carteira em cada ano e posteriormente é determinada a média para os anos em análise.

	Média					Desvio Padrão				
	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>
Liquidez das Carteiras 5x5 de ME-Liquidez (julho/1999 a junho/2009)										
<i>Small</i>	0,026	0,037	0,048	0,062	0,170	0,078	0,104	0,122	0,135	0,160
2	0,026	0,038	0,050	0,067	0,166	0,078	0,102	0,118	0,133	0,151
3	0,025	0,038	0,053	0,076	0,253	0,075	0,100	0,117	0,129	0,191
4	0,025	0,041	0,059	0,086	0,256	0,073	0,102	0,124	0,141	0,235
<i>Big</i>	0,025	0,045	0,080	0,135	0,398	0,074	0,102	0,115	0,131	0,295
Risco Idiossincrático das Carteiras 5x5 de ME-Risco Idiossincrático (julho/2001 a junho/2009)										
<i>Small</i>	0,074	0,142	0,197	0,263	0,436	0,008	0,020	0,031	0,038	0,055
2	0,049	0,086	0,119	0,160	0,266	0,004	0,010	0,020	0,029	0,031
3	0,046	0,074	0,100	0,133	0,221	0,003	0,007	0,015	0,024	0,036
4	0,043	0,063	0,079	0,105	0,178	0,003	0,007	0,009	0,015	0,022
<i>Big</i>	0,038	0,052	0,064	0,079	0,125	0,004	0,007	0,009	0,013	0,017

Para as carteiras de interseção 5x5 de ME-Liquidez, primeiro é determinado para cada carteira o valor médio da liquidez em cada um dos anos de constituição destas, com base numa média simples de todas as ações que constituem a carteira. Posteriormente o valor médio da liquidez de cada ano de constituição da carteira é determinado pela média simples dos dez anos da amostra. A liquidez de cada ação é obtida do *turnover* médio dessa ação nos doze meses anteriores à constituição da carteira, de julho de um

determinado ano até junho do ano seguinte (julho/t-1 a junho/t). Igual procedimento é efetuado para a determinação do valor médio do risco idiossincrático das carteiras de interseção 5×5 de ME-Risco Idiossincrático. Primeiro para cada carteira é determinado o valor médio do risco idiossincrático em cada um dos anos de constituição destas, com base numa média simples de todas as ações que constituem a carteira. Posteriormente o valor médio do risco idiossincrático de cada ano de constituição da carteira é determinado pela média simples dos oito anos da amostra. O risco idiossincrático de cada ação é obtido do desvio padrão dos resíduos do modelo com cinco fatores de risco (mercado, dimensão, valor, momento e liquidez) nos vinte e quatro meses anteriores à constituição da carteira (julho/t-2 a junho/t).

A Tabela 4.4 evidencia que as carteiras de interseção 5×5 de ME-Liquidez, pertencentes ao último quintil de liquidez, apresentam um valor médio de liquidez que é muito superior às carteiras dos quatro quintis anteriores. As cinco carteiras constituídas por ações de maior liquidez, apresentam uma liquidez média que é muito parecida à soma da liquidez média das restantes carteiras constituídas por ações de menor liquidez.

Amihud (2002) constata que ações de menor dimensão apresentam menor liquidez que as ações de maior dimensão. Este facto também é observado no mercado da Europa. As carteiras constituídas por ações de menor dimensão, em média apresentam menor liquidez que as carteiras constituídas por ações de maior dimensão. O valor médio da liquidez das carteiras aumenta do primeiro para o quinto quintil de dimensão.

As carteiras de maior liquidez são também as que apresentam maior oscilação desta variável comparativamente às carteiras de menor liquidez que apresentam menor desvio padrão da liquidez.

O valor médio do risco idiossincrático aumenta nas carteiras do primeiro para o último quintil de risco idiossincrático e, no mesmo quintil de risco idiossincrático são as carteiras de menor dimensão, menor quintil de ME, que apresentam maior risco idiossincrático. Este resultado é consistente com Bali *et al.* (2005) e Malkiel e Xu (1997) ao verificarem que as ações de empresas de pequena dimensão apresentam maior risco idiossincrático. O desvio padrão do valor médio do risco idiossincrático apresenta um comportamento semelhante, aumenta do primeiro para o quinto quintil de risco idiossincrático e, do último para o primeiro quintil de dimensão.

A rendibilidade média mensal em excesso e respectivo desvio padrão das vinte e cinco carteiras de interseção 5×5, de ME-Liquidez e de ME-Risco Idiossincrático, nos dez e oito anos da amostra respetivamente, é apresentada na Tabela 4.5.

Tabela 4.5

Rendibilidade Média Mensal em Excesso e Desvio Padrão das Carteiras 5×5 de ME-Liquidez e de ME-Risco Idiossincrático

A tabela apresenta a rendibilidade média mensal em excesso das carteiras no período temporal em análise e respetivo desvio padrão.

São constituídos dois conjuntos de vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1), da interseção 5x5 de ME-Liquidez e de ME-Risco Idiossincrático. Primeiro as ações são divididas nos quintis da variável $ME_{junho/t}$ e posteriormente nos quintis da variável *turnover* médio das ações nos doze meses anteriores à constituição das carteiras (julho/t-1 a junho/t) ou nos quintis do risco idiossincrático, obtido do desvio padrão dos resíduos do modelo com cinco fatores de risco para os vinte e quatro meses anteriores à constituição das carteiras (julho/t-2 a junho/t).

A rendibilidade mensal das carteiras é uma média da rendibilidade mensal das ações que compõem cada 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. 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 (julho/1999 a junho/2009) para carteiras de interseção 5×5 de ME-Liquidez e, ao longo das 96 observações mensais (julho/2001 a junho/2009) para carteiras de interseção 5×5 de ME-Risco Idiossincrático.

	Rendibilidade Média Mensal em Excesso					Desvio Padrão				
	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>
Carteiras 5x5 de ME-Liquidez (julho/1999 a junho/2009)										
<i>Small</i>	0,016	0,014	0,017	0,011	0,015	0,055	0,055	0,071	0,067	0,075
2	0,016	0,007	0,010	0,011	0,006	0,078	0,053	0,067	0,075	0,083
3	0,008	0,005	0,007	0,000	0,008	0,043	0,053	0,057	0,067	0,075
4	0,011	0,003	0,001	0,004	0,008	0,037	0,058	0,068	0,059	0,083
<i>Big</i>	0,002	0,002	-0,001	-0,002	0,004	0,055	0,056	0,055	0,056	0,054
Carteiras 5x5 de ME-Risco Idiossincrático (julho/2001 a junho/2009)										
<i>Small</i>	0,006	0,009	0,016	0,017	0,050	0,057	0,067	0,089	0,094	0,222
2	0,011	0,003	0,001	0,001	0,014	0,049	0,053	0,068	0,068	0,096
3	0,009	0,004	-0,001	0,001	0,003	0,038	0,046	0,068	0,068	0,087
4	0,006	0,006	0,001	0,007	0,001	0,048	0,056	0,064	0,097	0,079
<i>Big</i>	0,000	-0,003	0,002	0,006	-0,003	0,041	0,050	0,058	0,073	0,085

A rendibilidade mensal em excesso de uma carteira é a diferença entre a rendibilidade da carteira e a taxa isenta de risco em cada um dos meses em análise. A rendibilidade média mensal em excesso das carteiras é obtida de uma média simples das rendibilidades mensais em excesso de cada uma das carteiras.

A Tabela 4.5 evidencia que os prémios mensais para as carteiras de interseção 5×5 de ME-Liquidez variam entre -0,2%, na carteira C24, e 1,7%, na carteira C3. O fator de risco liquidez (LLMHL) evidencia que as ações de baixa liquidez (*low liquidity*) no passado (últimos doze meses) tendem a proporcionar rendibilidades superiores às ações

que no mesmo período apresentam liquidez mais elevada (*high liquidity*). Este efeito terá como consequência que as carteiras *low liquidity* proporcionam rendibilidades superiores às carteiras *high liquidity*. Assim, a rendibilidade média mensal em excesso das carteiras deve apresentar um comportamento típico de diminuição das carteiras do primeiro (carteiras constituídas por ações de menor liquidez) para o quinto quintil (carteiras constituídas por ações de maior liquidez) de liquidez. Este comportamento existe, mas não é muito evidente nas carteiras constituídas por ações de maior dimensão (quinto quintil de dimensão).

O desvio padrão da rendibilidade mensal em excesso das carteiras de interseção 5x5 de ME-liquidez varia entre 3,7% e 8,3%. A evolução deste indicador revela um comportamento idêntico às carteiras ME-Momento e ME-BE/ME, isto é, apresenta uma evolução contrária à rendibilidade média. O desvio padrão aumenta da esquerda (carteiras de baixa liquidez) para a direita (carteiras de alta liquidez) em todas as linhas da matriz 5x5.

Os prémios mensais para as carteiras de interseção 5x5 de ME-Risco Idiossincrático varia entre -0,3%, nas carteiras C22 e C25, e 0,5%, na carteira C5. O fator de risco idiossincrático (HIMLI) evidencia que as ações de alto risco idiossincrático (*high idiosyncratic*) tendem a proporcionar rendibilidades superiores às ações que no mesmo período apresentam baixo risco idiossincrático (*low idiosyncratic*). Este efeito terá como consequência que as carteiras *high idiosyncratic* proporcionam rendibilidades superiores às carteiras *low idiosyncratic*. Será então de esperar que a rendibilidade média em excesso das carteiras apresente um comportamento típico de aumento das carteiras do primeiro (carteiras constituídas por ações de menor risco idiossincrático) para o quinto quintil (carteiras constituídas por ações de maior risco idiossincrático) de risco idiossincrático. Os valores da rendibilidade média em excesso das carteiras não apresentam este comportamento. Nos dois primeiros quintis de dimensão, verifica-se uma relação positiva entre risco idiossincrático e a rendibilidade média mensal em excesso das carteiras. Mas nos três últimos quintis de dimensão verifica-se uma relação negativa entre risco idiossincrático e a rendibilidade média em excesso das carteiras.

O desvio padrão da rendibilidade mensal em excesso das carteiras 5x5 de ME-Risco Idiossincrático varia entre 3,8%, na carteira C11, e 22,2%, na carteira C5. Este

apresenta um comportamento crescente das carteiras do primeiro para o quinto quintil de risco idiossincrático e do quinto para o primeiro quintil de dimensão.

4.4.3. Estatísticas Descritivas dos Fatores de Risco

No capítulo três, secção 3.4.3 é realizada uma análise estatística aos fatores de risco incluídos no modelo de quatro fatores de Carhart (1997): mercado, dimensão, valor e momento. Os modelos propostos neste capítulo incluem dois fatores de risco adicionais: o fator de risco liquidez (LLMHL – *low liquidity minus high liquidity*) e o fator de risco idiossincrático (HIMLI – *high idiosyncratic minus low idiosyncratic*).

Os quatro fatores de risco analisados no capítulo anterior (Rme, SMB, HML e WML) são obtidos com base na metodologia definida na secção 3.3.⁵⁷ Os fatores de risco liquidez e risco idiossincrático são obtidos com base em metodologia similar, descrita na secção 4.3.⁵⁸

As rendibilidades mensais dos dois grupos das seis carteiras são obtidas da média da rendibilidade das ações que compõem a carteira ponderada pela capitalização bolsista (ME), de acordo com a expressão (3.13). Os fatores de risco LLMHL e HIMLI são obtidos de acordo com as expressões (4.8) e (4.9) respetivamente.

As estatísticas descritivas dos seis fatores de risco referente a noventa e seis observações mensais, de julho/2001 a junho/2009, são apresentadas na Tabela 4.6.⁵⁹

⁵⁷ O fator de risco mercado (Rme) é a diferença da rendibilidade de mercado (média das rendibilidades mensais de todas as ações existentes na amostra ponderada pela sua capitalização bolsista) e a rendibilidade do ativo isento de risco (taxa mensal dos Euro-depósitos em euros) em cada um dos meses. Os restantes fatores de risco SMB, HML e WML, são obtidos seguindo a mesma metodologia. São obtidos com base em dois grupos de seis carteiras constituídas anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1), da interseção 2x3, de $ME_{junho/t} - BE/ME_{dezembro/t-1}$ e de $ME_{junho/t} - Momento_{junho/t}$. O momento $_{junho/t}$ é obtido da rendibilidade média simples de cada ação nos onze meses anteriores à constituição das carteiras (agosto/t-1 a junho/t).

⁵⁸ Os fatores de risco, LLMHL e HIMLI são obtidos com base em dois conjuntos de seis carteiras constituídas anualmente em junho de cada ano (junho/t) da interseção 2x3, de ME-Liquidez e de ME-Risco Idiossincrático. No fator de risco liquidez a variável é a média simples do *turnover* de cada ação nos doze meses anteriores à constituição das carteiras, de julho/t-1 a junho/t, obtido de acordo com a expressão (4.7). O fator de risco idiossincrático é o desvio padrão dos resíduos do modelo com cinco fatores de risco (equação 4.1) para os vinte e quatro meses anteriores à constituição das carteiras, de julho/t-2 a junho/t.

⁵⁹ A secção 3.4.3, Tabela 3.7, apresenta as estatísticas descritivas dos quatro primeiros fatores de risco (mercado, dimensão, valor e momento) com 120 observações mensais, de julho/1999 a junho/2009.

Tabela 4.6
Estatísticas Descritivas dos Seis Fatores de Risco

A tabela apresenta as estatísticas descritivas: média, desvio padrão, t-estatístico associado e respetivo *p-value*, dos seis fatores de risco durante o período de julho/2001 a junho/2009, no mercado da Europa.

O fator de risco mercado é a rendibilidade em excesso de mercado (Rme) da diferença entre a rendibilidade de mercado e a rendibilidade do ativo isento de risco em cada um dos meses.

Os fatores de risco SMB, HML, WML, LLMHL e HIMLI são obtidos com base em quatro grupos de seis carteiras constituídas anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (junho/t a junho/t+1), com base na interseção 2x3 de ME-BE/ME, ME-Momento, ME-Liquidez e ME-Risco Idiossincrático. Primeiro as ações são divididas com base na mediana de ME_{junho/t} e posteriormente com base nos percentis 30 e 70 das variáveis: (1) BE/ME_{dezembro/t}, (2) na média simples da rendibilidade de cada ação nos onze meses anteriores à constituição das carteiras (agosto/t-1 a junho/t), (3) na média simples do *turnover* de cada ação nos doze meses anteriores à constituição das carteiras (julho/t-1 a junho/t) e (4) no risco idiossincrático obtido do desvio padrão dos resíduos do modelo com cinco fatores de risco (mercado, dimensão, valor, momento e liquidez) para os vinte e quatro meses anteriores à constituição das carteiras (julho/t-2 a junho/t).

SMB é a diferença entre a média da rendibilidade das carteiras *small* e a média da rendibilidade das carteiras *big*. HML e HIMLI são a diferença entre a média da rendibilidade das carteiras *high* e a média da rendibilidade das carteiras *low*, de BE/ME e de risco idiossincrático respetivamente. LLMHL é a diferença entre a média da rendibilidade das carteiras *low* e a média da rendibilidade das carteiras *high* de liquidez. WML é a diferença entre a média da rendibilidade das carteiras *winner* (vencedoras) e a média da rendibilidade das carteiras *losers* (perdedoras).

O *p-value* corresponde ao teste estatístico da hipótese nula: a média do fator de risco ser igual a zero. As médias estatisticamente diferente de zero, a um nível de significância de 5%, estão assinaladas a negrito.

Estatísticas Descritivas dos Fatores de Risco				
	<i>Mean</i>	<i>Std. Dev</i>	<i>T-statistic</i>	<i>P-value</i>
Rme	0,0001	0,0481	0,1765	0,8603
SMB	0,0074	0,0321	2,2679	0,0256
HML	0,0088	0,0253	3,4154	0,0009
WML	0,0117	0,0559	2,0449	0,0436
LLMHL	0,0028	0,0389	0,7128	0,4777
HIMLI	0,0059	0,0630	0,9199	0,3600

Na análise aos valores da Tabela 4.6, verifica-se que o prémio médio mensal de cada um dos fatores de risco é baixo, variando entre 0,01%, para o prémio médio mensal de mercado e, 1,17% para o prémio médio mensal do fator de risco momento.

Os valores médios dos fatores de risco momento e valor são os mais elevados, de 1,17% e 0,88% respetivamente, enquanto que, os valores médios dos fatores de risco mercado e liquidez são os mais baixos, de 0,01% e 0,28% respetivamente.

Os valores do *p-value* dos testes t, permitem afirmar que existe evidência estatística que as médias dos fatores de risco, dimensão, valor e momento, são diferentes de zero, enquanto que, os valores médios dos fatores de risco, mercado, liquidez e risco idiossincrático são iguais a zero.

Os coeficientes de correlação dos seis fatores de risco, no período de julho/2001 a junho/2009, perfazendo noventa e seis observações mensais, são apresentados na Tabela 4.7.⁶⁰

Tabela 4.7
Coefficientes de Correlação dos Seis Fatores de Risco

A tabela apresenta os coeficientes de correlação dos seis fatores de risco para o período de julho/2001 a junho/2009, no mercado da Europa.

O fator de risco mercado é a rendibilidade em excesso de mercado (Rme) da diferença entre a rendibilidade de mercado e a rendibilidade do ativo isento de risco em cada um dos meses.

Os fatores de risco SMB, HML, WML, LLMHL e HIMLI são obtidos com base em quatro grupos de seis carteiras constituídas anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (junho/t a junho/t+1), com base na interseção 2x3 de ME-BE/ME, ME-Momento, ME-Liquidez e ME-Risco Idiossincrático. Primeiro as ações são divididas com base na mediana de $ME_{junho/t}$ e posteriormente com base nos percentis 30 e 70 das variáveis: (1) $BE/ME_{dezembro/t}$ (2) na média simples da rendibilidade de cada ação nos onze meses anteriores à constituição das carteiras (agosto/t-1 a junho/t), (3) na média simples do *turnover* de cada ação nos doze meses anteriores à constituição das carteiras (julho/t-1 a junho/t) e (4) no risco idiossincrático obtido do desvio padrão dos resíduos do modelo com cinco fatores de risco (mercado, dimensão, valor, momento e liquidez) para os vinte e quatro meses anteriores à constituição das carteiras (julho/t-2 a junho/t).

SMB é a diferença entre a média da rendibilidade das carteiras *small* e a média da rendibilidade das carteiras *big*. HML e HIMLI são a diferença entre a média da rendibilidade das carteiras *high* e a média da rendibilidade das carteiras *low*, de BE/ME e de risco idiossincrático respetivamente. LLMHL é a diferença entre a média da rendibilidade das carteiras *low* e a média da rendibilidade das carteiras *high* de liquidez. WML é a diferença entre a média da rendibilidade das carteiras *winners* (vencedoras) e a média da rendibilidade das carteiras *losers* (perdedoras).

	Coeficientes de Correlação					
	Rme	SMB	HML	WML	LLMHL	HIMLI
Rme	1					
SMB	-0,2011	1				
HML	-0,0652	-0,0742	1			
WML	-0,6535	0,0875	0,2103	1		
LLMHL	-0,7502	0,0464	0,2106	0,7444	1	
HIMLI	0,4696	0,0864	-0,0135	-0,5580	-0,5879	1

Os coeficientes de correlação entre os fatores de risco variam entre -0,75 a 0,47. O fator de risco mercado apresenta coeficientes de correlação negativos com todos os restantes fatores de risco, exceto com o fator de risco idiossincrático.

O fator de risco liquidez apresenta correlações positivas com os restantes fatores, exceto com o fator de risco mercado. O fator de risco liquidez apresenta correlações mais elevadas com os fatores de risco mercado e momento. A correlação entre os fatores liquidez e momento é positiva. A correlação entre os fatores de risco liquidez e mercado é negativa, facto também constatado por Liu (2006).

⁶⁰ A secção 3.4.3, Tabela 3.7, apresenta os coeficientes de correlação dos quatro primeiros fatores de risco (mercado, dimensão, valor e momento) com 120 observações mensais, de julho/1999 a junho/2009.

O fator de risco idiossincrático apresenta correlações positivas com os fatores de risco mercado e dimensão e, correlações negativas com os fatores de risco valor, momento e liquidez. As correlações mais elevadas que o fator de risco idiossincrático apresenta, é com os fatores de risco mercado, momento e liquidez. O fator de risco dimensão é o que apresenta menores correlações com os restantes fatores.

4.5. Resultados Empíricos

Esta secção tem como objetivo analisar e comparar o poder explicativo dos modelos com cinco fatores (equação 4.1) e seis fatores (equação 4.2) e, dos modelos condicionais face à evolução da situação económica, através das *proxies* evolução do mercado (equações 4.3 e 4.5) e evolução do ciclo de negócios (equações 4.4 e 4.6).

O objetivo é analisar: (1) se os fatores de risco, liquidez (LLMHL) e risco idiossincrático (HIMLI), apresentam capacidade explicativa adicional na rendibilidade das ações no mercado da Europa comparativamente ao modelo de quatro fatores de Carhart (1997) analisado no capítulo anterior e, (2) analisar se os fatores de risco apresentam comportamento condicional e, se é indiferente a *proxy* utilizada para a evolução da situação económica.

Na estimação e análise à capacidade explicativa dos modelos propostos é utilizado a mesma metodologia definida no capítulo três, secção 3.5.⁶¹

As Tabelas com os resultados da estimação dos modelos têm uma estrutura semelhante às Tabelas apresentadas no capítulo três, reportando: (1) as estimativas dos coeficientes de regressão, (2) o *p-value* para avaliar a significância estatística de cada coeficiente, (3) o indicador de medida da qualidade do ajustamento, o coeficiente de determinação ajustado (R^2 Ajustado) e a média simples dos vinte e cinco R^2 Ajustados ($\overline{R^2}$), (4) o *p-value* associado à estatística F para aferir da significância global da regressão,

⁶¹ Os modelos são estimados, através do programa *EViews* 5, pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Aos modelos estimados são realizados o teste de autocorrelação dos termos de perturbação (Breusch-Godfrey), para verificar se violam ou não os pressupostos dos termos de perturbação. Nos modelos em que se rejeita a hipótese nula, de ausência de autocorrelação (considerando um nível de significância de 5%), as equações são novamente estimadas mas agora com a correção de Newey e West (1987), ou seja, usam-se estimadores consistentes das variâncias e covariâncias.

(5) o *p-value* associado ao teste de hipótese conjunto dos coeficientes do modelo (*Wald test*) serem iguais a zero e, (6) o *p-value* associado à estatística F do teste de GRS (Gibbons *et al.*, 1989), assim como o valor médio absoluto das vinte e cinco constantes de cada regressão. O nível de significância estatística utilizada é de 5% e, os coeficientes estatisticamente significativos estão assinalados a negrito.

4.5.1. Modelo de Cinco Fatores

Inicia-se a análise com o modelo representado pela equação (4.1). Este modelo considera cinco fatores de risco na explicação da rentabilidade das ações, estabelecendo uma relação linear e positiva entre a rentabilidade em excesso das carteiras e cada um dos cinco fatores de risco: mercado (Rme), dimensão (SMB), valor (HML), momento (WML) e liquidez (LLMHL).

Brennan *et al.* (1998) concluem que este modelo, com cinco fatores de risco, apresenta uma melhor capacidade explicativa da rentabilidade das ações relativamente ao modelo de quatro fatores. O objetivo é avaliar se o fator de risco liquidez é explicativo da rentabilidade em excesso das carteiras e se o modelo com cinco fatores apresenta melhor capacidade explicativa que o modelo de quatro fatores de Carhart (1997).

A Tabela 4.8 apresenta os resultados das regressões temporais para o período de julho/1999 a junho/2009, entre a rentabilidade em excesso das carteiras e os cinco fatores de risco, mercado, dimensão, valor, momento e, liquidez conforme definido na equação (4.1). São estimadas vinte e cinco regressões para o mercado de capitais da Europa, que incluem os mercados da Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal. Cada regressão corresponde a uma carteira constituída com base na interseção 5x5 de ME-Liquidez.

O modelo apresentado na Tabela 4.8 para o mercado da Europa, evidencia nos testes de significância global, que o modelo com os cinco fatores de risco é estatisticamente significativo na explicação da rentabilidade em excesso das vinte e cinco carteiras da interseção 5x5 de ME-Liquidez, tal como tem sido nos modelos anteriormente analisados no capítulo anterior (modelos com um, três e quatro fatores).

Tabela 4.8

Modelo de Cinco Fatores com Carteiras 5x5 de ME-Liquidez

Na tabela são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão e no lado direito os *p-value* associados. 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 e do teste conjunto aos coeficientes (*Wald test*), 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.

A amostra para a estimação do modelo inclui 120 observações mensais de julho/1999 a junho/2009.

São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (junho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-Liquidez, utilizando para tal os quintis de $ME_{junho/t}$ e da média simples do turnover de cada ação nos doze meses anteriores à constituição das carteiras (junho/t-1 a junho/t).

A equação estimada para as vinte e cinco carteiras é: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_j \times SMB_t + h_j \times HML_t + w_j \times WML_t + l_j \times LLMHL_t + \varepsilon_{j,t}$. Em que: $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t, $R_{f,t}$ é a rendibilidade do ativo isento de risco no mês t, $R_{m,t}$ é a rendibilidade da carteira de mercado no mês t e SMB, HML, WML e, LLMHL são os fatores de risco dimensão, valor, momento e liquidez respetivamente.

SMB é a diferença entre a média da rendibilidade das três carteiras *small* e a média da rendibilidade das três carteiras *big* de ME. HML é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *high* e a média da rendibilidade das duas carteiras *low* de BE/ME. WML é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *winner*s (vencedoras) e a média da rendibilidade das duas carteiras *loser*s (*perdedoras*). LLMHL é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *low* e a média da rendibilidade das duas carteiras *high* de liquidez (*turnover*).

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

Size	Turnover – Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Regressão: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_j \times SMB_t + h_j \times HML_t + w_j \times WML_t + l_j \times LLMHL_t + \varepsilon_{j,t}$										
a					P-value (a)					
Small	0,011	0,004	0,008	0,002	0,005	0,007	0,337	0,073	0,589	0,223
2	0,002	-0,001	0,002	0,004	-0,002	0,605	0,670	0,435	0,138	0,628
3	0,003	-0,005	-0,002	-0,008	-0,000	0,161	0,029	0,345	0,001	0,932
4	0,004	-0,005	-0,005	-0,004	0,002	0,058	0,056	0,111	0,129	0,624
Big	0,001	-0,002	-0,001	-0,002	0,004	0,762	0,466	0,661	0,182	0,066
b					P-value (b)					
Small	0,588	0,638	0,030	0,867	0,827	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	1,360	0,905	1,027	0,965	1,191	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,643	0,903	0,972	0,949	0,084	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,652	1,026	0,998	0,969	1,297	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	1,129	0,976	0,946	1,007	0,923	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
s					P-value (s)					
Small	0,684	0,787	0,883	0,806	0,890	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	1,159	0,759	0,990	0,912	0,989	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,505	0,796	0,751	0,807	0,778	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,488	0,626	0,531	0,604	0,786	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	-0,176	0,039	-0,003	-0,041	0,058	0,002	0,613	0,962	0,379	0,201
h					P-value (h)					
Small	-0,049	0,240	0,041	0,223	0,402	0,623	0,021	0,719	0,024	0,000
2	-0,230	0,004	-0,134	-0,031	-0,064	0,292	0,952	0,044	0,655	0,426
3	-0,177	0,193	0,139	0,175	0,241	0,055	0,001	0,018	0,004	0,001
4	0,122	0,034	0,156	0,178	-0,175	0,024	0,585	0,031	0,016	0,037
Big	0,013	0,347	0,014	-0,161	-0,110	0,792	0,000	0,781	0,000	0,001
w					P-value (w)					
Small	-0,207	0,024	-0,211	-0,083	-0,074	0,017	0,784	0,033	0,325	0,425
2	-0,112	0,027	-0,090	-0,163	-0,093	0,265	0,617	0,115	0,007	0,182
3	0,014	0,022	-0,005	-0,006	0,044	0,814	0,650	0,920	0,900	0,470
4	0,046	0,028	-0,004	0,020	-0,026	0,257	0,605	0,947	0,691	0,719
Big	-0,076	-0,187	0,070	0,065	0,023	0,081	0,001	0,120	0,042	0,513
l					P-value (l)					
Small	0,080	-0,108	0,211	-0,315	-0,646	0,559	0,440	0,177	0,020	0,000
2	1,190	0,057	-0,014	-0,447	-0,382	0,000	0,502	0,878	0,000	0,001
3	0,193	-0,110	-0,122	-0,541	-0,661	0,030	0,149	0,125	0,000	0,000
4	0,037	-0,054	-0,487	-0,278	-0,265	0,613	0,528	0,000	0,000	0,020
Big	-0,409	0,056	-0,199	-0,078	-0,182	0,000	0,501	0,006	0,173	0,002
R^2 Ajustado					P-value (F)					
Small	0,481	0,441	0,596	0,660	0,674	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,689	0,777	0,845	0,862	0,851	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,600	0,825	0,837	0,877	0,861	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,671	0,816	0,823	0,821	0,842	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	0,871	0,814	0,859	0,913	0,910	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Wald Test, P-value ($H_0: s = h = w = l = 0$)					Fatores Globais (5x5)					
Small	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	\bar{R}^2	a	P-value (GRS)		
2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000				0,769	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	0,087	0,001	0,000					

O coeficiente de determinação ajustado apresenta um valor médio de 76,9% comparativamente a 75%, 75,5% e 56,6% para os modelos de quatro fatores, três fatores e CAPM respetivamente. O aumento deste coeficiente não é muito grande, um aumento médio de 1,9% relativamente ao modelo de quatro fatores, no entanto, não é de estranhar porque, à medida que são adicionados mais fatores de risco (variáveis explicativas) ao modelo, o aumento marginal do coeficiente de determinação ajustado vai diminuindo. Este coeficiente varia entre 44,1% e 91,3% e, tal como nos modelos anteriores apresenta uma tendência crescente do primeiro para o último quintil de dimensão e de liquidez. Nas carteiras dos três últimos quintis de liquidez o coeficiente de determinação ajustado apresenta valores sempre superiores que os registados no modelo de quatro fatores. Este facto revela que a inclusão do fator liquidez (LLMHL) na equação do modelo de quatro fatores de Carhart (1997) contribui para aumentar o poder explicativo da rendibilidade em excesso das quinze carteiras (as pertencentes aos três últimos quintis de liquidez).

O coeficiente “ β ”, associado ao fator de risco liquidez (LLMHL), mede a sensibilidade da rendibilidade em excesso da carteira face às oscilações da diferença de rendibilidade das carteiras constituídas por ações de baixa liquidez face à rendibilidade das carteiras constituídas por ações de alta liquidez. O coeficiente “ β ” apresenta valores decrescentes do primeiro para o quinto quintil de liquidez assumindo na maioria das carteiras valores negativos. Este coeficiente não é estatisticamente significativo em onze carteiras (C1, C2, C3, C7, C8, C12, C13, C16, C17, C22 e C24), pertencentes essencialmente aos primeiros quintis de liquidez. Assim, este coeficiente é estatisticamente significativo nas carteiras dos últimos quintis de liquidez e não como seria de esperar nas carteiras dos primeiros quintis de liquidez. Este resultado talvez possa ser explicado porque na Europa o fator de risco liquidez pode ser uma *proxy* para outros riscos, que não estão incluídos no modelo, tal como argumentam Brennan e Subrahmanyam (1996). Nesta hipótese, existirá outro ou outros fatores de risco relevantes para os investidores, que estão omissos no modelo de cinco fatores. Outra possível explicação para o resultado encontrado, é que no mercado da Europa como é um mercado integrado, nomeadamente a sua fusão com a NYSE, a liquidez das ações pode não ser um fator relevante para os investidores, tal como argumentam Correia *et al.* (2008).

A constante do modelo, o coeficiente “a”, é estatisticamente diferente de zero em três carteiras, C1, C12 e C14, número que reduziu relativamente aos modelos anteriores. No teste de GRS a hipótese nula, do conjunto das vinte e cinco constantes do modelo ser igual a zero, é rejeitada para um nível de significância estatística de 5%, mas não é rejeitada para um nível de significância estatística de 1%. A mesma hipótese é rejeitada a 1% no modelo de quatro fatores de Carhart (1997).

Os fatores de risco mercado, dimensão e valor revelam comportamento idêntico aos modelos analisados.

O fator de risco mercado continua a ser explicativo da rendibilidade em excesso das vinte e cinco carteiras. O coeficiente “b” associado a este fator de risco continua a apresentar um comportamento típico, aumenta das carteiras do primeiro para o quinto quintil de dimensão. Este coeficiente apresenta valores mais baixos que no modelo de quatro fatores, mais acentuado nas carteiras dos primeiros quintis de dimensão e de liquidez.

O coeficiente “s” associado ao fator de risco dimensão continua a ser estatisticamente significativo em todas as carteiras, com exceção de quatro carteiras constituídas por ações de maior dimensão. Este coeficiente apresenta valores decrescentes das carteiras do primeiro para o último quintil de dimensão, comportamento idêntico ao verificado anteriormente.

O coeficiente “h” associado ao fator de risco valor não é estatisticamente significativo em dez carteiras (C1, C3, C6, C7, C9, C10, C11, C17, C21 e C23).

O coeficiente “w” associado ao fator de risco momento apresenta valores baixos em todas as carteiras e menores que no modelo de quatro fatores. Este coeficiente é estatisticamente significativo em apenas cinco carteiras (C1, C3, C9, C22 e C24) comparativamente a dezassete carteiras no modelo de quatro fatores. Verifica-se assim uma clara diminuição do poder explicativo do fator momento quando é incluído o fator liquidez no modelo, talvez porque o fator momento pode ser uma *proxy* da liquidez na explicação da rendibilidade em excesso das carteiras. Esta hipótese pode ser uma outra explicação do fator liquidez ser estatisticamente significativo nas carteiras constituídas por ações de maior liquidez e não nas carteiras constituídas por ações de menor liquidez, como seria de esperar.

No *Wald test* a hipótese nula, dos coeficientes associados aos quatro fatores adicionais de risco (dimensão, valor, momento e liquidez) serem iguais a zero, é rejeitada em todas as carteiras, exceto na carteira C23.

Em suma, o modelo de cinco fatores apresenta capacidade explicativa da rendibilidade em excesso das carteiras no mercado da Europa, conclusão com base nos valores obtidos para a qualidade do ajustamento (estatística F, coeficiente de determinação ajustado, teste de GRS, teste conjunto aos coeficientes associados aos fatores de riscos e, teste individual aos mesmos coeficientes). Conclusão idêntica é obtida por Keene e Peterson (2007) para o mercado dos EUA. O fator momento perde capacidade explicativa neste modelo relativamente ao modelo de quatro fatores. Esta evidência é similar aos resultados obtidos por Lam e Tam (2011), no mercado de Hong Kong, ao constatarem que os fatores de risco mercado, dimensão, valor e liquidez apresentam capacidade explicativa da rendibilidade das ações, mas o mesmo não se verifica com o fator momento, porque o coeficiente associado a este fator de risco é estatisticamente significativo num pequeno número de carteiras.

Pode-se então concluir, relativamente às hipóteses de pesquisa enunciadas que, o fator de risco liquidez, adicionado no modelo de quatro fatores (mercado, dimensão, valor e momento) é explicativo da rendibilidade das ações. O modelo de cinco fatores de risco apresenta maior capacidade explicativa da rendibilidade em excesso das carteiras no mercado da Europa que o modelo de quatro fatores de Carhart (1997).

4.5.2. Modelo de Seis Fatores

Ao modelo de cinco fatores, analisado na secção anterior, é adicionado o fator de risco idiossincrático, resultando no modelo de seis fatores, representado pela equação (4.2). Pretende-se verificar se este novo fator de risco apresenta capacidade explicativa adicional na rendibilidade em excesso das carteiras e se, o modelo com seis fatores de risco apresenta melhor capacidade explicativa que o modelo de cinco fatores analisado na secção anterior.

Os resultados das regressões são estimados com oito anos da amostra, que compreende noventa e seis observações mensais, de julho/2001 a junho/2009. As vinte e quatro observações iniciais (julho/1999 a junho/2001) não incluídas na estimação do modelo são utilizadas para estimar o risco idiossincrático de cada ação, nos vinte e quatro meses anteriores à constituição das carteiras, necessário para a determinação do fator de risco idiossincrático.

A Tabela 4.9 apresenta os resultados das regressões temporais para o período de julho/2001 a junho/2009, entre a rendibilidade em excesso das carteiras e os seis fatores de risco, mercado, dimensão, valor, momento, liquidez e, risco idiossincrático, conforme definido na equação (4.2). São estimadas vinte e cinco regressões para o mercado da Europa e, cada regressão corresponde a uma carteira constituída com base na interseção 5x5 de ME-Risco Idiossincrático.

O modelo com os seis fatores de risco no mercado da Europa, estimado para o período de julho/2001 a junho/2009, Tabela 4.9, evidencia nos testes de significância global, que é estatisticamente significativo na explicação da rendibilidade em excesso das vinte e cinco carteiras da interseção 5x5 de ME-Risco Idiossincrático.

O coeficiente de determinação ajustado apresenta um valor médio de 66,7% comparativamente a 76,9%, 75%, 75,5% e 56,6% para os modelos de cinco fatores, quatro fatores, três fatores e CAPM respetivamente. Este coeficiente aumenta do modelo CAPM até ao modelo com cinco fatores de risco e regista uma quebra média de 10,1% do modelo de cinco fatores para o modelo de seis fatores. No entanto, o coeficiente de determinação ajustado apresenta valores superiores ao modelo de cinco fatores, em sete carteiras (C1, C2, C13, C18, C21, C22 e C23), pertencentes aos três primeiros quintis de risco idiossincrático. O coeficiente de determinação ajustado varia entre 20,7% e 89,9% e, à semelhança dos modelos anteriores apresenta tendência crescente do primeiro para o último quintil de dimensão.

Tabela 4.9

Modelo de Seis Fatores com Carteiras 5x5 de ME-Risco Idiossincrático

Na tabela são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão e no lado direito os *p-value* associados. 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 e do teste conjunto aos coeficientes (*Wald test*), 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.

A amostra para a estimação do modelo inclui 96 observações mensais de julho/2001 a junho/2009. São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (junho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-Risco Idiossincrático, utilizando para tal os quintis de $ME_{junho/t}$ e, do desvio padrão dos resíduos do modelo com cinco fatores de risco nos vinte e quatro meses anteriores à constituição das carteiras (junho/t-2 a junho/t).

A equação estimada para as vinte e cinco carteiras é: $R_{j,t} - R_{ft} = a_j + b_j \times (R_{m,t} - R_{ft}) + s_j \times SMB_t + h_j \times HML_t + w_j \times WML_t + l_j \times LLMHL_t + i_j \times HIMLI_t + \varepsilon_{j,t}$. Em que: $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t, R_{ft} , é a rendibilidade do ativo isento de risco no mês t, $R_{m,t}$ é a rendibilidade da carteira de mercado no mês t e SMB, HML, WML, LLMHL e HIMLI são os fatores de risco dimensão, valor, momento, liquidez e risco idiossincrático respetivamente.

SMB é a diferença entre a média da rendibilidade das três carteiras *small* e a média da rendibilidade das três carteiras *big* de ME. HML e HIMLI são a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *high* e a média da rendibilidade das duas carteiras *low*, de BE/ME e de risco idiossincrático respetivamente. WML é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *winner* (vencedoras) e a média da rendibilidade das duas carteiras *losers* (perdedoras). LLMHL é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *low* e a média da rendibilidade das duas carteiras *high* de liquidez (*turnover*).

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

Size	Risco Idiossincrático – Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Regressão: $R_{j,t} - R_{ft} = a_j + b_j \times (R_{m,t} - R_{ft}) + s_j \times SMB_t + h_j \times HML_t + w_j \times WML_t + l_j \times LLMHL_t + i_j \times HIMLI_t + \varepsilon_{j,t}$										
	a					P-value (a)				
Small	0,000	0,001	0,008	0,013	0,058	0,951	0,917	0,275	0,108	0,013
2	0,005	-0,003	-0,007	-0,006	0,005	0,140	0,479	0,083	0,175	0,502
3	0,008	-0,004	-0,005	-0,005	-0,004	0,006	0,145	0,078	0,145	0,459
4	-0,000	0,001	-0,006	0,009	-0,004	0,925	0,621	0,029	0,254	0,425
Big	-0,000	-0,002	0,002	0,000	-0,003	0,864	0,250	0,318	0,957	0,415
	b					P-value (b)				
Small	0,774	0,946	0,556	0,738	1,607	0,000	0,000	0,025	0,006	0,028
2	0,959	1,132	1,279	0,878	0,501	0,003	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,753	0,973	0,933	1,031	1,162	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,817	1,122	1,375	0,862	1,082	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	1,045	0,980	0,873	0,925	1,205	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	s					P-value (s)				
Small	0,661	0,837	0,770	0,839	0,735	0,000	0,000	0,001	0,001	0,027
2	0,493	0,652	0,820	0,582	0,691	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001
3	0,435	0,580	0,456	0,690	0,742	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,252	0,655	0,737	0,127	0,641	0,036	0,000	0,000	0,050	0,000
Big	0,077	-0,027	0,027	-0,499	0,217	0,091	0,612	0,672	0,001	0,047
	h					P-value (h)				
Small	0,132	0,155	0,115	-0,214	-0,044	0,438	0,429	0,707	0,516	0,961
2	-0,119	-0,187	-0,205	0,219	0,367	0,404	0,202	0,210	0,212	0,191
3	-0,227	0,120	0,065	0,087	-0,207	0,043	0,238	0,593	0,498	0,287
4	0,116	-0,400	-0,037	0,001	-0,289	0,470	0,003	0,725	0,996	0,154
Big	-0,232,	-0,073	0,147	0,896	-0,347	0,000	0,316	0,092	0,000	0,020
	w					P-value (w)				
Small	0,011	0,050	-0,259	-0,156	-1,718	0,919	0,693	0,193	0,467	0,004
2	0,129	0,082	0,122	-0,066	-0,158	0,164	0,388	0,251	0,559	0,385
3	-0,020	0,123	0,063	-0,049	-0,069	0,780	0,050	0,422	0,560	0,584
4	0,227	0,157	0,022	-0,280	0,063	0,031	0,048	0,744	0,153	0,631
Big	0,114	-0,008	-0,150	-0,037	-0,109	0,005	0,868	0,008	0,774	0,252

Tabela 4.9
Modelo de Seis Fatores com Carteiras 5x5 de ME-Risco Idiossincrático (continuação)

Size	Risco Idiossincrático – Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
	l					P-value (l)				
Small	-0,204	-0,172	0,101	-0,236	1,718	0,283	0,429	0,766	0,521	0,090
2	0,228	0,319	0,110	-0,090	-0,504	0,154	0,050	0,546	0,645	0,108
3	0,204	0,061	-0,495	-0,259	0,014	0,102	0,588	0,000	0,074	0,967
4	-0,132	0,014	0,207	-0,438	-0,123	0,462	0,923	0,082	0,195	0,584
Big	0,162	-0,058	-0,232	0,058	0,181	0,020	0,472	0,018	0,793	0,270
	i					P-value (i)				
Small	-0,017	0,030	0,479	0,243	0,132	0,827	0,740	0,001	0,118	0,755
2	0,084	-0,004	0,126	0,223	0,552	0,208	0,953	0,100	0,007	0,000
3	-0,090	-0,059	0,134	0,063	0,439	0,081	0,218	0,019	0,295	0,000
4	-0,093	-0,028	0,012	0,143	0,332	0,218	0,651	0,806	0,312	0,001
Big	-0,091	-0,065	-0,033	0,138	0,304	0,002	0,050	0,410	0,137	0,000
	R ² Ajustado					P-value (F)				
Small	0,570	0,589	0,428	0,407	0,207	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,587	0,640	0,728	0,681	0,595	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,581	0,764	0,847	0,827	0,760	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,459	0,731	0,867	0,535	0,689	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	0,895	0,899	0,891	0,651	0,857	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Wald Test, P-value (H ₀ : l = i = 0)					Fatores Globais (5x5)				
Small	0,559	0,618	0,004	0,157	0,232	\bar{R}^2	a	P-value (GRS)		
2	0,243	0,123	0,253	0,013	0,000	0,667	0,003	0,0012		
3	0,021	0,304	0,000	0,056	0,000					
4	0,430	0,878	0,212	0,156	0,001					
Big	0,000	0,163	0,058	0,325	0,000					

Os fatores de risco mercado e dimensão revelam comportamento idêntico ao verificado nos modelos já analisados. O coeficiente “b” associado ao fator de risco mercado continua a ser estatisticamente significativo nas vinte e cinco carteiras. Este coeficiente apresenta valores mais elevados que no modelo de cinco fatores, mais acentuado nas carteiras dos últimos quintis de risco idiossincrático. O coeficiente “s” associado ao fator de risco dimensão continua a ser estatisticamente significativo em todas as carteiras, com exceção de três carteiras constituídas por ações de maior dimensão. Este coeficiente demonstra um comportamento idêntico ao verificado nos modelos analisados anteriormente, com valores decrescentes das carteiras do primeiro para o último quintil de dimensão.

O coeficiente “h” associado ao fator de risco valor é estatisticamente significativo em apenas cinco das vinte e cinco carteiras (C11, C17, C21, C24 e C25) comparativamente a quinze carteiras no modelo de cinco fatores. O coeficiente “w” associado ao fator de risco momento é estatisticamente significativo em apenas seis carteiras (C5, C12, C16, C17, C21 e C23). Este coeficiente apresenta valores mais baixos que no modelo de cinco fatores. O coeficiente “l” associado ao fator de risco liquidez é estatisticamente significativo em apenas quatro carteiras (C7, C13, C21 e C23), comparativamente a catorze carteiras no modelo de cinco fatores. Este coeficiente apresenta valores mais elevados que no modelo de cinco fatores. Este fator de risco perde capacidade explicativa da rendibilidade em excesso das carteiras quando é introduzido no modelo o fator de risco idiossincrático. Facto que pode ser explicado pela correlação elevada que estes dois fatores de risco evidenciam (Tabela 4.7).

O coeficiente “i”, associado ao fator de risco HIMLI, mede a sensibilidade da rendibilidade em excesso da carteira face às oscilações da diferença de rendibilidade das carteiras constituídas por ações de alto risco idiossincrático face à rendibilidade das carteiras constituídas por ações de baixo risco idiossincrático. Este coeficiente é estatisticamente significativo em nove carteiras (C3, C9, C10, C13, C15, C20, C21, C22, e C25) e, como seria de esperar, apresenta valores crescentes do primeiro para o quinto quintil de risco idiossincrático.

A constante do modelo é estatisticamente diferente de zero em três carteiras (C5, C11 e C18), número idêntico ao modelo de cinco fatores de risco. Mas, no teste de GRS, ao contrário do modelo de cinco fatores, no modelo de seis fatores rejeita-se a hipótese nula a um nível de significância estatística de 1%.

A hipótese nula dos coeficientes associados aos dois fatores adicionais de risco, liquidez e risco idiossincrático, relativamente ao modelo de quatro fatores de Carhart (1997), serem iguais a zero, não é rejeitada em dezasseis carteiras (C1, C2, C4, C5, C6, C7, C8, C12, C14, C16, C17, C18, C19, C22, C23 e C24).

Pode-se concluir que, o fator de risco idiossincrático, adicionado ao modelo de cinco fatores (mercado, dimensão, valor, momento e liquidez) é estatisticamente significativo em nove carteiras. Na análise aos indicadores da qualidade do ajustamento (coeficiente de determinação ajustado, teste de GRS, teste individual e conjunto aos coeficientes), constata-se que o modelo com seis fatores de risco não apresenta maior

capacidade para explicar a rendibilidade em excesso de carteiras de acções que o modelo de cinco fatores. Os fatores de risco, valor e liquidez, perdem capacidade explicativa neste modelo relativamente ao modelo de cinco fatores.

4.5.3. Análise de Robustez dos Modelos - Relação Condicional dos Seis Fatores de Risco

No capítulo anterior constata-se que os quatro fatores de risco do modelo de Carhart (1997) apresentam comportamento condicional com a evolução da situação económica, quer em função da evolução do mercado, quer em função da evolução do ciclo de negócios. Vários estudos empíricos constataam que os fatores de risco, liquidez e risco idiossincrático, apresentam comportamento/evolução diferente em períodos de expansão e de recessão económica, de referir, Campbell *et al.* (2001) e Liu (2006), entre outros. A diferença de comportamento dos fatores de risco em função da evolução da situação económica pode afetar a capacidade explicativa da rendibilidade das ações. Assim, e de acordo com a análise desenvolvida, esta secção tem como objetivo analisar a capacidade explicativa dos modelos de cinco e de seis fatores face à evolução da situação económica, através das duas *proxies* utilizadas no capítulo anterior, evolução do mercado e evolução do ciclo de negócios, de acordo com o explicitado na secção 3.5.4.⁶²

4.5.3.1. Estatísticas Descritivas

Na secção 3.5.4.1, as Figuras 3.1. e 3.2 apresentam respetivamente a evolução do mercado e a evolução do ciclo de negócios na zona euro, de julho/1999 a junho/2009. Na

⁶² A evolução do 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 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.

mesma secção, a Tabela 3.11 apresenta a análise à evolução das duas variáveis, mercado e ciclo de negócios.⁶³

As vinte e quatro observações iniciais da amostra são utilizadas para estimar o risco idiossincrático de cada ação, necessário para determinar o fator de risco idiossincrático, pelo que o modelo de seis fatores condicional é estimado com 96 meses (julho/2001 a junho/2009). A Tabela 4.10 apresenta o número de meses, que o mercado está em alta e em baixa e, que o ciclo de negócios está em expansão e em recessão, no período de julho/2001 a junho/2009.

Tabela 4.10
Evolução do Mercado em Alta e em Baixa e do Ciclo de Negócios em Expansão e em Recessão

A tabela apresenta no período de julho/2001 a junho/2009 (96 observações mensais) o número de meses que, a rentabilidade em excesso de mercado e o ciclo de negócios da zona euro, apresenta valores positivos (alta e expansão respetivamente) e negativos (baixa e recessão respetivamente).

A rentabilidade mensal em excesso de mercado ($R_{me}=R_m-R_f$) é a diferença entre a rentabilidade de mercado (R_m) e a rentabilidade do ativo isento de risco (R_f) em cada um dos meses. A rentabilidade de mercado (R_m) é a média da rentabilidade de todas as ações existentes na amostra em cada um dos meses, ponderada pela capitalização bolsista e, a rentabilidade do ativo isento de risco (R_f) é a taxa mensal dos Euro-depósitos em euros a um mês.

O indicador ciclo de negócio da zona euro é extraído da base de dados da Comissão Europeia.

Número de Meses:	Evolução do Mercado		Evolução do Ciclo de Negócios	
	Alta	Baixa	Expansão	Recessão
Valor absoluto	57	39	49	47
Valor percentual (%)	59%	41%	51%	49%

Pela comparação da evolução da situação económica nas duas *proxies* utilizadas, nos dois períodos, de julho/1999 a junho/2009 (Tabela 3.11) e de julho/2001 a junho/2009 (Tabela 4.10), constata-se um aumento percentual do número de observações mensais não favoráveis de evolução da economia, de ciclo de negócios em recessão.

As estatísticas descritivas de quatro fatores de risco (mercado, dimensão, valor e momento) referente às cento e vinte observações mensais (julho/1999 a junho/2009), são apresentadas na Tabela 3.7 e, no mesmo período mas desagregado para mercado em alta e em baixa e para ciclos de negócios em expansão e em recessão são apresentadas na Tabela 3.12.

⁶³ Na Europa entre julho/1999 a junho/2009, a evolução do mercado apresenta 67 meses de mercado em alta e 53 meses de mercado em baixa. No mesmo período, a evolução do ciclo de negócios da zona euro apresenta 70 meses de ciclo de negócios em expansão e 50 meses de ciclo de negócios em recessão.

A Tabela 4.11 apresenta as estatísticas descritivas dos fatores de risco desagregado, para mercado em alta e em baixa e, para ciclo de negócios em expansão e em recessão. O Painel A da Tabela 4.11 apresenta as estatísticas descritivas do fator de risco liquidez no período de julho/1999 a junho/2009 (120 observações mensais) e, o Painel B apresenta as estatísticas descritivas dos seis fatores de risco no período de julho/2001 a junho/2009 (96 observações mensais).

A média dos fatores de risco dimensão, momento e liquidez é maior em períodos, de mercado em baixa e de ciclo de negócios em recessão, comparativamente a períodos, de mercado em alta e de ciclo de negócios em expansão, respetivamente. Comportamento idêntico é observado (Tabela 3.12) nos quatro fatores de risco (mercado, dimensão, valor e momento), exceto nos fatores de risco dimensão e valor para ciclo de negócios em recessão. Os prémios médios dos fatores de risco são sempre positivos independentemente da evolução do ciclo de negócios, exceto para o fator de risco mercado em períodos de ciclo de negócios em recessão. Verificam-se prémio médios dos fatores de risco negativos com a evolução do mercado, os fatores de risco momento e liquidez para mercado em alta e, os fatores de risco mercado e risco idiossincrático para mercado em baixa.

O desvio padrão dos seis fatores de risco é sempre maior em períodos, de mercado em baixa e de ciclo de negócios em recessão, comparativamente a períodos de, mercado em alta e de ciclo de negócios em expansão, respetivamente. Exceto para o fator de risco momento em função da evolução do mercado.

Os valores do *p-value* associados ao fator de risco liquidez, para as 120 observações mensais (Painel A) indicam que a média deste fator é estatisticamente diferente de zero independentemente da evolução do mercado (em alta e em baixa) e, é estatisticamente igual a zero independentemente da evolução do ciclo de negócios (em expansão e em recessão). Idêntico comportamento é observado para os fatores de risco, mercado, liquidez e risco idiossincrático, para as 96 observações mensais (Painel B). As médias dos fatores de risco dimensão e momento são estatisticamente diferente de zero quando o mercado está em baixa e, o fator de risco valor quando o mercado está em alta. Quando o ciclo de negócios está em expansão, as médias dos fatores de risco, valor e momento, são estatisticamente diferentes de zero e, o mesmo é verificado para o fator de risco dimensão quando o ciclo de negócios está em recessão.

Tabela 4.11

Estatísticas Descritivas dos Seis Fatores de Risco para Mercado em Alta e em Baixa e para Ciclo de Negócios em Expansão e em Recessão

A tabela apresenta as estatísticas descritivas: média, desvio padrão, t-estatístico associado e respetivo *p-value*, dos fatores de risco para o mercado da Europa, desagregado em função da evolução do mercado e em função da evolução do ciclo de negócios. O Painel A apresenta para o fator de risco liquidez numa amostra que inclui 120 observações mensais (julho/1999 a junho/2009) e, o Painel B apresenta para os seis fatores de risco numa amostra que inclui 96 observações mensais (julho/2001 a junho/2009).

O fator de risco mercado é a rendibilidade em excesso de mercado (Rme) da diferença entre a rendibilidade de mercado e a rendibilidade do ativo isento de risco em cada um dos meses. Os fatores de risco SMB, HML, WML, LLMHL e HIMLI são obtidos com base em quatro grupos de seis carteiras constituídas anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1), com base na interseção 2x3 de ME-BE/ME, ME-Momento, ME-Liquidez e ME-Risco Idiossincrático. Primeiro as ações são divididas com base na mediana de ME_{junho/t} e posteriormente com base nos percentis 30 e 70 das variáveis: (1) BE/ME_{dezembro/t}, (2) na média simples da rendibilidade de cada ação nos onze meses anteriores à constituição das carteiras (agosto/t-1 a junho/t), (3) na média simples do *turnover* de cada ação nos doze meses anteriores à constituição das carteiras (julho/t-1 a junho/t) e, (4) no risco idiossincrático obtido do desvio padrão dos resíduos do modelo com cinco fatores de risco (mercado, dimensão, valor, momento e liquidez) para os vinte e quatro meses anteriores à constituição das carteiras (julho/t-2 a junho/t). SMB é a diferença entre a média da rendibilidade das carteiras *small* e a média da rendibilidade das carteiras *big*. HML e HIMLI são a diferença entre a média da rendibilidade das carteiras *high* e a média da rendibilidade das carteiras *low*, de BE/ME e de risco idiossincrático respetivamente. LLMHL é a diferença entre a média da rendibilidade das carteiras *low* e a média da rendibilidade das carteiras *high* de liquidez. WML é a diferença entre a média da rendibilidade das carteiras *winner* (vencedoras) e a média da rendibilidade das carteiras *losers* (perdedoras).

O *p-value* corresponde ao teste estatístico da hipótese nula: a média do fator de risco ser igual a zero. As médias estatisticamente diferente de zero, a um nível de significância de 5%, estão assinaladas a negrito.

Estatísticas Descritivas dos Fatores de Risco				
Painel A - LLHML	Mean	Std. Dev	T-statistic	P-value
De julho/1999 a junho/2009	0,0038	0,0381	1,0977	0,2745
Evolução do Mercado:				
- Alta (67 meses)	-0,0124	0,0308	-3,2988	0,0016
- Baixa (53 meses)	0,0243	0,0368	4,8992	0,0000
Evolução do Ciclo de Negócios:				
- Expansão (70 meses)	0,0016	0,0263	0,5239	0,6020
- Recessão (50 meses)	0,0069	0,0504	0,9630	0,3403
Painel B				
Evolução do Mercado				
Mercado em Alta (57 meses)				
Rme	0,0320	0,0227	10,666	0,0000
SMB	0,0038	0,0275	1,0422	0,3018
HML	0,0108	0,0233	3,5056	0,0009
WML	-0,0082	0,0747	-1,3060	0,1969
LLMHL	-0,0147	0,0303	-3,6602	0,0006
HIMLI	0,0256	0,0509	3,8007	0,0004
Mercado em Baixa (39 meses)				
Rme	-0,0446	0,0382	-7,3021	0,0000
SMB	0,0127	0,0376	2,1175	0,0408
HML	0,0059	0,0281	1,3176	0,1955
WML	0,0407	0,0552	4,6055	0,0000
LLMHL	0,0284	0,0360	4,935	0,0000
HIMLI	-0,0229	0,0682	-2,0986	0,0426
Evolução do Ciclo de Negócios				
Ciclo de Negócios em Expansão (49 meses)				
Rme	0,0085	0,0354	1,6825	0,0990
SMB	0,0046	0,0290	1,1208	0,2680
HML	0,0099	0,0216	3,1909	0,0025
WML	0,0098	0,0145	4,7244	0,0000
LLMHL	0,0004	0,0227	0,1132	0,9103
HIMLI	0,0087	0,0469	1,3013	0,1994
Ciclo de Negócios em Recessão (47 meses)				
Rme	-0,0071	0,0579	-0,8390	0,4058
SMB	0,0103	0,0351	2,0179	0,0495
HML	0,0077	0,0288	1,8391	0,0724
WML	0,0136	0,0790	1,1841	0,2425
LLMHL	0,0054	0,0507	0,7293	0,4695
HIMLI	0,0030	0,0767	0,2678	0,7901

A rendibilidade média mensal em excesso das carteiras e respetivo desvio padrão, desagregado em função da evolução do mercado, em alta e em baixa e, em função da evolução do ciclo de negócios, em expansão e em recessão, é apresentada na Tabela 4.12. O Paineil A da Tabela 4.12 apresenta para as carteiras de interseção 5×5 de ME-Liquidez para o período de julho/1999 a junho/2009 (120 observações mensais). O Paineil B apresenta para as carteiras de interseção 5×5 de ME-Risco Idiossincrático para o período de julho/2001 a junho/2009 (96 observações mensais).

Os Anexos 4.1 e 4.2 apresentam graficamente a evolução da rendibilidade média mensal em excesso das carteiras de interseção 5×5, de ME-Liquidez e de ME-Risco Idiossincrático, respetivamente, para períodos de mercado em alta e em baixa e, para períodos do ciclo de negócios em expansão e em recessão, assim como para o período total da amostra, compreendido entre de julho/1999 a junho/2009 (120 observações mensais) para as carteiras ME-Liquidez e, compreendido entre julho/2001 a junho/2009 (96 observações mensais) para as carteiras ME-Risco Idiossincrático.

A rendibilidade média mensal em excesso das carteiras, de interseção 5×5 de ME-Liquidez, apresenta um comportamento de diminuição das primeiras para as últimas carteiras, independentemente da evolução da situação económica e da *proxy* utilizada, com exceção para mercado em alta. Comportamento idêntico verifica-se nas carteiras de interseção 5×5 de ME-Risco Idiossincrático, a rendibilidade média mensal em excesso das carteiras, diminuiu das primeiras para as últimas carteiras, independentemente da evolução da situação económica e da *proxy* utilizada, com exceção para mercado em alta.

O desvio padrão das carteiras de interseção 5×5, de ME-Liquidez e de ME-Risco Idiossincrático, é maior em períodos de mercado em baixa e de ciclo de negócios em recessão comparativamente a períodos de mercado em alta e de ciclo de negócios em expansão respetivamente.

Nos períodos favoráveis da evolução da situação económica (mercado em alta e ciclo de negócios em expansão) a rendibilidade média mensal em excesso nos dois conjuntos de carteiras, ME-Liquidez e ME-Risco Idiossincrático, é sempre positiva. Em períodos de mercado em baixa todas as carteiras apresentam rendibilidade média mensal em excesso negativa. Para ciclo de negócios em recessão, as carteiras de interseção 5×5 de ME-Liquidez, pertencentes aos dois maiores quintis de dimensão e de liquidez apresentam rendibilidade média mensal em excesso negativa. O mesmo é verificado nas carteiras de

interseção 5×5 de ME-Risco Idiossincrático pertencentes aos maiores quintis de dimensão e risco idiossincrático.

Tabela 4.12

Rendibilidade Média Mensal em Excesso e Desvio Padrão das Carteiras 5×5 de ME-Liquidez e de ME-Risco Idiossincrático para Mercado em Alta e em Baixa e para Ciclo de Negócios em Expansão e em Recessão

A tabela apresenta a rendibilidade média mensal em excesso das carteiras e respetivo desvio padrão desagregado em função da evolução do mercado, em alta e em baixa e, em função da evolução do ciclo de negócios, em expansão e em recessão. No Painel A da tabela apresenta para as carteiras 5x5 de ME-Liquidez para 120 observações mensais (julho/1999 a junho/2009). No Painel B da tabela apresenta para as carteiras 5x5 de ME-Risco Idiossincrático para 96 observações mensais (julho/2001 a junho/2009).

São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5, de ME-Liquidez ou de ME-Risco Idiossincrático, dos quintis de ME_{junho/t} e posteriormente do *turnover* médio de cada ação nos doze meses anteriores à constituição das carteiras (julho/t-1 a junho/t) ou do risco idiossincrático de cada ação, obtido de desvio padrão dos resíduos do modelo com cinco fatores de risco para os vinte e quatro meses anteriores à constituição das carteiras (julho/t-2 a junho/t), respetivamente.

A rendibilidade mensal das carteiras é uma média da rendibilidade mensal das ações que compõem cada 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. A rendibilidade média mensal em excesso de cada carteira é uma média simples da rendibilidade mensal em excesso de cada carteira ao longo do período analisado.

	Rendibilidade Média Mensal em Excesso					Desvio Padrão				
	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>
Painel A										
Carteiras 5×5 de ME-Liquidez para Mercado em Alta (67 meses)										
<i>Small</i>	0,033	0,032	0,043	0,040	0,050	0,047	0,054	0,055	0,057	0,068
2	0,038	0,032	0,042	0,047	0,049	0,072	0,041	0,047	0,062	0,071
3	0,026	0,031	0,035	0,033	0,050	0,039	0,037	0,041	0,048	0,051
4	0,030	0,034	0,040	0,038	0,053	0,024	0,040	0,040	0,039	0,064
<i>Big</i>	0,036	0,035	0,035	0,036	0,037	0,038	0,032	0,036	0,037	0,034
Carteiras 5×5 de ME-Liquidez para Mercado em Baixa (53 meses)										
<i>Small</i>	-0,005	-0,009	-0,015	-0,027	-0,029	0,058	0,048	0,076	0,059	0,060
2	-0,012	-0,024	-0,029	-0,036	-0,047	0,077	0,050	0,068	0,063	0,064
3	-0,014	-0,028	-0,029	-0,043	-0,044	0,038	0,051	0,055	0,064	0,069
4	-0,012	-0,038	-0,048	-0,040	-0,050	0,037	0,052	0,064	0,051	0,067
<i>Big</i>	-0,041	-0,039	-0,042	-0,050	-0,038	0,042	0,052	0,043	0,037	0,045
Carteiras 5×5 de ME-Liquidez para Ciclo de Negócios em Expansão (70 meses)										
<i>Small</i>	0,020	0,018	0,024	0,013	0,014	0,050	0,056	0,073	0,059	0,064
2	0,022	0,013	0,017	0,016	0,014	0,093	0,049	0,066	0,064	0,080
3	0,010	0,009	0,011	0,004	0,016	0,046	0,050	0,052	0,055	0,065
4	0,016	0,006	0,008	0,009	0,017	0,034	0,055	0,054	0,054	0,081
<i>Big</i>	0,007	0,012	0,004	0,006	0,011	0,053	0,039	0,048	0,055	0,048
Carteiras 5×5 de ME-Liquidez para Ciclo de Negócios em Recessão (50 meses)										
<i>Small</i>	0,011	0,008	0,007	0,008	0,016	0,062	0,054	0,069	0,077	0,089
2	0,007	0,000	0,001	0,004	-0,005	0,047	0,057	0,068	0,088	0,086
3	0,005	-0,001	0,001	-0,006	-0,003	0,039	0,057	0,064	0,081	0,088
4	0,005	-0,002	-0,009	-0,004	-0,004	0,040	0,061	0,083	0,066	0,085
<i>Big</i>	-0,004	-0,012	-0,003	-0,013	-0,006	0,059	0,071	0,063	0,057	0,061

Tabela 4.12

Rendibilidade Média Mensal em Excesso e Desvio Padrão das Carteiras 5×5 de ME-Liquidez e de ME-Risco Idiossincrático para Mercado em Alta e em Baixa e para Ciclo de Negócios em Expansão e em Recessão (continuação)

	Rendibilidade Média Mensal em Excesso					Desvio Padrão				
	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>
Painel B										
Carteiras 5×5 de ME-Risco Idiossincrático para Mercado em Alta (57 meses)										
<i>Small</i>	0,030	0,038	0,044	0,051	0,067	0,040	0,057	0,077	0,090	0,144
2	0,036	0,027	0,034	0,036	0,051	0,037	0,033	0,048	0,051	0,072
3	0,025	0,026	0,036	0,035	0,047	0,031	0,027	0,042	0,045	0,063
4	0,024	0,033	0,035	0,046	0,043	0,028	0,030	0,035	0,060	0,058
<i>Big</i>	0,025	0,029	0,035	0,042	0,043	0,021	0,023	0,033	0,044	0,050
Carteiras 5×5 de ME- Risco Idiossincrático para Mercado em Baixa (39 meses)										
<i>Small</i>	-0,028	-0,033	-0,026	-0,031	-0,014	0,060	0,058	0,088	0,077	0,113
2	-0,024	-0,032	-0,048	-0,050	-0,041	0,042	0,058	0,064	0,056	0,101
3	-0,013	-0,029	-0,054	-0,049	-0,062	0,036	0,047	0,062	0,065	0,076
4	-0,021	-0,034	-0,048	-0,051	-0,059	0,057	0,060	0,064	0,110	0,066
<i>Big</i>	-0,035	-0,049	-0,046	-0,047	-0,072	0,038	0,042	0,051	0,076	0,080
Carteiras 5×5 de ME- Risco Idiossincrático para Ciclo de Negócios em Expansão (49 meses)										
<i>Small</i>	0,012	0,011	0,023	0,018	0,035	0,051	0,063	0,082	0,080	0,151
2	0,019	0,006	0,004	0,015	0,016	0,047	0,047	0,059	0,060	0,066
3	0,012	0,006	0,005	0,003	0,011	0,027	0,041	0,051	0,047	0,068
4	0,007	0,012	0,008	0,005	0,012	0,036	0,042	0,047	0,061	0,065
<i>Big</i>	0,007	0,007	0,010	0,010	0,007	0,036	0,038	0,035	0,046	0,046
Carteiras 5×5 de ME- Risco Idiossincrático para Ciclo de Negócios em Recessão (47 meses)										
<i>Small</i>	0,001	0,007	0,008	0,017	0,033	0,062	0,071	0,095	0,107	0,123
2	0,004	0,000	-0,003	-0,013	0,011	0,049	0,059	0,077	0,073	0,121
3	0,006	0,001	-0,007	-0,001	-0,006	0,046	0,050	0,082	0,085	0,103
4	0,005	-0,001	-0,005	0,008	-0,010	0,058	0,067	0,077	0,124	0,091
<i>Big</i>	-0,007	-0,013	-0,007	0,001	-0,014	0,046	0,059	0,073	0,094	0,112

4.5.3.2. Modelos de Cinco e de Seis Fatores Condicional com a Evolução do Mercado

O objetivo desta secção é analisar a robustez dos modelos de cinco e de seis fatores, se os fatores de risco (mercado, dimensão, valor, momento, liquidez e risco idiossincrático) apresentam comportamento condicional em função da evolução da situação económica, através da *proxy* evolução do mercado.

A Tabela 4.13 apresenta os resultados das regressões do modelo de cinco fatores condicional com a evolução do mercado para o período de julho/1999 a junho/2009. São estimadas vinte e cinco regressões temporais, correspondendo cada regressão a uma carteira constituída com base na interseção 5x5 de ME-Liquidez de acordo com a metodologia de Fama e French (1993, 2012). O Painel A da Tabela 4.13 apresenta as estimativas dos coeficientes da regressão que não estão associados à variável *dummy* do modelo, o Painel B apresenta as estimativas dos coeficientes da regressão que estão associados à variável *dummy* do modelo e, o Painel C apresenta os indicadores da qualidade do ajustamento.

Os resultados das regressões do modelo de seis fatores condicional com a evolução do mercado para o período de julho/2001 a junho/2009 são apresentados no Anexo 4.3. São estimadas vinte e cinco regressões temporais, correspondendo cada regressão a uma carteira da interseção 5x5 de ME-Risco Idiossincrático de acordo com a metodologia de Fama e French (1993, 2012).

As oscilações da rentabilidade em excesso das carteiras face às oscilações dos fatores de risco, quando o mercado está em baixa, são medidas pelos coeficientes “ b_1 ”, “ s_1 ”, “ h_1 ”, “ w_1 ”, “ l_1 ” e, “ i_1 ”. Quando o mercado está em alta, as oscilações da rentabilidade em excesso das carteiras face às oscilações dos fatores de risco são medidas pelas somas dos dois respetivos coeficientes, “ b_1+b_2 ”, “ s_1+s_2 ”, “ h_1+h_2 ”, “ w_1+w_2 ”, “ l_1+l_2 ” e, “ i_1+i_2 ”.

Da análise realizada aos valores das vinte e cinco regressões do modelo de cinco fatores condicional com a evolução do mercado, em alta e em baixa, Tabela 4.13, salienta-se alguns aspetos, sempre que possível por comparação com o modelo de cinco fatores não condicional (Tabela 4.8).

O coeficiente “ b_1 ” associado ao fator de risco mercado é estatisticamente significativo em todas as carteiras, assim como no modelo não condicional. O coeficiente associado a este fator de risco que mede o diferencial da rentabilidade em excesso das carteiras de mercado em baixa para mercado em alta, “ b_2 ”, é estatisticamente significativo em seis carteiras. Os coeficientes “ s_1 ” e “ s_2 ” associados ao fator de risco dimensão são estatisticamente significativos em vinte e três e sete carteiras respetivamente (vinte e uma carteiras no modelo não condicional). Os coeficientes associados ao fator de risco valor “ h_1 ” e “ h_2 ” são estatisticamente significativos em oito e seis carteiras respetivamente (quinze carteiras no modelo não condicional). Os coeficientes “ w_1 ” e “ w_2 ” associado ao

Tabela 4.13

Modelo de Cinco Fatores Condicional com a Evolução do Mercado com Carteiras 5x5 de ME-Liquidez

No Painel A da tabela são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão que não estão associados à variável *dummy* do modelo e no lado direito os respectivos *p-value*. No Painel B são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão que estão associados à variável *dummy* do modelo e no lado direito os respectivos *p-value*. No Painel C estão os coeficientes de determinação ajustados (R^2 ajustado), os *p-value* associados, à estatística F da significância global da regressão e o teste conjunto aos coeficientes (*Wald test*), 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.

A amostra para a estimação do modelo inclui 120 observações mensais, compreendidas entre julho/1999 a junho/2009. São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (junho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-Liquidez, dos quintis de ME_{junho,t} e da média simples do *turnover* cada ação nos doze meses anteriores à constituição das carteiras (junho/t-1 a junho/t).

A equação estimada para as vinte e cinco carteiras é: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_{j1} \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + b_{j2} \times Dm_t \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_{j1} \times SMB_t + s_{j2} \times Dm_t \times SMB_t + h_{j1} \times HML_t + h_{j2} \times Dm_t \times HML_t + m_{j1} \times WML_t + m_{j2} \times Dm_t \times WML_t + l_{j1} \times LLMHL_t + l_{j2} \times Dm_t \times LLMHL_t + \epsilon_{j,t}$. Em que: $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t, $R_{f,t}$ é a rendibilidade do ativo isento de risco no mês t, $R_{m,t}$ é a rendibilidade da carteira de mercado no mês t, Dm_t é uma variável *dummy* que assume o valor de 1 se no mês t o mercado está em alta e 0 se no mês t o mercado está em baixa e, SMB, HML, WML e LLMHL são os fatores de risco dimensão, valor, momento e, liquidez respetivamente.

SMB é a diferença entre a média da rendibilidade das três carteiras *small* e a média da rendibilidade das três carteiras *big* de ME. HML é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *high* e a média da rendibilidade das duas carteiras *low* de BE/ME. WML é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *winner* (vencedoras) e a média da rendibilidade das duas carteiras *losers* (perdedoras). LLMHL é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *low* e a média da rendibilidade das duas carteiras *high* de liquidez.

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

Size	Turnover – Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Regressão: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_{j1} \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + b_{j2} \times Dm_t \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_{j1} \times SMB_t + s_{j2} \times Dm_t \times SMB_t + h_{j1} \times HML_t + h_{j2} \times Dm_t \times HML_t + m_{j1} \times WML_t + m_{j2} \times Dm_t \times WML_t + l_{j1} \times LLMHL_t + l_{j2} \times Dm_t \times LLMHL_t + \epsilon_{j,t}$										
Painel A										
	A					P-value (a)				
Small	0,025	0,010	0,008	0,005	0,007	0,000	0,167	0,273	0,415	0,300
2	0,001	-0,003	0,005	0,003	-0,008	0,784	0,490	0,222	0,457	0,101
3	0,002	0,003	0,003	-0,001	0,006	0,671	0,430	0,469	0,725	0,204
4	0,004	-0,002	0,003	-0,002	-0,004	0,218	0,621	0,443	0,719	0,437
Big	-0,001	0,004	-0,003	-0,004	0,004	0,724	0,312	0,311	0,178	0,163
	b ₁					P-value (b ₁)				
Small	0,826	0,728	1,132	1,118	0,960	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	1,223	0,979	1,162	0,925	1,141	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,628	1,097	1,153	1,127	1,369	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,707	1,172	1,201	0,965	1,244	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	1,113	1,150	0,893	0,905	0,890	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	s ₁					P-value (s ₁)				
Small	0,568	0,762	1,027	0,957	0,761	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	1,125	0,877	1,217	0,823	1,023	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,486	0,787	0,856	0,848	0,917	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,652	0,739	0,592	0,569	0,907	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	-0,306	0,151	0,048	-0,177	0,191	0,000	0,102	0,535	0,006	0,002
	h ₁					P-value (h ₁)				
Small	0,001	0,123	0,199	0,378	0,103	0,996	0,423	0,243	0,010	0,505
2	-0,267	0,112	-0,012	0,127	0,254	0,411	0,201	0,900	0,202	0,021
3	-0,061	0,216	0,347	0,166	0,288	0,499	0,009	0,000	0,058	0,006
4	0,163	0,135	-0,030	0,181	0,011	0,035	0,141	0,760	0,158	0,927
Big	0,005	0,401	-0,090	-0,234	-0,048	0,945	0,000	0,221	0,000	0,386
	w ₁					P-value (w ₁)				
Small	-0,285	-0,041	-0,212	0,000	-0,120	0,014	0,737	0,120	0,998	0,332
2	-0,052	-0,079	-0,059	-0,162	0,014	0,675	0,255	0,431	0,042	0,874
3	0,036	0,033	0,030	0,094	0,106	0,643	0,604	0,643	0,165	0,193
4	0,031	0,108	0,018	-0,005	0,091	0,609	0,139	0,821	0,949	0,345
Big	-0,123	-0,233	0,145	0,071	0,026	0,030	0,001	0,014	0,136	0,551

Tabela 4.13
Modelo de Cinco Fatores Condicional com a Evolução do Mercado com Carteiras 5x5 de ME-Liquidez (continuação)

Size	Turnover – Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Painel A										
	I_1					$P\text{-value} (I_1)$				
Small	0,094	-0,063	0,253	-0,211	-0,290	0,630	0,761	0,272	0,281	0,168
2	0,945	0,244	-0,102	-0,465	-0,414	0,001	0,042	0,421	0,001	0,006
3	0,190	-0,085	-0,144	-0,169	-0,560	0,233	0,441	0,191	0,000	0,000
4	0,031	-0,079	-0,460	-0,324	-0,361	0,763	0,526	0,001	0,005	0,030
Big	0,578	0,089	-0,274	-0,103	-0,359	0,000	0,448	0,007	0,204	0,000
Painel B										
	b_2					$P\text{-value} (b_2)$				
Small	-0,606	-0,213	-0,147	-0,414	-0,220	0,037	0,490	0,667	0,155	0,481
2	0,214	-0,080	-0,219	0,033	0,143	0,511	0,649	0,248	0,866	0,515
3	0,028	-0,419	-0,353	-0,363	-0,499	0,898	0,011	0,032	0,036	0,017
4	-0,056	-0,251	-0,392	-0,036	0,175	0,714	0,176	0,050	0,861	0,472
Big	0,022	-0,335	0,145	0,156	0,062	0,879	0,057	0,325	0,193	0,579
	s_2					$P\text{-value} (s_2)$				
Small	0,255	-0,019	-0,266	-0,264	0,127	0,243	0,935	0,304	0,229	0,590
2	0,101	-0,274	-0,455	0,273	0,096	0,822	0,042	0,002	0,071	0,563
3	0,102	0,030	-0,143	-0,061	-0,291	0,592	0,807	0,247	0,634	0,063
4	-0,365	-0,189	-0,218	0,075	-0,152	0,002	0,176	0,151	0,738	0,408
Big	0,267	-0,267	-0,130	0,287	-0,264	0,014	0,045	0,244	0,002	0,002
	h_2					$P\text{-value} (h_2)$				
Small	-0,318	0,152	-0,269	-0,300	0,498	0,099	0,460	0,237	0,122	0,018
2	0,091	-0,176	-0,188	-0,341	-0,541	0,820	0,134	0,135	0,011	0,000
3	-0,221	-0,147	-0,437	-0,041	-0,122	0,088	0,176	0,000	0,717	0,373
4	-0,023	-0,189	0,300	-0,042	-0,244	0,825	0,794	0,134	0,124	0,026
Big	-0,029	-0,139	0,270	0,113	-0,063	0,756	0,232	0,007	0,157	0,401
	w_2					$P\text{-value} (w_2)$				
Small	0,092	0,115	0,054	-0,143	0,051	0,591	0,529	0,789	0,404	0,783
2	-0,154	0,296	-0,010	-0,019	-0,190	0,534	0,005	0,926	0,870	0,143
3	-0,044	-0,057	-0,055	-0,247	-0,117	0,673	0,550	0,567	0,016	0,336
4	0,100	-0,155	-0,072	0,039	-0,199	0,272	0,155	0,541	0,734	0,168
Big	0,080	0,122	-0,156	-0,054	0,029	0,340	0,238	0,074	0,444	0,660
	l_2					$P\text{-value} (l_2)$				
Small	0,056	-0,037	-0,146	-0,213	-0,582	0,837	0,900	0,650	0,435	0,049
2	0,498	-0,451	0,126	0,011	-0,030	0,366	0,008	0,477	0,953	0,885
3	-0,020	0,008	0,019	0,226	-0,167	0,927	0,959	0,901	0,164	0,388
4	-0,038	0,049	0,044	0,100	0,112	0,790	0,777	0,816	0,525	0,625
Big	-0,320	-0,075	0,164	0,084	0,300	0,018	0,647	0,236	0,455	0,005
Painel C										
	R^2 Ajustado					$P\text{-value} (F)$				
Small	0,508	0,430	0,587	0,660	0,691	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,684	0,798	0,857	0,871	0,874	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,599	0,830	0,853	0,883	0,866	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,690	0,817	0,843	0,815	0,845	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	0,882	0,825	0,871	0,919	0,923	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Wald Test, $P\text{-value} (H_0: b_2=s_2=h_2=w_2=l_2=0)$					Fatores Globais (5x5)				
Small	0,109	0,747	0,794	0,406	0,050	$\overline{R^2}$	a	$P\text{-value} (GRS)$		
2	0,949	0,007	0,018	0,025	0,000	0,777	0,003	0,0254		
3	0,437	0,159	0,005	0,058	0,107					
4	0,041	0,342	0,003	0,602	0,215					
Big	0,011	0,043	0,010	0,029	0,000					

fator de risco momento são estatisticamente significativos em cinco e duas carteiras respectivamente (cinco carteiras no modelo não condicional). Os coeficientes “ l_1 ” e “ l_2 ” associados ao fator de risco liquidez são estatisticamente significativos em doze e quatro carteiras respectivamente (catorze no modelo não condicional).

A hipótese nula, associada ao teste estatístico (*Wald test*), dos coeficientes associados à variável *dummy* em cada um dos fatores de risco (b_2 , s_2 , h_2 , w_2 e l_2), serem iguais a zero, é rejeitada em treze carteiras (C5, C7, C8, C9, C10, C13, C16, C18, C21, C22, C23, C24 e, C25), indiciando a existência de uma relação condicional dos fatores de risco com a evolução do mercado. No teste de significância global, o modelo condicional continua a evidenciar ser estatisticamente significativo em todas as carteiras, assim como no modelo não condicional. O coeficiente de determinação ajustado apresenta valores próximos nos dois modelos, mas superior em dezanove carteiras no modelo condicional. A média deste coeficiente é de 77,7% no modelo condicional e de 76,9% no modelo não condicional.

No teste estatístico de GRS a hipótese nula do conjunto das vinte e cinco constantes ser igual a zero, é rejeitada para um nível de significância estatística de 5%, mas não é rejeitada para um nível de significância estatística de 1%.

Da análise ao modelo de seis fatores condicional com a evolução do mercado, Anexo 4.3, retira-se algumas conclusões sempre por comparação com o modelo na versão não condicional (Tabela 4.9) e o modelo de cinco fatores condicional com a evolução do mercado (Tabela 4.13).

Os coeficientes associados a cada um dos fatores de risco são estatisticamente significativos em menor número de carteiras no modelo de seis fatores condicional comparativamente ao modelo na versão não condicional e ao modelo de cinco fatores condicional. A constante do modelo é estatisticamente diferente de zero em três, uma e uma carteira nos modelos, seis fatores não condicional e de cinco e seis fatores condicional respectivamente. Nos dois modelos condicionais, com cinco e seis fatores, no teste de GRS a hipótese nula, do conjunto das vinte e cinco constantes ser igual a zero, é rejeitada para um nível de significância estatística de 5%, mas não é rejeitada para um nível de significância de estatística de 1%. A mesma hipótese não é rejeitada a 1% no modelo de seis fatores não condicional. O teste estatístico (*Wald test*) aos coeficientes associados à

variável *dummy* em cada um dos fatores de risco serem iguais a zero é rejeitado em treze e cinco carteiras nos modelos condicionais de cinco e seis fatores respetivamente, indiciando a existência de uma relação condicional dos fatores de risco com a evolução do mercado. A média dos coeficientes de determinação ajustado é menor no modelo de seis fatores condicional comparativamente ao modelo de cinco fatores condicional, mas superior ao modelo de seis fatores não condicional.

Embora não existam muitas diferenças no comportamento do modelo para algumas carteiras, o modelo de seis fatores condicional parece mais adequado comparativamente ao modelo na versão não condicional.

Face ao exposto, conclui-se que apesar dos seis fatores de risco apresentarem comportamento condicional com a evolução do mercado em algumas carteiras, os indicadores da qualidade do ajustamento (coeficiente de determinação ajustado, teste de GRS, teste individual e conjunto aos coeficientes) revelam que, o modelo de seis fatores condicional com a evolução do mercado não apresenta maior capacidade explicativa da rendibilidade em excesso das carteiras comparativamente ao modelo de cinco fatores condicional com a evolução do mercado. Assim, o modelo mais adequado na explicação da rendibilidade em excesso das carteiras no mercado da Europa é o modelo de cinco fatores condicional. Este resultado está de acordo com as evidências encontradas anteriormente aos modelos não condicionais de cinco e seis fatores. Nas secções anteriores, com base nos mesmos indicadores da qualidade do ajustamento, constata-se que o modelo de seis fatores não condicional não apresenta maior capacidade explicativa da rendibilidade em excesso das carteiras comparativamente ao modelo de cinco fatores não condicional.

O objetivo da secção seguinte é analisar se as conclusões obtidas nesta secção, para os modelos de cinco e seis fatores condicional com a evolução do mercado, são confirmadas quando é utilizada a *proxy* ciclo de negócios da zona euro.

4.5.3.3. Modelos de Cinco e de Seis Fatores Condicional com a Evolução do Ciclo de Negócios

Esta secção analisa se os fatores de risco (mercado, dimensão, valor, momento, liquidez e risco idiossincrático) apresentam comportamento condicional em função da evolução da situação económica, através da *proxy* ciclo de negócios da zona euro, em expansão e em recessão.

A Tabela 4.14 apresenta os resultados das regressões do modelo de cinco fatores, condicional com a evolução do ciclo de negócios para o período de julho/1999 a junho/2009. São estimadas vinte e cinco regressões temporais para o mercado de capitais da Europa. Cada regressão corresponde a uma carteira constituída com base na interseção 5x5 de ME-Liquidez de acordo com a metodologia de Fama e French (1993, 2012). O Painel A da Tabela 4.14 apresenta as estimativas dos coeficientes da regressão que não estão associados à variável *dummy* do modelo, o Painel B apresenta as estimativas dos coeficientes de regressão que estão associados à variável *dummy* do modelo e, o Painel C apresenta os indicadores da qualidade do ajustamento.

Os resultados das regressões do modelo de seis fatores condicional com a evolução do ciclo de negócios para o período de julho/2001 a junho/2009 são apresentados no Anexo 4.4. São estimadas vinte e cinco regressões temporais, correspondendo cada regressão a uma carteira da interseção 5x5 de ME-Risco Idiossincrático de acordo com a metodologia de Fama e French (1993, 2012).

As oscilações da rendibilidade em excesso das carteiras face às oscilações dos fatores de risco, quando o ciclo de negócios está em recessão, são medidas pelos coeficientes “ b_1 ”, “ s_1 ”, “ h_1 ”, “ w_1 ”, “ l_1 ” e, “ i_1 ”, e quando o ciclo de negócios está em expansão, são medidas pelas somas dos dois respetivos coeficientes, “ b_1+b_2 ”, “ s_1+s_2 ”, “ h_1+h_2 ”, “ w_1+w_2 ”, “ l_1+l_2 ” e, “ i_1+i_2 ”.

A análise realizada aos valores das vinte e cinco regressões do modelo de cinco fatores condicional com a evolução do ciclo de negócios, Tabela 4.14, é sempre que possível, por comparação com os modelos de cinco fatores, não condicional (Tabela 4.8) e condicional com a evolução do mercado (Tabela 4.13).

Tabela 4.14

Modelo de Cinco Fatores Condicional com a Evolução do Ciclo de Negócios com Carteiras 5x5 de ME-Liquidez

No Painel A da tabela são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão que não estão associados à variável *dummy* do modelo e no lado direito os respectivos *p-value*. No Painel B são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão que estão associados à variável *dummy* do modelo e no lado direito os respectivos *p-value*. No Painel C estão os coeficientes de determinação ajustados (R^2 ajustado), os *p-value* associados, à estatística F da significância global da regressão e o teste conjunto aos coeficientes (*Wald test*), 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.

A amostra para a estimação do modelo inclui 120 observações mensais, compreendidas entre julho/1999 a junho/2009. São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (junho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-Liquidez, dos quintis de ME_{junho/t} e da média simples do *turnover* de cada ação nos doze meses anteriores à constituição das carteiras (junho/t-1 a junho/t).

A equação estimada para as vinte e cinco carteiras é: $R_{j,t} - R_{ft} = a_j + b_{j1} \times (R_{m,t} - R_{ft}) + b_{j2} \times Dcn_t \times (R_{m,t} - R_{ft}) + s_{j1} \times SMB_t + s_{j2} \times Dcn_t \times SMB_t + h_{j1} \times HML_t + h_{j2} \times Dcn_t \times HML_t + m_{j1} \times WML_t + m_{j2} \times Dcn_t \times WML_t + l_{j1} \times LLMHL_t + l_{j2} \times Dcn_t \times LLMHL_t + \epsilon_{j,t}$. Em que: $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t, R_{ft} é a rendibilidade do ativo isento de risco no mês t, $R_{m,t}$ é a rendibilidade da carteira de mercado no mês t, Dcn_t é uma variável *dummy* que assume o valor de 1 se no mês t o ciclo de negócios está em expansão e 0 se no mês t o ciclo de negócios está em recessão e, SMB, HML, WML e LLMHL são os fatores de risco dimensão, valor, momento e, liquidez respetivamente.

SMB é a diferença entre a média da rendibilidade das três carteiras *small* e a média da rendibilidade das três carteiras *big* de ME. HML é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *high* e a média da rendibilidade das duas carteiras *low* de BE/ME e liquidez respetivamente. WML é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *winner*s (vencedoras) e a média da rendibilidade das duas carteiras *losers* (*perdedoras*). LLMHL é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *low* e a média da rendibilidade das duas carteiras *high* de liquidez (*turnover*).

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

Size	Turnover – Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Regressão: $R_{j,t} - R_{ft} = a_j + b_{j1} \times (R_{m,t} - R_{ft}) + b_{j2} \times Dcn_t \times (R_{m,t} - R_{ft}) + s_{j1} \times SMB_t + s_{j2} \times Dcn_t \times SMB_t + h_{j1} \times HML_t + h_{j2} \times Dcn_t \times HML_t + m_{j1} \times WML_t + m_{j2} \times Dcn_t \times WML_t + l_{j1} \times LLMHL_t + l_{j2} \times Dcn_t \times LLMHL_t + \epsilon_{j,t}$										
Painel A										
	a					P-value (a)				
<i>Small</i>	0,012	0,005	0,010	0,003	0,004	0,006	0,264	0,002	0,516	0,321
2	0,000	0,000	0,003	0,003	0,000	0,981	0,956	0,286	0,351	0,913
3	0,003	-0,003	-0,002	-0,008	-0,001	0,143	0,095	0,459	0,001	0,736
4	0,005	-0,004	-0,005	-0,004	0,002	0,018	0,123	0,128	0,147	0,527
<i>Big</i>	0,000	0,000	-0,001	-0,002	0,003	0,857	0,977	0,640	0,221	0,104
	b ₁					P-value (b ₁)				
<i>Small</i>	0,530	0,834	1,090	1,021	0,901	0,009	0,000	0,000	0,000	0,000
2	1,027	1,160	1,065	0,651	0,964	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,637	1,014	1,080	1,106	0,972	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,892	1,165	1,160	1,017	1,196	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<i>Big</i>	0,915	1,393	1,115	0,888	0,967	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	s ₁					P-value (s ₁)				
<i>Small</i>	0,651	0,939	0,725	0,976	0,125	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,823	0,743	0,889	0,945	0,741	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,590	0,824	0,935	0,918	0,699	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,605	0,781	0,573	0,653	0,659	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<i>Big</i>	-0,207	0,146	0,164	-0,165	0,152	0,021	0,152	0,076	0,026	0,041
	h ₁					P-value (h ₁)				
<i>Small</i>	0,131	0,102	0,128	0,501	0,425	0,559	0,657	0,607	0,023	0,072
2	0,325	0,084	0,140	0,566	0,104	0,123	0,527	0,325	0,000	0,529
3	-0,040	0,160	0,189	0,224	0,376	0,812	0,190	0,129	0,092	0,018
4	-0,089	-0,052	0,187	0,102	0,090	0,443	0,692	0,239	0,417	0,622
<i>Big</i>	0,312	-0,055	-0,128	-0,159	-0,228	0,005	0,662	0,256	0,079	0,013
	w ₁					P-value (w ₁)				
<i>Small</i>	-0,182	-0,065	-0,113	-0,155	-0,331	0,200	0,656	0,399	0,260	0,027
2	0,068	0,235	-0,021	-0,234	-0,130	0,606	0,006	0,816	0,012	0,211
3	0,097	-0,010	0,077	-0,045	-0,117	0,259	0,899	0,325	0,593	0,235
4	0,106	0,042	-0,067	-0,022	-0,010	0,147	0,611	0,504	0,731	0,929
<i>Big</i>	-0,201	-0,078	0,088	0,109	0,058	0,004	0,323	0,218	0,050	0,310

Tabela 4.14

Modelo de Cinco Fatores Condicional com Evolução do Ciclo de Negócios com Carteiras 5x5 de ME-Liquidez (continuação)

Size	Turnover – Quintis					Turnover – Quintis				
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Painel A										
	l_1					$P\text{-value} (l_1)$				
Small	0,010	0,265	0,152	-0,086	-0,230	0,964	0,244	0,318	0,689	0,321
2	0,409	-0,033	-0,112	-0,757	-0,459	0,050	0,803	0,421	0,000	0,006
3	0,059	0,105	-0,118	-0,352	-0,574	0,728	0,384	0,338	0,008	0,000
4	0,240	0,131	-0,272	-0,146	-0,388	0,037	0,314	0,084	0,075	0,033
Big	0,337	0,369	-0,066	-0,232	-0,191	0,002	0,003	0,551	0,001	0,034
Painel B										
	b_2					$P\text{-value} (b_2)$				
Small	0,078	-0,257	-0,113	-0,299	-0,163	0,747	0,300	0,575	0,202	0,517
2	0,304	-0,397	-0,138	0,338	0,319	0,180	0,006	0,367	0,031	0,074
3	0,323	-0,147	-0,102	-0,263	0,065	0,739	0,261	0,445	0,066	0,697
4	-0,285	-0,126	-0,306	-0,055	0,087	0,024	0,376	0,075	0,709	0,657
Big	0,227	-0,518	-0,205	0,194	0,016	0,050	0,000	0,092	0,047	0,869
	s_2					$P\text{-value} (s_2)$				
Small	0,054	-0,269	0,259	-0,240	-0,370	0,807	0,238	0,212	0,263	0,112
2	0,644	0,059	0,198	0,012	0,370	0,002	0,650	0,157	0,931	0,024
3	-0,123	-0,065	-0,294	-0,163	0,144	0,292	0,589	0,017	0,211	0,349
4	-0,210	-0,277	-0,046	-0,091	0,221	0,670	0,035	0,766	0,386	0,222
Big	0,077	-0,024	-0,271	0,187	-0,157	0,473	0,085	0,016	0,036	0,079
	h_2					$P\text{-value} (h_2)$				
Small	-0,257	0,144	-0,191	-0,414	0,011	0,296	0,567	0,512	0,084	0,966
2	-0,690	-0,210	-0,421	-0,706	-0,238	0,003	0,150	0,008	0,000	0,187
3	-0,184	-0,006	-0,091	-0,098	-0,145	0,330	0,964	0,501	0,500	0,395
4	0,221	0,078	-0,078	0,097	-0,372	0,083	0,592	0,654	0,496	0,065
Big	-0,339	0,425	0,178	0,004	0,171	0,005	0,002	0,150	0,967	0,086
	w_2					$P\text{-value} (w_2)$				
Small	-0,370	0,098	-0,371	0,008	0,690	0,126	0,693	0,068	0,973	0,007
2	-0,005	-0,331	-0,222	-0,013	-0,491	0,984	0,022	0,146	0,935	0,006
3	-0,351	-0,162	-0,386	0,143	0,453	0,070	0,217	0,004	0,313	0,008
4	-0,128	-0,323	0,335	0,071	-0,273	0,304	0,024	0,050	0,606	0,167
Big	0,175	-0,099	0,109	-0,230	0,015	0,135	0,460	0,369	0,019	0,877
	l_2					$P\text{-value} (l_2)$				
Small	-0,120	-0,631	-0,068	-0,490	-0,496	0,693	0,044	0,779	0,097	0,020
2	1,393	0,106	0,042	0,376	-0,237	0,000	0,554	0,826	0,056	0,288
3	0,061	-0,490	-0,184	-0,275	-0,024	0,794	0,003	0,273	0,124	0,909
4	-0,350	-0,490	-0,218	-0,203	0,009	0,027	0,007	0,308	0,200	0,971
Big	0,081	-0,445	-0,120	0,156	0,075	0,578	0,009	0,431	0,200	0,539
Painel C										
	R^2 Ajustado					$P\text{-value} (F)$				
Small	0,482	0,446	0,594	0,677	0,695	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,772	0,801	0,859	0,882	0,876	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,607	0,835	0,851	0,879	0,866	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,694	0,836	0,829	0,816	0,848	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	0,879	0,843	0,868	0,921	0,913	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Wald Test, $P\text{-value} (H_0: b_2=s_2=h_2=w_2=l_2=0)$					Fatores Globais (5x5)				
Small	0,414	0,320	0,512	0,192	0,033	\bar{R}^2	a	$P\text{-value} (GRS)$		
2	0,000	0,003	0,008	0,000	0,000				0,783	0,001
3	0,513	0,050	0,009	0,215	0,117					
4	0,025	0,003	0,114	0,491	0,113					
Big	0,026	0,000	0,030	0,013	0,120					

Os coeficientes do modelo, associados ou não à variável *dummy*, são estatisticamente significativos em sensivelmente o mesmo número de carteiras nos dois modelos condicionais. No entanto, os fatores de risco momento e liquidez, apresentam respectivamente os coeficientes “ w_2 ” e “ l_2 ” estatisticamente significativos em maior número de carteiras no modelo condicional com a evolução do ciclo de negócios comparativamente ao modelo condicional com a evolução do mercado. O teste estatístico conjunto (*Wald test*) à hipótese nula dos coeficientes associados à variável *dummy* serem iguais a zero, é rejeitada em catorze carteiras (C5, C6, C7, C8, C9, C10, C12, C13, C16, C17, C21, C22, C23 e C24), comparativamente a treze carteiras no modelo condicional com a evolução do mercado. Pode-se afirmar, que para algumas carteiras o modelo condicional com a evolução do ciclo de negócios parece ser mais adequado que o modelo não condicional.

À semelhança de todos os modelos analisados, no teste de significância global, o modelo é estatisticamente significativo em todas as carteiras.

No teste estatístico de GRS a hipótese nula, do conjunto das vinte e cinco constantes ser igual a zero, é rejeitada para um nível de significância estatística de 1% no modelo condicional com a evolução do ciclo de negócios. Mas, esta hipótese não é rejeitada nos modelos, não condicional e condicional com a evolução do mercado.

O coeficiente de determinação ajustado apresenta valores semelhantes nos três modelos, não condicional e condicionais, mas superior nestes últimos. A média deste coeficiente é de 77,7% e 78,3% nos modelos condicionais, com a evolução do mercado e com a evolução do ciclo de negócios respectivamente, e de 76,9% no modelo não condicional.

Na análise ao modelo de seis fatores condicional com a evolução do ciclo de negócios, Anexo 4.4, por comparação com o modelo de seis fatores condicional com a evolução do mercado (Anexo 4.3) e o modelo de cinco fatores condicional com a evolução do ciclo de negócios (Tabela 4.14), retiram-se algumas conclusões.

Os indicadores da qualidade do ajustamento, média dos coeficientes de determinação ajustado, *Wald test* e teste de significância individual dos coeficientes associados à variável *dummy* do modelo apresentam melhores resultados no modelo condicional com a evolução do ciclo de negócios comparativamente ao modelo condicional com o mercado. No entanto pelo teste de GRS a hipótese nula, é rejeitada a um

nível de significância estatística de 1% no modelo condicional com a *proxy* evolução do ciclo de negócios, mas esta hipótese não é rejeitada modelo condicional com a *proxy* evolução do mercado. Estes resultados são idênticos aos obtidos nos modelos de cinco fatores condicionais.

Pode-se afirmar que, de acordo com os indicadores da qualidade do ajustamento (teste de significância individual dos coeficientes e, coeficiente de determinação ajustado, *Wald test*) as duas *proxies* da evolução da situação económica são adequadas no modelo de seis fatores condicional.

Considerando os modelos de cinco e seis fatores condicionais, constata-se que apesar de não existam muitas diferenças no comportamento dos modelos para algumas carteiras, os modelos condicionais são mais adequados que os modelos na versão não condicional, independentemente da *proxy* utilizada para a evolução da situação económica. Conclui-se assim que os seis fatores de risco apresentam comportamento condicional com a evolução da situação económica. Apesar dos modelos condicionais serem mais adequados que os modelos não condicionais, os resultados parecem sugerir que não é indiferente a *proxy* utilizada para medir a evolução da situação económica. Os indicadores da qualidade do ajustamento, significância estatística dos coeficientes, média dos coeficientes de determinação ajustado e *Wald test*, apresentam melhores resultados na *proxy* evolução do ciclo de negócios comparativamente à *proxy* evolução do mercado. Mas, pelo teste de GRS, parece existir evidência a favor do modelo condicional com a evolução de mercado comparativamente ao modelo condicional com a *proxy* evolução do ciclo de negócios.

Face à análise desenvolvida, conclui-se relativamente às hipóteses de pesquisa enunciadas que os seis fatores de risco apresentam comportamento condicional com a evolução da situação económica. Comparando os modelos condicionais, os indicadores da qualidade do ajustamento indicam que o modelo mais adequado para explicar a rendibilidade em excesso das carteiras no mercado da Europa é o modelo de cinco fatores condicional, independentemente da *proxy* utilizada para a evolução da situação económica.

4.6. Conclusões

A teoria de avaliação dos ativos defende que os investidores são avessos ao risco e, se os investidores são avessos à falta de liquidez das ações, é de esperar que ações de menor liquidez proporcionem rendibilidades superiores às ações de maior liquidez. Amihud e Mendelson (1986) são dos primeiros autores a analisar a capacidade explicativa da liquidez na rendibilidade das ações e a concluir pela existência de uma relação negativa entre liquidez e rendibilidade.

O risco total de um ativo é constituído por duas componentes, o risco sistemático que não é possível eliminar com a diversificação e o risco idiossincrático que pode ser eliminado com a diversificação. A teoria de avaliação dos ativos defende a diversificação das carteiras para eliminar o risco idiossincrático, daí que os modelos sobre a avaliação das ações estabelecem uma relação linear e positiva entre a rendibilidade e o risco sistemático, não existindo qualquer remuneração para o risco idiossincrático. Apesar dos investidores conhecerem este pressuposto, existem vários fatores, como as características dos investidores (riqueza e grau de aversão ao risco) e dos mercados (custos de transação e de informação), que contribuem para estes não possuírem carteiras diversificadas. Paralelamente assiste-se que ao longo do tempo a volatilidade, quer de mercado quer idiossincrática, está a aumentar, como consequência é necessário aumentar ao número de ações numa carteira para reduzir o risco idiossincrático. Na década de noventa, surgem vários estudos empíricos que analisam a capacidade explicativa do risco idiossincrático na explicação da rendibilidade das ações e, verificam a existência de um prémio de risco idiossincrático na explicação da rendibilidade das ações (Barberis & Huang, 2008; Fu, 2009; Malkiel & Xu, 2002). Outros estudos constataam o aumento da volatilidade idiossincrática em períodos de crise económica (Campbell *et al.*, 2001; Liu & Iori, 2012).

Neste contexto, o objetivo deste capítulo é analisar a capacidade explicativa destes dois fatores de risco, liquidez e risco idiossincrático. Os dois fatores de risco são adicionados ao modelo de quatro fatores de Carhart (1997), analisado no capítulo anterior. Assim, analisa-se um modelo com cinco fatores de risco: mercado, dimensão, valor, momento e liquidez e um outro modelo com seis fatores de risco, em que é adicionado ao anterior modelo o fator de risco idiossincrático. A amostra analisada é constituída por cinco mercados de países Europeus pertencentes à moeda única (Alemanha, França, Itália,

Espanha e Portugal) no período de julho/1998 a junho/2009, perfazendo um total de onze anos de observações mensais. Testa-se a capacidade explicativa dos dois fatores de risco, liquidez e risco idiossincrático, controlando para os restantes fatores de risco (mercado, dimensão, valor e momento).

O segundo objetivo deste capítulo é avaliar se os fatores de risco apresentam comportamento condicional em função da evolução da economia, medida por duas *proxies*: a evolução do mercado, em alta e em baixa e, a evolução do ciclo de negócios da zona euro, em expansão e em recessão.

A metodologia utilizada é a mesma do capítulo anterior, que é a mesma metodologia utilizada por Fama e French (1993, 2012), sendo estimadas regressões temporais para cada uma das vinte e cinco carteiras. Os fatores de risco são determinados pelas seguintes variáveis: o fator mercado é a rendibilidade em excesso de mercado ($R_m - R_f$), o fator dimensão (SMB) é a diferença de rendibilidade das carteiras de ações de menor dimensão e das carteiras de ações de maior dimensão, o fator valor (HML) é a diferença de rendibilidade das carteiras de ações de maior *book-to-market* e das carteiras de ações de menor *book-to-market*, o fator de risco momento (WML) é a diferença de rendibilidade das carteiras de ações de maior rendibilidades passadas (últimos onze meses) e das carteiras de ações de menores rendibilidades passadas (últimos onze meses), o fator liquidez (LLMHL) é a diferença de rendibilidade das carteiras de ações de menor liquidez e das carteiras de ações de maior liquidez e, o fator risco idiossincrático (HIMLI) é a diferença de rendibilidade das carteiras de ações de maior risco idiossincrático das carteiras de ações de menor risco idiossincrático.

A liquidez de uma ação é a média simples do turnover dessa ação nos últimos doze meses. O risco idiossincrático é determinado pelo desvio padrão dos resíduos do modelo de cinco fatores para os vinte e quatro meses anteriores. Esta metodologia de determinação do risco idiossincrático das ações diferencia este estudo dos estudos empíricos existentes, pois não é utilizada em nenhum outro, contribuindo para a relevância desta análise. Outro motivo que contribuí para a relevância deste capítulo é que não existe nenhum estudo empírico, que analise a capacidade explicativa da rendibilidade das ações através de um modelo com seis fatores de risco e que teste a robustez do modelo de seis fatores condicional com a evolução da situação económica.

As conclusões obtidas no mercado da Europa, no período analisado são:

- (1) A rendibilidade em excesso das carteiras de interseção 5×5 de ME-Liquidez, apresenta um comportamento de diminuição das carteiras do primeiro para o último quintil de liquidez. Mas, este comportamento não é muito evidente nas carteiras dos últimos quintis de dimensão, isto é, nas carteiras constituídas por ações de empresas de grande dimensão não é verificada a relação negativa entre liquidez e rendibilidade.
- (2) As carteiras de interseção 5×5 de ME-Risco Idiossincrático indicam que não existe um comportamento de aumento da rendibilidade em excesso das carteiras do primeiro para o quinto quintil de risco idiossincrático. Nos dois primeiros quintis de dimensão, verifica-se uma relação positiva entre risco idiossincrático e rendibilidade. Mas, nos três últimos quintis de dimensão verifica-se uma relação negativa entre risco idiossincrático e rendibilidade.
- (3) O coeficiente associado ao fator de risco liquidez (LLMHL, *low liquidity minus high liquidity*), adicionado no modelo de quatro fatores de Carhart (1997), é estatisticamente significativo em catorze carteiras de interseção 5×5 de ME-Liquidez, na maioria das carteiras pertencentes aos últimos quintis de liquidez. Este resultado pode ser justificado porque o fator momento pode ser uma *proxy* da liquidez na explicação da rendibilidade em excesso das carteiras, ao constatar-se que o poder explicativo do fator momento diminuiu quando é incluído o fator liquidez no modelo. Outra explicação, é que o fator de risco liquidez pode ser uma *proxy* para outros riscos, que não estão incluídos no modelo. Este coeficiente apresenta valores decrescentes das carteiras do primeiro para o último quintil de liquidez. As carteiras constituídas por ações de baixa liquidez apresentam maior rendibilidade em excesso face às oscilações da rendibilidade do fator de risco liquidez, comparativamente às carteiras constituídas por ações de elevada liquidez.
- (4) O modelo de cinco fatores apresenta melhor capacidade explicativa da rendibilidade em excesso das carteiras que o modelo de quatro fatores de Carhart (1997). Conclusão baseada na estatística F, no coeficiente de determinação ajustado, no teste de GRS, no teste conjunto aos coeficientes associados aos fatores de risco e, no teste individual aos mesmos coeficientes. No entanto, quando é incluído o fator

de risco liquidez no modelo de quatro fatores o fator momento perde alguma capacidade explicativa.

- (5) O coeficiente associado ao fator de risco idiossincrático (HIMLI, *high idiosyncratic minus low idiosyncratic*), adicionado no modelo de cinco fatores, é estatisticamente significativo em nove de vinte e cinco carteiras de interseção 5×5 de ME-Risco Idiossincrático. Este coeficiente apresenta valores crescentes das carteiras do primeiro para o quinto quintil de risco idiossincrático. As carteiras constituídas por ações de baixo risco idiossincrático apresentam menor rendibilidade em excesso face às oscilações da rendibilidade do fator de risco lidiossincratico, comparativamente às carteiras constituídas por ações de alto risco idiossincratico.
- (6) O modelo de seis fatores parece apresentar menor capacidade para explicar a rendibilidade em excesso das carteiras comparativamente com o modelo de cinco fatores. Conclusão baseada no coeficiente de determinação ajustado, que evidencia valores inferiores que no modelo de cinco fatores, nos fatores de risco valor e liquidez que perdem capacidade explicativa quando é introduzido o fator risco idiossincrático, no fator de risco idiossincrático ser estatisticamente significativo em apenas nove carteiras e, no teste de GRS que revela que o conjunto das vinte e cinco constantes é diferente de zero. O teste de GRS no modelo de cinco fatores revela que o conjunto das constantes é zero para um nível de significância estatística de 1%.
- (7) Os seis fatores de risco (mercado, dimensão, valor, momento, liquidez e risco idiossincrático), apresentam comportamento condicional com as duas *proxies* da evolução da situação económica. Pelo que, os modelos condicionais, de cinco e seis fatores de risco, são mais adequados na explicação da rendibilidade em excesso das carteiras que os modelos na versão não condicional. No entanto os resultados indicam que não é indiferente a *proxy* utilizada para medir a evolução da situação económica. Os indicadores da qualidade do ajustamento (coeficiente de determinação ajustado, teste conjunto aos coeficientes associados à variável *dummy* e, teste individual aos mesmos coeficientes) indiciam melhores resultados nos modelos condicionais com a evolução do ciclo de negócios comparativamente aos modelos condicionais com a evolução do mercado. Mas, no teste de GRS, não se rejeita a hipótes nula, do conjunto das vinte e cinco constantes ser zero, nos

modelos condicionais com a evolução do mercado, mas esta hipótese é rejeitada nos modelos condicionais com a evolução do ciclo de negócios.

- (8) Os modelos de cinco fatores condicionais parecem explicar melhor a rendibilidade em excesso das carteiras no mercado da Europa que os modelos de seis fatores condicionais. Conclusão baseada na estatística F, no coeficiente de determinação ajustado, no teste conjunto aos coeficientes associados aos fatores de risco e, no teste individual aos coeficientes.

Do acima exposto, pode-se concluir relativamente às hipóteses de pesquisa enunciadas. O fator de risco liquidez é explicativo da rendibilidade em excesso das carteiras e, o fator de risco idiossincrático é explicativo da rendibilidade em excesso em nove carteiras

Os modelos não condicionais, de cinco fatores apresentam melhor capacidade explicativa da rendibilidade em excesso das carteiras que o modelo com seis fatores de risco. Os seis fatores (mercado, dimensão, valor, momento, liquidez e risco idiossincrático) apresentam comportamento condicional com a evolução da situação económica, medida pelas *proxies* evolução de mercado e evolução do ciclo de negócios. No mercado da Europa os modelos mais adequados na explicação da rendibilidade em excesso das carteiras são os modelos condicionais relativamente aos modelos não condicionais.

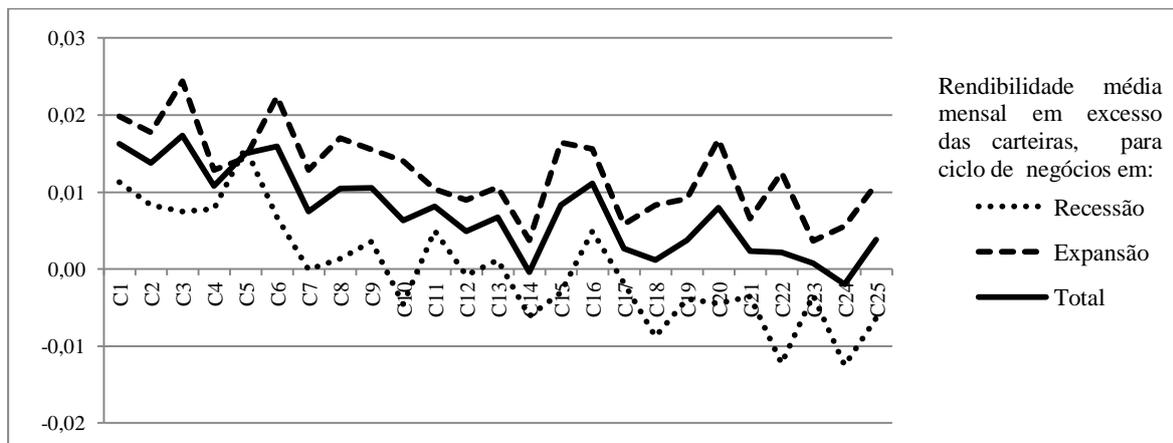
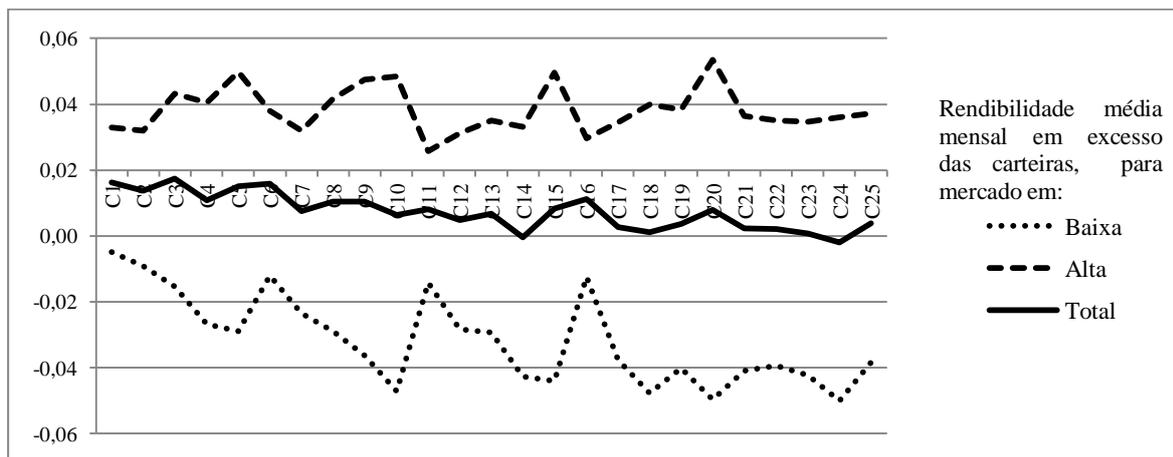
A duas *proxies*, evolução do mercado e evolução do ciclo de negócios são adequadas para medir a evolução da situação económica, no entanto não é indiferente a *proxy* utilizada para medir a evolução da situação económica.

O modelo de cinco fatores na versão condicional parece ser o modelo mais adequado para explicar a rendibilidade em excesso das carteiras no mercado da Europa, independentemente da *proxy* utilizada para a evolução da situação económica.

ANEXOS

Anexo 4.1

Rendibilidade Média Mensal em Excesso das Carteiras 5x5 de ME-Liquidez para Mercado em Alta e em Baixa e para Ciclo de Negócios em Expansão e em Recessão



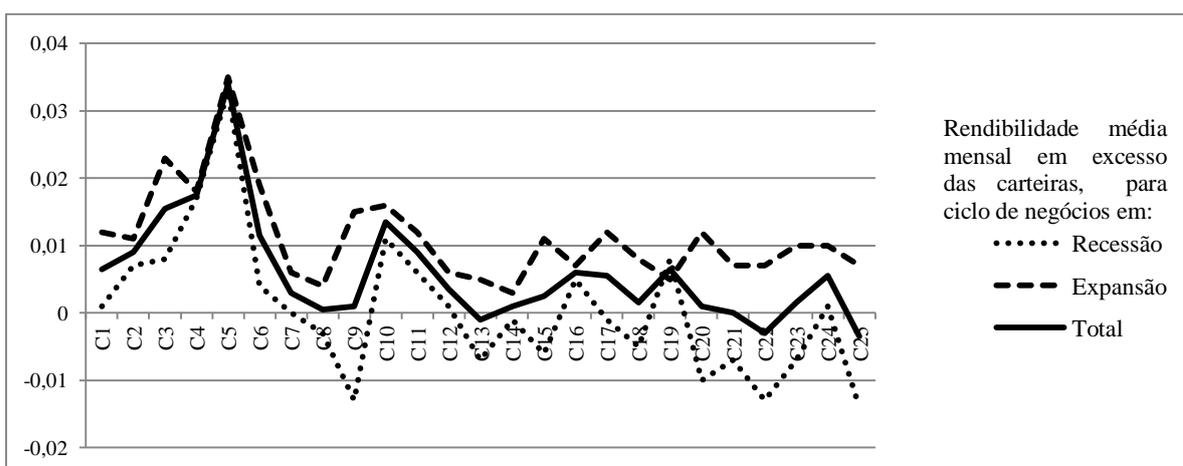
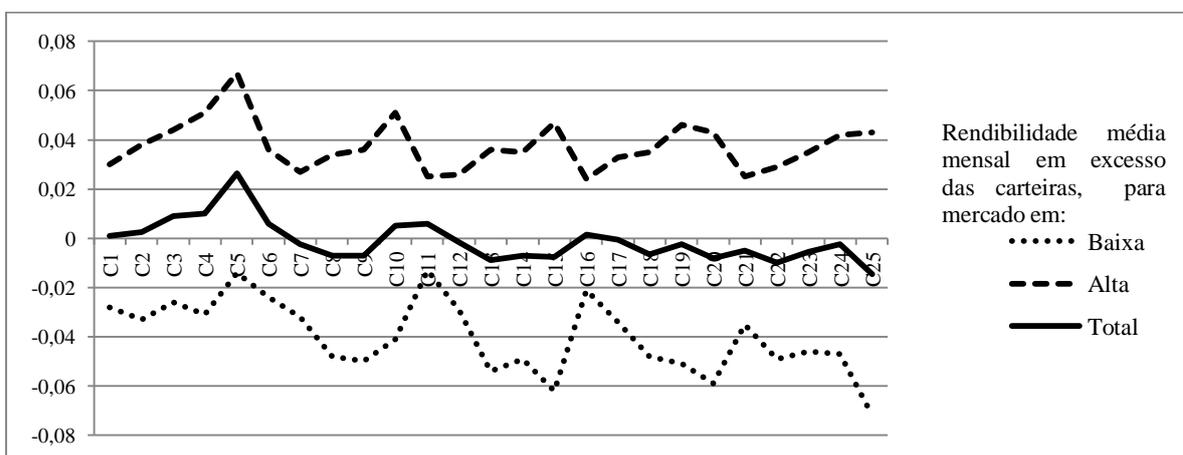
As figuras apresentam a rendibilidade média mensal em excesso das carteiras nos dez anos da amostra (julho/1999 a junho/2009) e desagregado em função da evolução do mercado, em alta (67 meses) e em baixa (53 meses) e, em função da evolução do ciclo de negócios, em expansão (70 meses) e em recessão (50 meses).

São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-Liquidez, dos quintis de ME_{junho/t} e do *turnover* médio de cada ação nos doze meses anteriores à constituição das carteiras (julho/t-1 a junho/t).

A rendibilidade mensal das carteiras é uma média da rendibilidade mensal das ações que compõem cada 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. A rendibilidade média mensal em excesso de cada carteira é uma média simples da rendibilidade mensal em excesso de cada carteira ao longo do período analisado.

Anexo 4.2

Rendibilidade Média Mensal em Excesso das Carteiras 5x5 de ME-Risco Idiossincrático para Mercado em Alta e em Baixa e para Ciclo de Negócios em Expansão e em Recessão



As figuras apresentam a rendibilidade média mensal em excesso das carteiras nos oito anos da amostra (julho/2001 a junho/2009) e desagregado em função da evolução do mercado, em alta (57 meses) e em baixa (39 meses) e, em função da evolução do ciclo de negócios, em expansão (49 meses) e em recessão (47 meses).

São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-Risco Idiossincrático, dos quintis de ME_{junho/t} e do risco idiossincrático de cada ação, obtido do desvio padrão dos resíduos de um modelo com cinco fatores de risco para os vinte e quatro meses anteriores à constituição das carteiras (julho/t-2 a junho/t).

A rendibilidade mensal das carteiras é uma média da rendibilidade mensal das ações que compõem cada 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. A rendibilidade média mensal em excesso de cada carteira é uma média simples da rendibilidade mensal em excesso de cada carteira ao longo do período analisado.

Anexo 4.3

Modelo de Seis Fatores Condicional com a Evolução do Mercado com Carteiras 5x5 de ME-Risco Idiossincrático

No Painel A da tabela são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão que não estão associados à variável *dummy* do modelo e no lado direito os respectivos *p-value*. No Painel B são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão que estão associados à variável *dummy* do modelo e no lado direito os respectivos *p-value*. No Painel C estão os coeficientes de determinação ajustados (R^2 ajustado), os *p-value* associados, à estatística F da significância global da regressão e o teste conjunto aos coeficientes (*Wald test*), 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.

A amostra para a estimação do modelo inclui 96 observações mensais, compreendidas entre julho/2001 a junho/2009. São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (junho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-Risco Idiossincrático, dos quintis de $ME_{junho/t}$ e, do desvio padrão dos resíduos do modelo com cinco fatores de risco nos vinte e quatro meses anteriores à constituição das carteiras (julho/t-2 a junho/t).

A equação estimada para as vinte e cinco carteiras é: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_{j1} \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + b_{j2} \times Dm_t \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_{j1} \times SMB_t + s_{j2} \times Dm_t \times SMB_t + h_{j1} \times HML_t + h_{j2} \times Dm_t \times HML_t + m_{j1} \times WML_t + m_{j2} \times Dm_t \times WML_t + l_{j1} \times LLMHL_t + l_{j2} \times Dm_t \times LLMHL_t + i_{j1} \times HIMLI_t + i_{j2} \times Dm_t \times HIMLI_t + \varepsilon_{j,t}$. Em que: $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t, $R_{f,t}$ é a rendibilidade do ativo isento de risco no mês t, $R_{m,t}$ é a rendibilidade da carteira de mercado no mês t, Dm_t é uma variável *dummy* que assume o valor de 1 se no mês t o mercado está em alta e 0 se no mês t o mercado está em baixa e, SMB, HML, WML e LLMHL são os fatores de risco dimensão, valor, momento e, liquidez respetivamente.

SMB é a diferença entre a média da rendibilidade das três carteiras *small* e a média da rendibilidade das três carteiras *big* de ME. HML e HIMLI são a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *high* e a média da rendibilidade das duas carteiras *low*, de BE/ME e de risco idiossincrático respetivamente. WML é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *winner* (vencedoras) e a média da rendibilidade das duas carteiras *losers* (perdedoras). LLMHL é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *low* e a média da rendibilidade das duas carteiras *high* de liquidez.

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

Size	Turnover – Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Regressão: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_{j1} \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + b_{j2} \times Dm_t \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_{j1} \times SMB_t + s_{j2} \times Dm_t \times SMB_t + h_{j1} \times HML_t + h_{j2} \times Dm_t \times HML_t + m_{j1} \times WML_t + m_{j2} \times Dm_t \times WML_t + l_{j1} \times LLMHL_t + l_{j2} \times Dm_t \times LLMHL_t + i_{j1} \times HIMLI_t + i_{j2} \times Dm_t \times HIMLI_t + \varepsilon_{j,t}$										
Painel A										
	a					P-value (a)				
<i>Small</i>	0,007	-0,001	0,006	0,018	0,005	0,335	0,270	0,645	0,095	0,394
2	0,005	0,007	0,001	-0,004	0,008	0,397	0,196	0,617	0,585	0,466
3	0,001	-0,005	-0,005	-0,005	-0,012	0,794	0,253	0,343	0,048	0,113
4	0,004	0,006	-0,001	0,015	-0,006	0,559	0,256	0,773	0,246	0,141
<i>Big</i>	0,001	-0,002	0,002	-0,012	-0,004	0,649	0,517	0,510	0,104	0,460
	b ₁					P-value (b ₁)				
<i>Small</i>	0,807	0,867	0,094	0,528	0,568	0,000	0,001	0,804	0,221	0,617
2	1,046	1,428	1,442	0,819	0,770	0,000	0,000	0,000	0,001	0,032
3	0,502	0,987	0,794	0,962	0,622	0,001	0,000	0,000	0,000	0,010
4	1,108	1,371	1,497	1,038	0,978	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000
<i>Big</i>	1,104	0,899	0,799	0,848	1,030	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000
	s ₁					P-value (s ₁)				
<i>Small</i>	0,869	0,887	0,357	0,706	0,666	0,000	0,000	0,270	0,057	0,492
2	0,563	0,771	0,903	0,395	0,303	0,001	0,000	0,000	0,043	0,315
3	0,515	0,817	0,466	0,832	0,873	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000
4	0,380	0,682	0,979	0,273	0,712	0,030	0,000	0,000	0,418	0,002
<i>Big</i>	0,018	-0,092	0,104	-0,378	0,344	0,789	0,241	0,283	0,061	0,034
	h ₁					P-value (h ₁)				
<i>Small</i>	0,328	0,581	0,495	0,313	0,035	0,280	0,099	0,347	0,598	0,982
2	-0,173	-0,417	-0,008	0,277	-0,501	0,507	0,086	0,979	0,377	0,307
3	0,019	0,462	0,352	0,483	0,566	0,924	0,011	0,098	0,038	0,088
4	0,227	-0,665	0,238	-0,299	0,088	0,419	0,006	0,193	0,584	0,810
<i>Big</i>	-0,415	-0,134	0,373	1,482	-0,152	0,000	0,293	0,019	0,000	0,560

Anexo 4.3

Modelo de Seis Fatores Condicional com a Evolução do Mercado com Carteiras 5x5 de ME-Risco Idiossincrático (continuação)

Size	Turnover – Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Painel A										
	w_1					$P\text{-value}(w_1)$				
Small	0,081	-0,059	-0,799	-0,448	-0,026	0,684	0,795	0,022	0,251	0,980
2	0,226	0,492	0,273	-0,243	0,414	0,186	0,002	0,155	0,238	0,197
3	-0,158	0,023	0,132	-0,062	-0,350	0,227	0,842	0,339	0,679	0,106
4	0,456	0,297	0,060	-0,206	-0,259	0,015	0,057	0,616	0,564	0,281
Big	0,293	-0,125	-0,238	-0,207	-0,082	0,000	0,135	0,022	0,330	0,631
	l_1					$P\text{-value}(l_1)$				
Small	-0,590	-0,096	0,216	-0,510	0,160	0,052	0,780	0,678	0,387	0,918
2	0,204	0,040	-0,090	-0,033	-0,292	0,428	0,868	0,756	0,914	0,546
3	0,042	0,082	-0,903	-0,454	-0,622	0,829	0,642	0,000	0,049	0,059
4	-0,056	0,161	0,068	-0,537	-0,028	0,840	0,490	0,705	0,321	0,939
Big	0,075	-0,071	-0,365	0,419	-0,503	0,481	0,573	0,020	0,193	0,054
	i_1					$P\text{-value}(i_1)$				
Small	-0,061	0,107	0,453	0,038	0,834	0,629	0,463	0,041	0,878	0,205
2	0,042	0,132	0,162	0,129	1,057	0,701	0,189	0,186	0,324	0,000
3	-0,196	-0,116	0,091	0,039	0,108	0,020	0,120	0,302	0,685	0,432
4	-0,038	0,037	-0,020	0,063	0,143	0,744	0,710	0,710	0,783	0,349
Big	-0,023	-0,124	-0,118	0,051	0,345	0,612	0,021	0,072	0,705	0,002
Painel B										
	b_2					$P\text{-value}(b_2)$				
Small	-0,222	0,350	0,973	0,260	3,710	0,563	0,430	0,146	0,730	0,065
2	-0,193	-0,674	-0,362	0,025	-0,269	0,558	0,029	0,329	0,949	0,663
3	0,530	0,002	0,276	0,196	1,024	0,038	0,993	0,303	0,501	0,016
4	-0,480	-0,545	-0,298	-0,620	0,144	0,179	0,071	0,198	0,371	0,757
Big	-0,104	0,064	0,098	0,508	0,384	0,446	0,690	0,620	0,218	0,247
	s_2					$P\text{-value}(s_2)$				
Small	-0,449	0,157	1,197	0,647	0,629	0,102	0,618	0,013	0,229	0,656
2	-0,176	-0,436	-0,059	0,502	0,484	0,453	0,047	0,824	0,077	0,273
3	-0,066	-0,381	0,165	-0,097	0,133	0,712	0,019	0,385	0,640	0,652
4	-0,147	-0,221	-0,437	-0,611	0,048	0,561	0,299	0,009	0,215	0,884
Big	0,052	0,082	-0,065	0,212	-0,251	0,594	0,471	0,643	0,467	0,287
	h_2					$P\text{-value}(h_2)$				
Small	-0,135	-0,818	-0,992	-1,108	-1,000	0,725	0,067	0,139	0,144	0,616
2	0,123	0,447	-0,408	-0,271	1,059	0,696	0,145	0,272	0,495	0,090
3	-0,316	-0,408	-0,591	-0,655	-1,246	0,213	0,073	0,029	0,027	0,004
4	0,293	0,493	0,316	0,814	-0,576	0,412	0,102	0,174	0,241	0,217
Big	0,234	0,142	-0,326	-1,161	-0,194	0,089	0,380	0,103	0,006	0,558
	w_2					$P\text{-value}(w_2)$				
Small	-0,140	0,157	0,821	0,292	-2,234	0,565	0,577	0,054	0,542	0,080
2	-0,175	-0,618	-0,304	0,205	-0,683	0,404	0,002	0,198	0,416	0,085
3	0,210	0,117	-0,162	-0,025	0,312	0,191	0,413	0,341	0,892	0,240
4	-0,426	-0,203	-0,113	-0,017	0,407	0,062	0,288	0,440	0,807	0,170
Big	-0,254	0,186	0,094	0,163	0,007	0,004	0,072	0,457	0,531	0,973
	l_2					$P\text{-value}(l_2)$				
Small	0,570	-0,089	-0,019	0,602	2,660	0,145	0,842	0,978	0,431	0,189
2	0,029	0,383	0,346	0,002	-0,351	0,930	0,216	0,356	0,995	0,575
3	0,261	-0,072	0,723	0,331	1,125	0,307	0,751	0,009	0,262	0,009
4	-0,102	-0,285	0,184	0,053	-0,116	0,777	0,348	0,432	0,939	0,806
Big	0,144	0,022	0,225	-0,486	0,470	0,298	0,893	0,263	0,244	0,162
	i_2					$P\text{-value}(i_2)$				
Small	0,075	-0,223	-0,125	0,316	-1,221	0,658	0,253	0,668	0,341	0,165
2	0,126	-0,160	-0,039	0,163	-0,828	0,385	0,233	0,810	0,350	0,003
3	0,138	0,067	0,067	0,006	0,509	0,214	0,502	0,568	0,964	0,007
4	-0,029	-0,058	0,058	0,208	0,290	0,851	0,662	0,571	0,494	0,157
Big	-0,082	0,093	0,130	0,121	-0,137	0,173	0,189	0,137	0,504	0,347

Anexo 4.3

Modelo de Seis Fatores Condicional com a Evolução do Mercado com Carteiras 5x5 de ME-Risco Idiossincrático (continuação)

Size	Turnover – Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Painel C										
	R ² Ajustado					P-value (F)				
Small	0,578	0,593	0,477	0,4	0,252	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,575	0,695	0,728	0,682	0,615	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,581	0,773	0,855	0,728	0,787	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,486	0,731	0,808	0,526	0,683	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	0,9	0,904	0,889	0,709	0,86	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Wald Test, P-value (H ₀ : b ₂ =s ₂ =h ₂ =w ₂ =l ₂ =i ₂ =0)					Fatores Globais (5×5)				
Small	0,214	0,341	0,035	0,552	0,091	\bar{R}^2	a	P-value (GRS)		
2	0,770	0,003	0,412	0,411	0,115	0,673	0,001	0,0427		
3	0,439	0,163	0,114	0,370	0,015					
4	0,116	0,458	0,041	0,628	0,650					
Big	0,137	0,112	0,641	0,002	0,266					

Anexo 4.4

Modelo de Seis Fatores Condicional com a Evolução do Ciclo de Negócios com Carteiras 5x5 de ME-Risco Idiossincrático

No Pannel A da tabela são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão que não estão associados à variável *dummy* do modelo e no lado direito os respectivos *p-value*. No Pannel B são apresentadas as estimativas dos coeficientes da regressão que estão associados à variável *dummy* do modelo e no lado direito os respectivos *p-value*. No Pannel C estão os coeficientes de determinação ajustados (R^2 ajustado), os *p-value* associados, à estatística F da significância global da regressão e o teste conjunto aos coeficientes (*Wald test*), 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.

A amostra para a estimação do modelo inclui 96 observações mensais, compreendidas entre julho/2001 a junho/2009. São constituídas vinte e cinco carteiras anualmente em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (junho/t a junho/t+1), com base na interseção 5x5 de ME-Risco Idiossincrático, dos quintis de $ME_{junho/t}$ e, do desvio padrão dos resíduos do modelo com cinco fatores de risco nos vinte e quatro meses anteriores à constituição das carteiras (junho/t-2 a junho/t).

A equação estimada para as vinte e cinco carteiras é: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_{j1} \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + b_{j2} \times Dcn_t \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_{j1} \times SMB_t + s_{j2} \times Dcn_t \times SMB_t + h_{j1} \times HML_t + h_{j2} \times Dcn_t \times HML_t + m_{j1} \times WML_t + m_{j2} \times Dcn_t \times WML_t + l_{j1} \times LLMHL_t + l_{j2} \times Dcn_t \times LLMHL_t + i_{j1} \times HIMLI_t + i_{j2} \times Dcn_t \times HIMLI_t + \varepsilon_{j,t}$. Em que: $R_{j,t}$ é a rendibilidade da carteira j no mês t, $R_{f,t}$ é a rendibilidade do ativo isento de risco no mês t, $R_{m,t}$ é a rendibilidade da carteira de mercado no mês t, Dcn_t é uma variável *dummy* que assume o valor de 1 se no mês t o ciclo de negócios está em expansão e 0 se no mês t o ciclo de negócios está em recessão e, SMB, HML, WML, LLMHL e, HIMLI são os fatores de risco dimensão, valor, momento, liquidez e, risco idiossincrático respetivamente.

SMB é a diferença entre a média da rendibilidade das três carteiras *small* e a média da rendibilidade das três carteiras *big* de ME. HML e HIMLI são a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *high* e a média da rendibilidade das duas carteiras *low*, de BE/ME e de risco idiossincrático respetivamente. WML é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *winner* (vencedoras) e a média da rendibilidade das duas carteiras *losers* (perdedoras). LLMHL é a diferença entre a média da rendibilidade das duas carteiras *low* e a média da rendibilidade das duas carteiras *high* de liquidez.

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

Size	Turnover – Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Regressão: $R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_{j1} \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + b_{j2} \times Dm_t \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_{j1} \times SMB_t + s_{j2} \times Dm_t \times SMB_t + h_{j1} \times HML_t + h_{j2} \times Dm_t \times HML_t + m_{j1} \times WML_t + m_{j2} \times Dm_t \times WML_t + l_{j1} \times LLMHL_t + l_{j2} \times Dm_t \times LLMHL_t + i_{j1} \times HIMLI_t + i_{j2} \times Dm_t \times HIMLI_t + \varepsilon_{j,t}$										
Pannel A										
	a					P-value (a)				
<i>Small</i>	-0,002	0,005	0,013	0,016	0,053	0,727	0,348	0,124	0,083	0,031
2	0,005	-0,002	-0,005	-0,004	0,004	0,222	0,556	0,271	0,392	0,613
3	0,008	-0,003	-0,004	-0,007	-0,005	0,008	0,253	0,164	0,038	0,318
4	0,001	0,001	-0,007	0,011	-0,006	0,752	0,717	0,012	0,204	0,279
<i>Big</i>	0,000	-0,003	0,000	0,004	-0,003	0,899	0,135	0,976	0,501	0,415
	b ₁					P-value (b ₁)				
<i>Small</i>	0,0478	1,183	1,218	0,566	1,049	0,019	0,000	0,001	0,145	0,312
2	0,834	1,096	1,272	0,485	0,403	0,000	0,000	0,000	0,011	0,181
3	0,897	0,990	0,851	1,150	0,736	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001
4	1,014	1,303	1,539	0,429	0,657	0,000	0,000	0,000	0,229	0,006
<i>Big</i>	1,050	0,867	0,856	0,877	1,477	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	s ₁					P-value (s ₁)				
<i>Small</i>	0,655	0,794	0,832	0,879	1,482	0,001	0,000	0,010	0,015	0,121
2	0,509	0,740	0,841	0,231	0,890	0,002	0,000	0,000	0,181	0,077
3	0,568	0,666	0,405	1,024	0,717	0,000	0,000	0,002	0,000	0,001
4	0,386	0,711	0,996	-0,213	0,774	0,023	0,000	0,000	0,515	0,001
<i>Big</i>	0,112	-0,029	0,079	-0,588	0,130	0,089	0,0696	0,368	0,005	0,398
	h ₁					P-value (h ₁)				
<i>Small</i>	0,307	0,213	0,050	0,384	1,898	0,236	0,462	0,911	0,439	0,156
2	0,001	-0,218	0,016	0,249	-0,109	0,996	0,319	0,949	0,303	0,777
3	-0,080	0,329	0,180	0,410	0,199	0,604	0,031	0,307	0,029	0,472
4	0,409	-0,460	0,254	-0,141	0,239	0,084	0,020	0,091	0,757	0,423
<i>Big</i>	-0,256	-0,073	0,294	1,170	-0,661	0,006	0,486	0,018	0,000	0,003

Anexo 4.4

Modelo de Seis Fatores Condicional com a do Ciclo de Negócios com Carteiras 5x5 de ME-Risco Idiossincrático (continuação)

Size	Turnover – Quintis					Turnover – Quintis				
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Painel A										
	w_1					$P\text{-value } (w_1)$				
Small	-0,162	0,065	0,257	-0,520	-3,321	0,354	0,739	0,393	0,124	0,000
2	-0,021	0,155	-0,012	-0,339	-0,117	0,890	0,295	0,944	0,340	0,654
3	-0,130	-0,006	0,091	0,030	-0,395	0,213	0,950	0,444	0,808	0,037
4	0,151	0,123	0,076	-0,531	-0,390	0,343	0,350	0,451	0,088	0,056
Big	0,190	-0,104	-0,222	-0,243	0,213	0,003	0,144	0,008	0,213	0,144
	l_1					$P\text{-value } (l_1)$				
Small	-0,357	0,108	-0,188	-0,173	3,216	0,152	0,699	0,659	0,717	0,013
2	0,292	0,297	0,249	-0,047	0,078	0,170	0,158	0,292	0,838	0,833
3	0,318	0,185	-0,736	-0,396	-0,320	0,034	0,204	0,000	0,028	0,229
4	0,085	0,284	0,201	-0,344	-0,151	0,705	0,130	0,164	0,433	0,597
Big	0,071	-0,109	-0,310	0,287	-0,170	0,422	0,279	0,009	0,300	0,408
	i_1					$P\text{-value } (i_1)$				
Small	-0,096	0,068	0,392	0,023	-0,072	0,416	0,610	0,055	0,920	0,905
2	0,052	0,097	0,084	0,197	1,072	0,604	0,331	0,453	0,076	0,000
3	-0,242	-0,120	0,064	0,032	0,151	0,001	0,082	0,427	0,706	0,233
4	-0,138	-0,013	0,004	0,189	0,130	0,199	0,880	0,958	0,365	0,338
Big	-0,068	-0,141	-0,139	0,106	0,486	0,105	0,004	0,014	0,418	0,000
Painel B										
	b_2					$P\text{-value } (b_2)$				
Small	0,601	-0,332	-0,978	0,497	0,571	0,051	0,331	0,064	0,394	0,715
2	0,192	0,082	0,080	0,969	0,217	0,458	0,749	0,783	0,001	0,631
3	-0,522	-0,079	0,385	-0,190	0,881	0,005	0,656	0,065	0,384	0,008
4	-0,343	-0,572	-0,248	0,899	0,724	0,216	0,014	0,161	0,097	0,041
Big	0,025	0,078	0,001	0,291	-0,359	0,816	0,525	0,995	0,390	0,157
	s_2					$P\text{-value } (s_2)$				
Small	0,185	0,362	0,182	0,866	-0,499	0,571	0,325	0,746	0,290	0,767
2	0,006	-0,352	0,231	1,216	0,185	0,984	0,204	0,459	0,000	0,704
3	-0,458	-0,072	0,480	-0,554	0,471	0,021	0,708	0,034	0,020	0,180
4	0,054	-0,393	-0,308	0,786	-0,026	0,856	0,113	0,106	0,176	0,945
Big	-0,124	-0,191	0,035	0,778	0,225	0,288	0,149	0,822	0,035	0,409
	h_2					$P\text{-value } (h_2)$				
Small	-0,469	-0,519	-0,272	-1,810	-3,585	0,282	0,290	0,716	0,033	0,112
2	-0,204	0,300	-0,676	-0,987	0,689	0,582	0,415	0,105	0,017	0,289
3	0,202	-0,365	-0,713	-0,395	-1,092	0,436	0,153	0,018	0,208	0,021
4	-0,763	0,521	-0,539	-0,195	-0,942	0,056	0,114	0,034	0,800	0,063
Big	0,119	0,298	-0,323	-1,285	0,270	0,444	0,092	0,119	0,009	0,455
	w_2					$P\text{-value } (w_2)$				
Small	0,525	-0,503	-1,125	0,354	3,547	0,235	0,310	0,139	0,675	0,120
2	0,237	-0,498	-0,103	0,400	0,423	0,528	0,182	0,806	0,330	0,518
3	0,090	0,090	-0,084	0,125	0,681	0,732	0,726	0,780	0,693	0,150
4	0,222	0,142	0,143	0,076	0,736	0,579	0,669	0,573	0,922	0,149
Big	-0,260	0,067	0,656	0,147	-0,037	0,100	0,704	0,002	0,764	0,919
	l_2					$P\text{-value } (l_2)$				
Small	0,592	-0,629	0,615	0,248	-3,018	0,176	0,200	0,411	0,766	0,179
2	-0,116	-0,176	-0,254	0,504	-1,161	0,755	0,632	0,540	0,215	0,075
3	-0,560	-0,324	0,846	0,247	1,160	0,033	0,204	0,005	0,428	0,014
4	-0,413	-0,877	0,027	0,063	0,204	0,297	0,008	0,914	0,935	0,684
Big	0,133	-0,019	0,363	-0,148	0,154	0,391	0,914	0,079	0,761	0,670
	i_2					$P\text{-value } (i_2)$				
Small	0,037	-0,054	0,314	0,241	-0,373	0,838	0,793	0,318	0,491	0,690
2	0,018	-0,113	0,042	-0,119	-1,125	0,905	0,463	0,808	0,483	0,000
3	0,357	0,094	0,075	0,009	0,404	0,001	0,378	0,545	0,946	0,041
4	-0,004	0,020	-0,057	-0,139	0,242	0,979	0,884	0,587	0,667	0,252
Big	-0,001	0,194	0,098	-0,087	-0,378	0,990	0,010	0,255	0,670	0,014

Anexo 4.4

Modelo de Seis Fatores Condicional com a do Ciclo de Negócios com Carteiras 5x5 de ME-Risco Idiossincrático (continuação)

Size	Turnover – Quintis									
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Painel C										
	R ² Ajustado					P-value (F)				
Small	0,566	0,602	0,470	0,411	0,243	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,568	0,646	0,727	0,734	0,663	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,645	0,769	0,858	0,842	0,787	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,491	0,741	0,884	0,531	0,703	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Big	0,896	0,908	0,904	0,675	0,866	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Wald Test, P-value (H ₀ : b ₂ =s ₂ =h ₂ =w ₂ =l ₂ =i ₂ =0)					Fatores Globais (5×5)				
Small	0,525	0,195	0,052	0,379	0,131	\bar{R}^2	a	P-value (GRS)		
2	0,925	0,284	0,450	0,002	0,001	0,685	0,003	0,0011		
3	0,003	0,246	0,066	0,034	0,014					
4	0,084	0,157	0,008	0,511	0,135					
Big	0,311	0,027	0,010	0,060	0,074					

CAPÍTULO 5

Conclusões, Limitações do Estudo e Sugestões para Investigação Futura

Este capítulo apresenta de forma sintética os objetivos e contribuições desta investigação assim como a metodologia utilizada. Posteriormente sintetiza os principais resultados e conclusões. Por último apresenta as limitações da investigação e indica possíveis linhas de investigação futura.

Conhecer o comportamento dos preços/rendibilidades no mercado acionista é, e será, o objetivo dos investidores, gestores de carteiras e académicos. Esta questão tem sido objeto de investigação há várias décadas, desde o contributo de Markowitz (1952) e posterior aparecimento do modelo *Capital Asset Pricing Model* - CAPM, de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966). O único fator de risco sistemático, não diversificável, do modelo é o mercado e, o coeficiente beta mede as oscilações da rendibilidade do ativo face às oscilações da rendibilidade de mercado.

O aparecimento do modelo CAPM gerou o surgimento de estudos empíricos à capacidade explicativa deste. Os primeiros estudos, de destacar Fama e MacBeth (1973), confirmam a relação positiva entre o coeficiente beta e a rendibilidade. Estudos posteriores, de destacar Pettengill *et al.* (1995), não validam os resultados dos autores anteriores e confirmam uma relação condicional entre as duas variáveis, positiva para mercado em alta e, negativa para mercado em baixa.

A não verificação empírica do CAPM, de referir Fama e French (1992) entre outros, motivou o surgimento de inúmeros estudos que procuram analisar os fatores de risco que explicam a rendibilidade das ações. Destacam-se, o modelo de três fatores de Fama e French (1993) e o modelo com quatro fatores de Carhart (1997). Mas, outras variáveis/fatores de risco e modelos têm sido analisados. Keene e Peterson (2007) analisam a importância da liquidez como fator de risco na explicação da rendibilidade das ações e adicionam este fator aos quatro fatores do modelo de Carhart (1997). Concluem, que o modelo com cinco fatores de risco apresenta melhor capacidade explicativa relativamente

aos modelos anteriores. Recentemente, com a constatação da falta generalizada da diversificação das carteiras dos investidores, alguns autores sugerem, de destacar Malkiel e Xu (1997), que a medida relevante do risco é o risco total das ações, risco idiossincrático e sistemático, e não apenas este último como nos modelos anteriores. Acresce ainda que o risco idiossincrático adquire ainda mais relevância ao assistir-se ao longo do tempo a um aumento da volatilidade idiossincrática das ações.

O objetivo desta tese é analisar a relação entre o coeficiente beta do CAPM e a rendibilidade e, quais os fatores de risco explicativos da rendibilidade das ações cotadas no mercado da União Europeia e da moeda única. Primeiro é realizada uma análise à capacidade explicativa do coeficiente beta e à relação não condicional e condicional entre beta e rendibilidade. Posteriormente são analisados seis fatores de risco: mercado, dimensão, valor, momento, liquidez e risco idiossincrático. São analisados vários modelos com diferentes fatores de risco com o objetivo de verificar se apresentam capacidade explicativa no mercado da Europa. Os modelos analisados são: o modelo CAPM com um fator de risco, o modelo de três fatores de Fama e French (1993), o modelo de quatro fatores de Carhart (1997), um modelo com cinco fatores, em que o fator de risco liquidez é adicionado aos quatro fatores do modelo anterior e, um modelo com seis fatores, em que para além dos cinco fatores anteriores é adicionado o fator de risco idiossincrático. Os modelos são sujeitos a uma análise de robustez, é analisado se os fatores de risco apresentam comportamento condicional com a evolução da situação económica, através das *proxies*, evolução do mercado e evolução do ciclo de negócios da zona euro, nos modelos de quatro, cinco e seis fatores.

A amostra é constituída pelas rendibilidades mensais das ações de cinco países da Europa: Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal, extraídas da *Datastream* no período de julho/1998 a dezembro/2009.

Os estudos empíricos realizados até à data, em diferentes contextos temporais e espaciais, não são unânimes nos resultados obtidos. Não existe na comunidade académica um consenso sobre a capacidade explicativa dos fatores de risco e, qual o modelo mais adequado na explicação da rendibilidade das ações. Além disso, a literatura tem-se debruçado sobretudo sobre os mercados dos EUA, Japão e emergentes, existindo poucos estudos no mercado acionista da Europa.

O presente trabalho distingue-se dos restantes estudos existentes nesta área em vários aspetos. Primeiro, analisa o mercado da Europa, incluindo cinco países pertencentes à moeda única. Considerando a integração dos mercados, é crucial conhecer se os fatores de risco são semelhantes nos diferentes mercados, em especial com a introdução do euro, o mercado Europeu tornou-se mais integrado, assim como com a fusão da Euronext na NYSE. Segundo, não existe nenhum outro estudo que analise o modelo com seis fatores de risco analisado nesta tese. Terceiro, na estimativa do risco idiossincrático é utilizado o desvio padrão dos resíduos de um modelo com cinco fatores de risco, metodologia que não é utilizada em nenhum outro estudo empírico. Quarto, são analisados comparativamente, os fatores de risco em modelos não condicionais e condicionais. Existe uma crescente evidência empírica que informações disponíveis, relacionadas com o estado da economia, podem representar informações úteis na previsão da rendibilidade das ações (Liu, 2006; Liu & Iorio, 2012; Ooi *et al.*, 2009). Assim, assumindo que, a evolução do mercado acionista e a evolução do ciclo de negócios da zona euro, podem conter informações sobre a rendibilidade das ações, é realizada uma análise considerando modelos condicionais, em função da evolução do mercado e em função da evolução do ciclo de negócios da zona euro. São praticamente inexistentes os trabalhos que realizam a análise de forma condicional a modelos com cinco fatores de risco e no mercado da Europa. Não existe qualquer trabalho que realize a análise condicional a um modelo com seis fatores de risco.

A metodologia adotada para a verificação da relação não condicional entre o coeficiente beta e a rendibilidade é a mesma que é utilizada por Pettengill *et al.* (1995). Esta metodologia é definida em três fases, a que correspondem três subperíodos da amostra em cada uma das fases: constituição das carteiras com base nos coeficientes betas das ações individuais, estimação dos betas das carteiras e por último, na terceira fase, os betas das carteiras determinados na fase anterior são utilizados como variáveis explicativas do modelo seccional a testar.

A metodologia adotada para a análise dos seis fatores de risco e dos modelos é a mesma que é utilizada por Fama e French (1993, 2012).

O fator de risco mercado é a diferença entre a rendibilidade de mercado e a rendibilidade do ativo isento de risco (rendibilidade em excesso de mercado) em cada um dos meses.

Os outros cinco fatores de risco, são determinados com base em quatro conjuntos de seis carteiras cada, com base na interseção 2x3, de ME-BE/ME, ME-Momento, ME-Liquidez e ME-Risco Idiossincrático. As seis carteiras são constituídas anualmente, em junho de cada ano (junho/t) e as rendibilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1). 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 capitalização bolsista 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. As ações de cada um dos dois grupos são novamente ordenadas por ordem crescente da segunda variável da interseção: valor, momento, liquidez e risco idiossincrático, em junho de cada ano (t) e são divididas em três grupos, de acordo com o percentil 30 e 70. Desta divisão resulta em cada um dos grupos *small* e *big*, três grupos: 30% das ações de valores mais baixo (*low*), 40% de ações de valores médios (*medium*) e 30% de ações de valores mais alto (*high*), da variável que é utilizada para esta segunda divisão.

No fator de risco valor é utilizado o rácio *book-to-market* no final do ano fiscal anterior à constituição anual das carteiras ($BE/ME_{dezembro/t-1}$). No fator momento, é adotada a metodologia de Fama e French (2012), com base na média simples da rendibilidade de cada ação nos onze meses anteriores à constituição das carteiras (agosto/t-1 a junho/t). A *proxy* da liquidez é o *turnover*, com base na média simples do *turnover* nos doze meses anteriores à constituição das carteiras (julho/t-1 a junho/t). O risco idiossincrático das ações é estimado pelo método direto, através do desvio padrão dos resíduos do modelo com cinco fatores de risco (mercado, dimensão, valor, momento e liquidez), nos vinte e quatro meses anteriores à constituição das carteiras (julho/t-2 a junho/t).

O fator de risco dimensão, SMB (*small minus big*) é a diferença da média da rendibilidade das três carteiras de ações de pequena dimensão e a média da rendibilidade das três carteiras de ações de grande dimensão. O fator de risco valor, HML (*high minus low*) é a diferença da média da rendibilidade das duas carteiras de ações com alto BE/ME e a média da rendibilidade das duas carteiras de ações com baixo BE/ME. O fator de risco momento, WML (*winners minus losers*) é a diferença da média da rendibilidade das duas carteiras de ações vencedoras e a média da rendibilidade das duas carteiras de ações perdedoras. O fator de risco liquidez, LLMHL (*low liquidity minus high liquidity*) é a

diferença da média da rentabilidade das duas carteiras de ações de menor liquidez e a média da rentabilidade das duas carteiras de ações de maior liquidez. O fator de risco idiossincrático, HIMLI (*high idiosyncratic minus low idiosyncratic*) é a diferença da média da rentabilidade das duas carteiras de ações de maior risco idiossincrático e a média da rentabilidade das duas carteiras de ações de menor risco idiossincrático.

Na análise à capacidade explicativa dos modelos propostos e estimados é utilizada a metodologia de Fama e French (1993, 2012) com as ações agregadas em vinte e cinco carteiras. A metodologia para a constituição das carteiras é semelhante à metodologia seguida para os fatores de risco, só que em alternativa à interseção 2×3 , são utilizados os quintis de cada uma das variáveis, da interseção 5×5 , de cada um dos quatro conjunto de variáveis ME-BE/ME, ME-Momento, ME-Liquidez e ME-Risco Idiossincrático. As carteiras são constituídas anualmente, em junho de cada ano (junho/t) e as rentabilidades são calculadas mensalmente de julho a junho do ano seguinte (julho/t a junho/t+1).

A significância de cada fator de risco é testada através da estatística t. A evolução da rentabilidade nos quatro conjuntos das vinte e cinco carteiras evidencia a relação, positiva ou negativa entre a rentabilidade e cada um dos fatores de risco analisados. Os modelos são estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Aos modelos estimados realiza-se o teste de autocorrelação dos termos de perturbação (Breusch-Godfrey) e, caso se verifique a existência de autocorrelação, a um nível de significância de 5%, os modelos são novamente estimados mas agora com a correção de Newey e West (1987). A capacidade explicativa dos modelos é analisada através do teste de GRS ao conjunto das vinte e cinco constantes do modelo, para além do coeficiente de determinação ajustado e dos seguintes testes estatísticos: (1) estatística t da significância individual dos coeficientes associados a cada um dos fatores de risco, (2) estatística F da significância global da regressão e (3) teste conjunto a alguns coeficientes (*Wald test*). O nível de significância estatística utilizado é de 5%.

Os resultados obtidos nesta investigação permitem enunciar várias conclusões, em maior ou menor importância, contribuições desta tese. Estas podem ser apresentadas em três grupos: (1) a relação não condicional ou condicional entre o coeficiente beta do CAPM e a rentabilidade das carteiras, (2) a capacidade explicativa dos seis fatores de risco da rentabilidade em excesso das carteiras e, (3) a capacidade explicativa dos modelos propostos.

(1) A relação (não)condicional entre o coeficiente beta do CAPM e a rendibilidade das carteiras de ações

Não são confirmados os resultados de Fama e MacBeth (1973): a existência de uma relação positiva entre o coeficiente beta e a rendibilidade, a existência de um *tradeoff* risco/rendibilidade positivo e, o coeficiente beta apresentar capacidade explicativa da rendibilidade. Na amostra analisada nesta tese não existe uma relação não condicional entre beta e rendibilidade. Resultado que é consistente ao longo do período em análise na Alemanha e Itália, mas inconsistente na França e Europa. Também não é confirmada a relação condicional entre beta e rendibilidade constatada por Pettengill *et al.* (1995) e observada também em outros estudos posteriores, como por exemplo Durand *et al.* (2011) em países emergentes e, Fletcher (2000) em dezoito países desenvolvidos. Quando o mercado está em alta, não é confirmada a existência de uma relação sistemática e positiva entre beta e rendibilidade, resultado consistente ao longo do período em análise em cada um dos países individualmente analisados assim como no mercado da Europa. Mas, quando o mercado está em baixa, é confirmada a existência de uma relação sistemática e negativa em todos os mercados analisados e, este resultado é consistente ao longo do período analisado, exceto para a França e Itália. Nos mercados analisados verifica-se também que para o período da amostra a rendibilidade média em excesso de mercado é negativa e, os prêmios de risco para mercado em alta e em baixa não são simétricos, pelo que não existe um *tradeoff* risco/rendibilidade positivo.

Em suma, o modelo CAPM, não condicional e condicional, de acordo com a metodologia de Pettengill *et al.* (1995) não é adequado na explicação da rendibilidade das carteiras no mercado da Europa e nos mercados da Alemanha, França e Itália.

(2) A capacidade explicativa dos seis fatores de risco na rendibilidade em excesso das carteiras

O fator de risco mercado, medido pela rendibilidade em excesso de mercado, é explicativo da rendibilidade em excesso de todas as carteiras, independentemente do critério de constituição destas, ME-BE/ME, ME-Momento, ME-Liquidez e ME-Risco Idiossincrático e, dos modelos analisados.

O fator de risco dimensão, medido pela variável SMB (*small minus big* de ME) é explicativo da rendibilidade em excesso das carteiras, independente do critério de constituição destas e do modelo, exceto em algumas carteiras pertencentes ao último quintil de dimensão (ações de empresas de maior dimensão). Confirma-se o efeito dimensão de Banz (1981), a existência de uma relação inversa entre a capitalização bolsista e a rendibilidade e, corroborada em diversos estudos empíricos (Lieksnis, 2011; Singh, 2009).

O fator de risco valor, medido pela variável HML (*high minus low* de BE/ME) é explicativo da rendibilidade em excesso de algumas carteiras, independentemente do critério da constituição destas e dos modelos analisados. Constatam-se que sempre que é acrescentado um novo fator de risco no modelo (momento e risco idiossincrático) o fator de risco valor perde capacidade explicativa. Confirma-se o efeito valor, a existência de uma relação positiva entre o BE/ME e a rendibilidade e, corroborada em diversos estudos empíricos (Lakonishok *et al.*, 1994; Rosenberg *et al.*, 1985). As carteiras constituídas por ações de alto BE/ME apresentam rendibilidades superiores às carteiras constituídas por ações de baixo BE/ME.

O fator de risco momento, medido pela variável WML (*winners minus losers* de desempenho passado dos últimos onze meses) é explicativo da rendibilidade em excesso das carteiras de quintis extremos, isto é, nas carteiras de pior e melhor desempenho nos últimos onze meses. O fator momento, tal como o fator valor, perde capacidade explicativa quando é acrescentado um novo fator de risco no modelo (liquidez e risco idiossincrático). Confirma-se o efeito momento, de Jegadeesh e Titman (1993), e confirmado em vários estudos (Cerqueira & Brandão, 2008; Soares & Serra, 2005), nas carteiras de melhor e pior desempenho passado. As carteiras constituídas por ações de melhor (pior) desempenho nos últimos onze meses são as que proporcionam maior (menor) rendibilidade face às carteiras constituídas por ações de pior (melhor) desempenho nos últimos onze meses. O prémio médio mensal do fator de risco momento é positivo, tal como obtido por Carhart (1995) e Fama e French (2012).

O efeito risco liquidez explica porque ações de baixa liquidez tendem a proporcionar rendibilidades superiores às ações que no mesmo período apresentam alta liquidez. Mas, no mercado da Europa, este comportamento não é muito evidente nas carteiras constituídas por ações que simultaneamente são de empresas de grande dimensão.

O fator de risco liquidez, medido pela variável LLMHL (*low liquidity minus high liquidity*, do *turnover* médio nos últimos doze meses) é explicativo da rendibilidade em excesso em algumas carteiras, principalmente as carteiras pertencentes aos dois últimos quintis de liquidez, constituídas por ações de maior liquidez. Evidência que pode ser explicada porque o fator momento pode ser uma *proxy* da liquidez, ao constatar-se que o poder explicativo do fator momento diminui quando é incluído o fator liquidez no modelo. Outra explicação é que o fator de risco liquidez pode ser uma *proxy* para outros riscos, que não estão incluídos no modelo.

O efeito risco idiossincrático explica uma relação positiva entre esta variável e a rendibilidade, isto é, ações de alto risco idiossincrático tendem a proporcionar rendibilidades superiores às ações que no mesmo período apresentam baixo risco idiossincrático. A rendibilidade média em excesso das carteiras não apresenta sempre esta relação positiva com o risco idiossincrático. Nos dois primeiros quintis de dimensão, verifica-se uma relação positiva, mas nos três últimos quintis de dimensão verifica-se uma relação negativa entre risco idiossincrático e a rendibilidade em excesso das carteiras. O fator de risco idiossincrático, medido pela variável HIMLI (*high idiosyncratic minus low idiosyncratic* do desvio padrão dos resíduos do modelo de cinco fatores para os vinte e quatro meses anteriores) apresenta capacidade explicativa da rendibilidade em excesso em nove de vinte e cinco carteiras. Não se confirma os resultados de Ang *et al.* (2006), Liu e Iorio (2012) e, Wu *et al.* (2011), entre outros.

A evolução da situação económica, medido pelas *proxies*, evolução do mercado, em alta e em baixa e, evolução do ciclo de negócios da zona euro, em expansão e em recessão, afeta o comportamentos dos seis fatores de risco (mercado, dimensão, valor, momento, liquidez e risco idiossincrático) em algumas carteiras. Pelo que se conclui que os fatores de risco apresentam comportamento condicional com a evolução da situação económica.

(3) A capacidade explicativa dos modelos propostos

Os modelos analisados não revelam ser todos igualmente explicativos da rendibilidade em excesso das vinte e cinco carteiras no mercado da Europa. Dos vários modelos, uns apresentam maior capacidade explicativa relativamente a outros.

O modelo CAPM, com um único fator de risco, não é um modelo adequado para explicar a rendibilidade em excesso das carteiras. A inclusão dos fatores de risco, dimensão e valor, no modelo CAPM resulta no modelo de três fatores de Fama e French (1993). Confirma-se os resultados de vários estudos empíricos, o modelo de três fatores apresenta uma maior capacidade explicativa da rendibilidade em excesso das carteiras comparativamente com o CAPM (Brighi & d'Addona, 2007; Ho & Sears, 2006). O modelo de quatro fatores de Carhart (1997) resulta da inclusão do fator de risco momento no modelo de três fatores. Este fator adicional de risco é estatisticamente significativo em grande número de carteiras, pelo que o fator momento parece importante na explicação da rendibilidade em excesso de algumas carteiras. Este resultado confirma a maioria dos estudos empíricos (Fan & Yu, 2013; Unlu, 2013).

O modelo de quatro fatores condicional, com a evolução do mercado e com a evolução do ciclo de negócios, apresenta maior capacidade explicativa comparativamente ao modelo de quatro fatores não condicional. As duas *proxies* da evolução da situação económica são adequadas no modelo de quatro fatores condicional.

A inclusão do fator de risco liquidez no modelo de quatro fatores Carhart (1997) resulta no modelo de cinco fatores. Este modelo apresenta maior capacidade explicativa da rendibilidade em excesso das carteiras relativamente ao modelo de Carhart (1997). Confirma-se assim o resultado de Keene e Petersen (2007). No entanto, o fator momento perde capacidade explicativa quando é incluído o fator liquidez no modelo.

O modelo de seis fatores resulta quando é adicionado ao modelo de cinco fatores o fator de risco idiossincrático. O modelo de seis fatores não apresenta maior capacidade explicativa da rendibilidade em excesso das carteiras relativamente ao modelo de cinco fatores. Os fatores de risco valor e liquidez perdem capacidade explicativa quando é introduzido o fator de risco idiossincrático. O fator de risco idiossincrático é estatisticamente significativo em nove de vinte e cinco carteiras. No teste GRS, rejeita-se a hipótese nula do conjunto das vinte e cinco constantes do modelo serem estatisticamente iguais a zero e, o coeficiente de determinação ajustado evidência valores inferiores que no modelo de cinco fatores.

Os seis fatores de risco, mercado, dimensão, valor, momento, liquidez e, risco idiossincrático apresentam para algumas carteiras comportamento condicional com a evolução da situação económica, através das duas *proxies*, evolução do mercado e

evolução do ciclo de negócios da zona euro. Conclui-se assim que, os modelos condicionais, de cinco e seis fatores de risco, são mais adequados na explicação da rendibilidade em excesso das carteiras que os modelos na versão não condicional. Os indicadores da qualidade do ajustamento (coeficiente de determinação ajustado, teste conjunto aos coeficientes associados à variável *dummy* e, teste individual aos mesmos coeficientes) indiciam melhores resultados nos modelos condicionais com a evolução do ciclo de negócios comparativamente aos modelos condicionais com a evolução do mercado. Mas, no teste de GRS, não se rejeita a hipótese nula, do conjunto das vinte e cinco constantes ser zero, nos modelos condicionais com a evolução do mercado, mas esta hipótese é rejeitada nos modelos condicionais com a evolução do ciclo de negócios. Daí se concluir que não é indiferente a *proxy* utilizada para medir a evolução da situação económica.

Os modelos de seis fatores condicionais não apresentam maior capacidade explicativa que os modelos de cinco fatores condicionais.

Em suma, os resultados desta investigação evidenciam que o modelo com cinco fatores (mercado, dimensão, valor, momento e liquidez) condicional com a evolução da situação económica é o que apresenta maior capacidade explicativa da rendibilidade em excesso das carteiras e pode ser utilizado no mercado da Europa, na determinação da rendibilidade esperada, para estimação do custo de capital das empresas ou na seleção de carteiras.

Apesar dos resultados empíricos favoráveis, a cinco de seis fatores de risco e, a alguns modelos, assim como a confirmação de alguns resultados obtidos em estudos anteriores, devem ser referidas algumas limitações da presente pesquisa.

Fama e French (2004) indicam que o método utilizado para a determinação dos fatores de risco é realizado empiricamente e, estes fatores de risco terão de ser conhecidos previamente, existindo ausência de fundamentação teórica para suportar a utilização dos fatores de risco.

Bornholt (2007) destaca que a aplicação prática do modelo de três fatores de Fama e French (1993) apresenta limitações, por ser necessário encontrar a sensibilidade dos fatores e os prémios de risco. Limitação que pode ser enunciada para os modelos analisados nesta tese, modelos com um, três, quatro, cinco e seis fatores de risco. Pode-se

ainda referir que a inclusão de muitas variáveis explicativas, fatores de risco, não facilita a aplicabilidade prática do modelo.

Os modelos analisados, como utilizam as características das empresas/ações como fatores de risco, apresentam a desvantagem das carteiras serem selecionadas com base nas anomalias encontradas nas rendibilidades passadas, podendo não ser a melhor forma para explicar as rendibilidades futuras.

Outras limitações que podem ser apontadas a esta investigação estão relacionadas com a amostra utilizada. Primeiro, os países analisados apresentam um número de ações relativamente menor quando comparado com os estudos em outros mercados, desenvolvidos e emergentes. Isto terá como inconveniente a existência de carteiras pouco diversificadas. A análise ao mercado da Europa podia incluir um maior número de países da Europa, em especial a totalidade dos países pertencentes à moeda única. O período em análise poderia ser maior, para incluir na amostra um maior número de observações mensais. Quanto maior o número de observações, mais fiáveis são as estimativas obtidas. Acrescenta-se ainda que a amostra poderia incluir os anos mais recentes. A amostra utilizada inclui observações mensais até dezembro de 2009, porque à data da recolha desta na *Datastream*, só existia informação completa (todas as variáveis necessárias à análise) até essa data (2009) e, em data posterior à recolha da amostra deixei de ter acesso à referida base de dados. Uma outra limitação está relacionada com os modelos condicionais e a utilização das variáveis *dummies*, existindo outras alternativas para os modelos condicionais, por exemplo a metodologia utilizada por Jagannathan e Wang (1996) e Ferson e Schadt (1996).

O trabalho de investigação desenvolvido nesta tese, permite retirar algumas conclusões, explicitadas anteriormente, mas, e simultâneamente também desperta para hipóteses/questões, que podem proporcionar pesquisas futuras.

Na investigação desenvolvida, quando é adicionado mais um fator de risco ao modelo, as carteiras que servem de variáveis explicativas, são constituídas com base na intersecção de ME e posteriormente da variável desse novo fator adicionado. Não é analisada a robustez dos modelos com outras combinações de carteiras. Podia-se também testar a robustez dos resultados/modelos alterando os critérios definidos na metodologia, quer na constituição dos fatores de risco quer na constituição das carteiras. Goyal (2012) refere que nem sempre é claro se as anomalias analisadas nos vários estudos empíricos, se

existem no mercado ou, se existem apenas para um grupo particular de ações. Na mesma linha de investigação, são analisados vários modelos, adicionando a cada um deles mais um fator de risco relativamente ao anterior. Nalguns modelos, verifica-se que quando é adicionado um novo fator, outros fatores já incluídos no modelo perdem capacidade explicativa. Assim, podia-se ter analisado vários modelos que seriam combinações dos fatores de risco analisados, com o objetivo de encontrar aquele que apresenta maior capacidade explicativa da rendibilidade das ações.

Na análise ao fator de risco liquidez é utilizada a *proxy turnover*. De acordo com Liu (2006) a liquidez apresenta várias dimensões e a utilização de várias *proxies* permite estudar as várias dimensões do fenómeno e ter uma visão geral do mesmo. Alguns estudos empíricos (Brennan & Subrahmanyam, 1996; Chang *et al.*, 2010; Marshall & Young, 2003) constataam que a existência de uma relação entre liquidez e rendibilidade depende da *proxy* utilizada para a liquidez. Salienta-se que no mercado da Europa em análise existe um prémio de risco de liquidez nas carteiras constituídas por ações de maior liquidez e não como seria de esperar nas carteiras constituídas por ações de menor liquidez. Uma possível explicação pode ser devido à *proxy* utilizada para a liquidez. A utilização de várias *proxies* de liquidez permitiria verificar se os resultados seriam semelhantes nas diferentes *proxies*.

O risco idiossincrático das ações pode ser estimado através de metodologias diferentes: o método indireto que determina a volatilidade idiossincrática através da variância da rendibilidade da ação e, o método direto que determina a volatilidade idiossincrática através do desvio padrão dos resíduos da estimação de um modelo. Não é analisado se os dois métodos de determinação do risco idiossincrático apresentam resultados semelhantes e, assim verificar os resultados de Xu e Malkiel (2003) ao defenderem que o método indireto apresenta valores superiores para a volatilidade idiossincrática relativamente ao método direto.

Por último, mas não menos importante, os fatores de risco analisados podem ser analisados noutros ativos/mercados que não apenas no mercado acionista, nomeadamente no mercado de obrigações.

BIBLIOGRAFIA

- Abbas, Q., Ayub, U., Sargana, S., & Saeed, S. (2011). From regular-beta CAPM to downside-beta CAPM. *European Journal of Social Science*, 21(2), 189-203.
- Abdullah, K., Al-Jafari, M., Tai, H., & Ahmad, A. (2011). The relationship between risk and return: An empirical study of Kuwait stock exchange. *International Research Journal of Finance & Economics*, 66, 22-29.
- Acharya, V., & Pedersen, L. (2005). Asset pricing with liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 77(2), 375-410.
- Al-Mwalla, M., (2012). Can book-to-market, size and momentum be extra risk factors that explain the stocks rate of return? Evidence from emerging market. *Journal of Finance, Accounting and Management*, 3(2), 42-57.
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5, 31-56.
- Amihud, Y., Mendelson, H., & Pedersen, L. (2005). Liquidity and asset prices. *Foundations and Trends in Finance*, 1(4), 269-364.
- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the *bid-ask spread*. *Journal of Financial Economics*, 17(2), 223-249.
- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1988). Liquidity and asset price: Financial management implications. *Financial Management*, 17(1), 5-15.
- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1991). Liquidity, asset prices and financial policy. *Financial Analysts Journal*, 47(6), 56-66.
- Amihud, Y., & Mendelson, H. (2000). The liquidity route to a lower cost of capital. *Journal of Applied Corporate Finance*, 12(4), 8-25.
- Amihud, Y., & Mendelson, H. (2006). Stock and bond liquidity and its effect on prices and financial policies. *Financial Market Portfolio Management*, 20(1), 19-32.
- Ang, A., Hodrick, R., Xing, Y., & Zhang, X. (2006). The cross-section of volatility and expected returns. *Journal of Finance*, 61(1), 259-299.
- Ang, A., Hodrick, R., Xing, Y., & Zhang, X. (2009). High idiosyncratic volatility and low returns: International and further U.S. evidence. *Journal of Financial Economics*, 91(1), 1-23.
- Angelis, T., (2010) Idiosyncratic risk in emerging markets. *Financial Review*, 45(4), 1053-1078.

- Anthonisz, S., & Putniš, T. (2013), Asymmetric liquidity risks and asset pricing. Retrieved August 22, 2013, from <http://www.financialrisksforum.com/risk2013/work/6174301.pdf>.
- Asness, C., Moskowitz, T., & Pedersen, L. (2013). Value and momentum everywhere. *Journal of Finance*, 63(3), 929-985.
- Atkins, A., & Dyl, E. (1997). Transaction costs and holding periods for common stocks. *Journal of Finance*, 52(1), 309-325.
- Bali, T., & Cakici, N. (2008). Idiosyncratic volatility and the cross section of expected returns. *Journal of Finance and Quantitative*, 43(1), 29-58.
- Bali, T., Cakici, N., Yan, X., & Zhang, Z. (2005). Does idiosyncratic risk really matter?. *Journal of Finance*, 60(2), 905-929.
- Banz, R. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3-18.
- Barberis, N., & Huang, M. (2008). Stocks as lotteries: The implications of probability weighting for security prices. *American Economic Review*, 98(5), 2066-2100.
- Barberis, N., Shleifer, A., & Vishny R. (1998). A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 49(3), 307-343.
- Barry, C., Goldreyer, E., Lockwood, L., & Rodriguez, M. (2002). Robustness of size and value effects in emerging equity markets, 1985-2000. *Emerging Markets Review*, 3(1), 1-30.
- Basu, S. (1977). Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis. *Journal of Finance*, 32(3), 663-682.
- Basu, S. (1983). The relationship between earnings yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 129-156.
- Bekaert, G., Harvey, C., & Lundblad, C. (2007). Liquidity and expected returns: Lessons from emerging markets. *The Review of Financial Studies*, 20(6), 1783-1831.
- Bello, Z. (2008). A statistical comparison of the CAPM to the Fama-French three factor model and the Carhart's model. *Global Journal of Finance and Banking*, 2(2), 14-25.
- Berk, J., Green, R., & Naik, V. (1999). Optimal investment, growth options and security returns. *Journal of Finance*, 54(5), 1553-1608.

- Black, F., Jensen, M., & Scholes, M. (1972). The capital asset pricing model: Some empirical tests. *Study in the Theory of Capital Markets*, New York, M. C. Jensen, 79-121.
- Blume, M. (1970). Portfolio theory: A step towards its practical application. *Journal of Business*, 43(2), 152-174.
- Blume, M., & Friend, I. (1973). A new looks at the capital asset pricing model. *Journal of Finance*, 28(1), 19-33.
- Blume, M., & Husic, F. (1973). Price, beta, and exchange listing. *Journal of Finance*, 28(2), 283-299.
- Blume, M., & Stambaugh, R. (1983). Biases in computed returns: An application to the size effect. *Journal of Financial Economics*, 12, 387-404.
- Bornholt, G. (2007). Extending the capital asset pricing model: The reward beta approach. *Journal of Accounting and Finance*, 47(1), 69-83.
- Bornholt, G., & Malin, M. (2011). Is the 52-week high effect as strong as momentum? Evidence from developed and emerging market indices. *Applied Financial Economics*, 21(18), 1369-1379.
- Boyer, B., Mitton, T., & Vorkink, K. (2009). Expected idiosyncratic skewness. *The Review of Financial Studies*, 23(1), 169-202.
- Boyle, P., Garlappi, L., Uppal, R., & Wang, T. (2012). Keynes meets Markowitz: The trade-off between familiarity and diversification. *Management Science*, 58(2), 253-272.
- Braga, E., & Securato J. (2007). Beta and bid-ask spread na determinação do retorno de um título: Um estudo setorial - 2000-2005. *Anais X SEMEAD – Seminários em Administração FEA-USP*, S. Paulo, Brasil.
- Brandt, M., Brav., A., Graham, J., & Kumar, A. (2010). The idiosyncratic volatility puzzle: Time trend or speculative episodes?. *Review of Financial Studies*, 23(2), 863-899.
- Brennan, M., & Subrahmanyam, A. (1996). Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns. *Journal of Financial Economics*, 41(3), 441-464.
- Brennan, M., Chordia, T., & Subrahmanyam, A. (1998). Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 49(3), 345-373.

- Brighi, P., & d'Addona, S. (2007). An empirical investigation of the Italian stock market based on the augmented Fama and French three-factor pricing model. *Retrieved September 10, 2013 from http://amsacta.unibo.it/2591/1/2_2008_Brighi_D_Addona.pdf*.
- Brockman, P., Schutte, M., & Yu, W. (2009). Is idiosyncratic volatility priced? The international evidence. *Working Paper Series, SSRN – Social Science Research Network*.
- Cakici, N., Fabozzi, F., & Tan, S. (2013). Size, value, and momentum in emerging market stock returns. *Emerging Markets Review*, 46, 46-65.
- Cakici, N., Tan, S. (2014). Size, value, and momentum in developed country equity returns: Macroeconomic and liquidity exposures. *Journal of International Money & Finance*, 44(8), 179-209.
- Campbell, J., Lettau, M., Malkiel, B., & Xu, Y. (2001). Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk. *The Journal of Finance*, 56(1), 1-43.
- Capaul, C., Rowley, I., & Sharpe, W. (1993). International value and growth stock returns. *Financial Analysts Journal*, 49(1), 27-36.
- Carhart, M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
- Cenesizoglu, T., & Reeves, J. (2013). CAPM, components of beta and the cross section of expected returns. *CIRANO – Centre Interuniversitaire de Recherche en Analyse des Organisations*, Montréal Avril 2013. Retrieved November 22, 2013, from <http://www.cirano.qc.ca/pdf/publication/2013s-09.pdf>.
- Cerqueira, A., & Brandão, E. (2008). Alternative momentum strategies. *Anais 5th Finance Conference - Portuguese Finance Network*, Faculdade Economia Universidade de Coimbra, Coimbra, Portugal.
- Chalmers, J., & Kadlec, G. (1998). An empirical examination of the amortized spread. *Journal of Financial Economics*, 48(2), 159-188.
- Chan, H., & Faff, R. (2003). An investigation into the role of liquidity in asset pricing: Australian evidence. *Pacific-Basin Finance Journal*, 11(5), 555-572.
- Chan, L., & Lakonishok, J. (1993). Are reports of beta's death premature?. *Journal of Portfolio Management*, 19(4), 51-62.

- Chan, L., Jegadeesh, N., & Lakonishok, J. (1996). Momentum strategies. *Journal of Finance*, 51(1), 1681-1713.
- Chan, L., Karceski, J., & Lakonishok, J. (1998). The risk and return from factors. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 32(2), 159-188.
- Chan, Y., & Chen, N. (1991). Structural and return characteristics of small and large firms. *Journal of Finance*, 46(4), 1467-1487.
- Chang, Y., Faff, R., & Hwang, C. (2010). Liquidity and stock returns in Japan: New evidence. *Pacific-Basin Finance Journal*, 18(1), 90-115.
- Chordia, T., & Shivakumar, L. (2002). Momentum, business cycle and time-varying expected returns. *Journal of Finance*, 57(2), 985-1019.
- Chordia, T., Subrahmanyam, A., & Anshuman, V. (2001). Trading activity and expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 59(1), 3-32.
- Chui, A., & Wei, K. (1998). Book-to-market, firm size, and the turn-of-the-year effect: Evidence from pacific-basin emerging markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 6(3/4), 275-293.
- Correia, L., & Amaral, H. (2008). Existe o efeito da liquidez das ações? Evidência do mercado acionário brasileiro. *Anais XXVIII Encontro Nacional de Engenharia da Produção*, Rio de Janeiro, Brasil.
- Correia, L., Amaral, H., & Bressan, A. (2008). O efeito da liquidez sobre a rentabilidade de mercado das ações negociadas no mercado acionário brasileiro, *Base - Revista de Administração e Contabilidade da UNISINOS*, 5(2), 109-119.
- Cotter, J., O'Sullivan, N., & Rossi, F. (2014). The conditional pricing of systematic and idiosyncratic risk in the UK equity market. *UCD Geary Institute Discussion Paper Series*, WP2014/03. Retrieved April 12, 2014, from <http://www.ucd.ie/geary/static/publications/workingpapers/gearywp201403.pdf>
- Crombez, J., & Vennet, R. (2000). Risk/return relationship conditional on market movements on the Brussels stock exchange. *Tijdschrift voor Economie en Management*, 45(2), 163-188.
- Daniel, K., & Titman, S. (1997). Evidence on the characteristics of cross sectional variation in stock returns. *Journal of Finance*, 52(1), 1-33.
- Datar, V., Naik, N., & Radcliffe, R. (1998). Liquidity and stock returns: An alternative test. *Journal of Financial Markets*, 1(2), 203-219.

- Doukas, J., & MacKnight, F. (2005). European momentum strategies, information diffusion, and investor conservatism. *European Financial Management*, 11(3), 313-338.
- Drew, E., & Veeraraghavan, M. (2001). Explaining the cross-section of stock return in the Asian region. *International Quarterly Journal of Finance*, 1, 205-221.
- Drew, M., & Veeraraghavan, M. (2002). Idiosyncratic volatility and security returns: Evidence from the Asian Region. *International Quarterly Journal of Finance*, 2(1/4), 1-14.
- Drew, M., Naughton, T., & Veeraraghavan, M. (2005). Pricing of equities in China: Evidence from the Shanghai Stock Exchange. *Managerial Finance*, 31(12), 46-57.
- Durand, R., Lan, Y., & Ng, A. (2011). Conditional beta: Evidence from Asian emerging. *Global Finance Journal*, 22(2), 130-153.
- Elsas, R., El-Shaer, M., & Theissen, E. (2003). Beta and returns revisited: Evidence from the German stock market. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 13(1), 1-18.
- European Commission, *Directorate-General for Economic and Financial Affairs*, Euro Area – Business Climate Indicator. Retrieved May 10, 2013, from http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/time_series/.
- Fama, E., & French, K. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427-465.
- Fama, E., & French, K. (1993). Common risk factors in the return on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Fama, E., & French, K. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *Journal of Finance*, 51(1), 55-84.
- Fama, E., & French, K. (1998). Value versus growth: The international evidence. *Journal of Finance*, 53(6), 1975-1999.
- Fama, E., & French, K. (2004). The capital asset pricing model: Theory and evidence. *Journal of Economic Perspectives*, 18(3), 25-46.
- Fama, E., & French, K. (2012). Size, value, and momentum in international stock returns. *Journal of Financial Economics*, 105(3), 457-472.
- Fama, E., & MacBeth, J. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.

- Fama, E., & MacBeth, J. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.
- Fan, S., & Yu, L. (2013). Does the alternative three-factor model explain momentum anomaly better in G12 countries?. *Journal of Finance and Accountancy*, 12, 1-15.
- Ferson, W., & Schadt, R. (1996). Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions. *Journal of Finance*, 51(2), 425-461.
- Ferson, W., & Harvey, C. (1994). Sources of risk and expected returns in global equity markets. *Journal of Banking & Finance*, 18(4), 775-803.
- Fletcher, J. (2000). On the conditional relationship between beta and return in international stock return. *International Review of Financial Analysis*, 9(3), 235-245.
- Foran, J., Hutchinson, M., & O'Sullivan, N. (2014). The asset pricing effects of UK market liquidity shocks: Evidence from tick data. *International Review of Financial Analysis*, 32, 85-94.
- Forner, C., & Marhuenda, J. (2003). Contrarian and momentum strategies in the Spanish stock market. *European Financial Management*, 9(1), 67-88.
- Forner, C., & Marhuenda, J. (2006). Análisis del origen de los beneficios del *momentum* en el mercado de valores español. *Investigaciones Económicas*, 30(3), 401-439.
- Friend, I., & Blume, M. (1970). Measurement of portfolio performance under uncertainty. *American Economic Review*, 60(4), 607-636.
- Friend, I., & Westerfield, R. (1981). Risk and capital asset prices. *Journal of Banking & Finance*, 5(3), 291-315.
- Fu, F. (2009). Idiosyncratic risk and the cross-section of expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 91 (1), 24-37.
- Fu, F., & Schutte, M. (2010). Investor diversification and the pricing of idiosyncratic risk. *Proceedings from the 2010 FMA Asian Conference*. Singapore.
- Galdi, F., & Securato, J. (2007). O risco idiosincrático é relevante no mercado brasileiro?. *Revista Brasileira de Finanças*, 5(1), 41-58.
- Gaunt, C. (2004). Size and book to market effects and the Fama French factor Aset Pricing Model: Evidence from the Australian stock market. *Accounting and Finance*, 44(1), 27-44.
- George, T., & Hwang, C. (2004). The 52-Week High and Momentum Investing. *Journal of Finance*, 59(5), 2145-2176.

- Gibbons, M., Ross, S., & Shanken, J. (1989). A Test of the efficiency of a given portfolio. *Econometrica*, 57(5), 1121-1152.
- Glaser, M., & Weber, M. (2003). Momentum and turnover: Evidence from the German stock market. *Schmalenbach Business Review*, 55(2), 108-135.
- Goetzman, W., & Kumar, A. (2008). Equity portfolio diversification. *Review of Finance*, 12(3), 433-463.
- Goyal, A. (2012). Empirical cross-sectional asset pricing: A survey. *Financial Markets and Portfolio Management*, 26(1), 3-38.
- Goyal, A., & Santa-Clara, P. (2003). Idiosyncratic risk matters!. *Journal of Finance*, 58(3), 975-1007.
- Graham, B., & Dodd, D. (1934), *Security Analysis*, Ney York, McGraw-Hill.
- Griffin, J., Ji, X., & Martin, J. (2003). Momentum investing and business cycle risk: Evidence from pole to pole. *Journal of Finance*, 58(6), 2515–2547.
- Griffin, J., Kelly, P., & Nardari, F. (2010). Do market efficiency measure yield correct inferences? A comparison of developed and emerging markets. *Review of Financial Studies*, 23(8), 3225-3277.
- Grinold, R. (1993). Is Beta Dead Again?. *Financial Analysts Journal*, 49(4), 28-34.
- Grundy, K., & Malkiel, B. (1996). Reports of beta`s death have been greatly exaggerated. *Journal of Portfolio Management*, 22(3), 36-44.
- Guo, H., & Savickas, R. (2006). Idiosyncratic volatility, stock market volatility, and expected stock returns. *Journal of Business and Economic Statistics*, 24(1), 43-56.
- Ho, C., & Sears, S. (2006). Is there conditional mean reversion in stock returns. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 45(3/4), 91-112.
- Hon, M., & Tonks, I. (2003). Momentum in the UK stock market. *Journal of Multinational Financial Management*, 13(1), 43-70.
- Hong, H., & Stein, J. (1999). A unified theory of underreaction, momentum trading, and overreaction in asset markets. *Journal of Finance*, 54(6), 1540-6261.
- Hong, H., Lim, T., & Stein, J. (2000). Bad news travels slowly: Size, analyst coverage and the profitability of momentum strategies. *Journal of Finance*, 55(1), 265-295.
- Hou, K., Karolyi, G., & Kho, B. (2011). What factors drive global stock returns?. *Review of Financial Studies*, 24(8), 2527-2574.
- Huang, B., Wald, J., & Martell, R. (2013). Financial market liberalization and the pricing of idiosyncratic risk. *Emerging Markets Review*, 17, 44-59.

- Hung, D., Shackleton, M., & Xu, X. (2004). CAPM, higher co-moment and factor models of UK stock returns. *Journal of Business Finance & Accounting*, 31(1/2), 87-112.
- Hwang, S., & Lu, C. (2007). Too many factors! Do we need them all? *Working Paper Series*, SSRN – Social Science Research Network.
- Isakov, D. (1999), Is beta still alive? Conclusive evidence from the Swiss stock market, *The European Journal of Finance*, 5(3), 202-212.
- Jagannathan, R., & Wang, Z. (1996). The conditional CAPM and the cross-section of expected returns. *Journal of Finance*, 51(1), 3-53.
- Jannen, B., & Pham, V. (2009). 52-Week high and momentum investing: A partial replication of George and Hwang's results. Retrieved May 14, 2012, from [http://kanecap.com/doc/williams/econ18/2009/Jannen Pham Econ18 2009.pdf](http://kanecap.com/doc/williams/econ18/2009/Jannen%20Pham%20Econ18%202009.pdf).
- Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *Journal of Finance*, 48(1), 65-91.
- Jegadeesh, N., & Titman, S. (2001). Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations. *Journal of Finance*, 56(2), 699-720.
- Jensen, G., Johnson, R., & Mercer, J. (1996). Business conditions, monetary policy, and expected security returns. *Journal of Financial Economics*, 40(2), 213-237.
- Jensen, G., Johnson, R., & Mercer, J. (1997). New evidence on size and price-to-book effects in stock returns. *Financial Analysts Journal*, 53(6), 34-42.
- Jianhua, Z., & Wihlborg, C. (2010). CAPM in up and down markets: Evidence from six European emerging markets. *Journal of Emerging Market Finance*, 9(2), 229-255.
- Jun, S., Marathe, A., & Shawky, H. (2003). Liquidity and stock returns in emerging markets. *Emerging Markets Review*, 4(1), 1-24.
- Kassimatis, K. (2008). Size, book to market and momentum effects in the Australian stock market. *Australian Journal of Management*, 33(1), 145-168.
- Kearney, C., & Poti, V. (2008). Have European stocks become more volatile? An empirical investigation of idiosyncratic and market risk in the Euro area. *European Financial Management*, 14(3), 419-444.
- Keene, M., & Peterson, D. (2007). The importance of liquidity as a factor in asset pricing. *Journal of Financial Research*, 30(1), 91-109.
- Kim, S., & Lee, K. (2014). Pricing of liquidity risks: Evidence from multiple liquidity measures. *Journal of Empirical Finance*, 25, 112-133.

- Korajczyk, R., & Sadka, R. (2008). Pricing the commonality across alternative measures of liquidity. *Journal of Financial Economics*, 87(1), 45-72.
- Kotiaho, H. (2010). *Idiosyncratic risk, financial distress and the cross-section of stock returns*. Finance Master's thesis, Helsinki School of Economics, Department of Accounting and Finance, Helsinki, Finland.
- L'Her, J., Masmoud, T., & Sure, J. (2004). Evidence to support the four-factor pricing model from the Canadian stock market. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 14(4), 313-328.
- Lakonishok, J., & Shapiro, A. (1986). Systematic risk total risk and size as determinants of stock market returns. *Journal of Banking & Finance*, 10(1), 115-132.
- Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R. (1994). Contrarian investment, extrapolation, and risk. *Journal of Finance*, 49(5), 1541-1578.
- Lam, K., & Tam, L. (2011). Liquidity and asset pricing: Evidence from the Hong Kong stock markets. *Journal of Banking & Finance*, 35, 2217-2230.
- Lam, S., Li, F., & So, S. (2010). 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*, 35(1), 89-111.
- Lee, C., & Swaminathan, B. (2000). Price momentum and trading volume. *Journal of Finance*, 55(5), 2017-2069.
- Lee, K. (2011). The world price of liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 99(1), 136-161.
- Lesmond, D., Schill, M., & Zhou, C. (2004). The illusory nature of momentum profits, *Journal of Financial Economics*, 71, 349-380.
- Levy, H. (1978). Equilibrium in an imperfect market: A constraint on the number of securities in the portfolio. *American Economic Review*, 68(4), 643-658.
- Lewellen, J., & Nagel, S. (2006). The conditional CAPM does not explain asset-pricing anomalies. *Journal of Financial Economics*, 82(2), 289-314.
- Li, K., Morck, R., Yang, F., & Bernard, Y. (2004). Firm specific variation and openness in emerging markets. *Review of Economics and Statistics*, 86(3), 658-669.
- Lieksnis, R. (2011). Momentum in the Baltic stock market, *Economics & Management*, 16(1), 1164-1169.
- Liew, J., & Vassalou, M. (2000). Can book-to-market, size and momentum be risk factors that predict economic growth. *Journal of Financial Economics*, 57(2), 221-245.

- Lintner, J. (1965). The valuation of risky asset and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budget. *Review of Economic Statistic*, 47(1), 13-37.
- Lischewski, J, & Voronkova, S. (2012). Size, value and liquidity. Do they really matter on an emerging market stock market?. *Emerging Markets Review*, 13(1), 8-25.
- Liu, B., & Iorio, A. (2012). Idiosyncratic volatility, stock returns and economy conditions: The role of idiosyncratic volatility in the Australian stock market. *Annual Meetings EFMA - European Financial Management Association 2012*, Barcelona, Spain. Retrieved May 5, 2013, from http://www.efmaefm.org/0EFMAMEETINGS/EFMA%20ANNUAL%20MEETINGS/2012-Barcelona/papers/EFMA2012_0374_fullpaper.pdf
- Liu, W. (2006). A liquidity-augmented capital asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 82(3), 631-671.
- Liu, W. (2010). Liquidity risk and asset pricing: Evidence from daily data, 1926–2009. *Working Paper*, Nottingham University Business School. Retrieved March, 12, 2013, from <https://www.dur.ac.uk/resources/dbs/research-papers/WeiminLiu17Nov2010.pdf>.
- Lo, A., & MacKinlay (1988). The size and power of the variance ratio tests in finite samples: A monte carlo investigation. *Journal of Econometrics*, 40(2), 203-38.
- Malkiel, B., & Xu, Y. (1997). Risk and return revisited. *The Journal of Portfolio Management*, 23(3), 9-14.
- Malkiel, B., & Xu, Y. (2002). Idiosyncratic risk and security returns. University of Texas, Dallas. Retrieved October 23, 2012, from <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.8.8510&rep=rep1&type=pdf>.
- Malkiel, B., & Xu, Y. (2006). Idiosyncratic risk and security returns. Princeton University & University of Texas at Dallas. Retrieved October 23, 2012, from http://www.utdallas.edu/~yexiaoxu/IVOT_H.PDF.
- Manjunatha, T., Mallikarjunappa, T., & Begum, M. (2007). Capital asset pricing model: Beta and size tests. *AIMS International Journal of Management*, 1(1), 71-87.
- Markowitz, H. (1952). Portofolio Selection. *Journal of Finance*, 7, 77-91.
- Maroney, N., & Protopapadakis, A. (2002). The book-to-market and size effects in the general asset pricing model: Evidence from seven national markets. *European Finance Review*, 6(2), 189-221.

- Marshall, B., & Young, M. (2003). Liquidity and stock returns in pure order-driven markets: Evidence from the Australian stock market. *International Review of Financial Analysis*, 12(2), 173-188.
- Mendonça, F., Klotzle, M., Pinto, A., & Montezano, R. (2012) A relação entre risco idiossincrático e o retorno no mercado acionário Brasileiro. *Revista de Contabilidade & Finanças - USP*, 23(60), 246-257.
- Merton, R. C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *Journal of Finance*, 42(3), 483-510.
- Michailidis, G., Tsopoglou, S., & Papanastasiou, D. (2007). The cross-section of expected stock returns for the Athens stock exchange. *International Research of Finance and Economics*, 8, 63-96.
- Miller, M., & Scholes, M. (1972). Rates of return in relation to risk: A re-examination of some recent findings in Jensen, M. *Studies in the Theory of Capital Markets*, Praeger, New York, New York, 47-78.
- Mirza, N., & Afzal, A. (2011). Size and value premium in international portfolios: Evidence from 15 European Countries. *Czech Journal of Economics & Finance*, 61(2), 173-190.
- Morck, R., Yeun, B., & Yu, W. (2000). The information content of stock markets: Why do emerging markets have commoving stock price movements?. *Journal of Financial Economics*, 58, 215-260.
- Morelli, D. (2011). Joint conditionality in testing the beta-return relationship: Evidence based on the UK stock market. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(1), 1-13.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 34(4), 768-783.
- Muga, L., & Santamaria, R. (2006). Momentum effect in Latin American emerging markets. *Emerging Markets Finance and Trade*, 43, 24-45.
- Nagel, S. (2001). Is it overreaction? The performance of value and momentum strategies at long horizons, *Anais EFA – European Finance Association, Meetings 2001*, Barcelona, Espanha.
- Nartea, G., Wu, J., & Yao, L. (2010). Idiosyncratic volatility in the Chinese stock market. *Working Paper*. Retrieved October 22, 2012, from http://world-finance-conference.com/papers_wfc/452.pdf

- Newey, W., & West, K. (1987). A simple, positive semi-definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55(3), 703-708.
- Nguyen, D., & Puri, T. (2009). Systematic liquidity, characteristic liquidity and asset pricing. *Applied Financial Economics*, 19(11), 853-868.
- Nicholson, F. (1960). Price-earnings ratios. *Financial Analysts Journal*, 16(4), 43-45.
- Nijman, T., Swinkels, L., & Verbeek, M. (2004). Do Countries or Industries Explain Momentum in Europe. *Journal of Empirical Finance*, 11, 461-481.
- Nimal, P., & Fernando, S. (2013). The conditional relation between beta and returns: Evidence from Japan and Sri Lanka. *The Hikone Ronso*, Spring/395, 94-105.
- Ooi, J., Wang, J., & Webb, J. (2009). Idiosyncratic risk and REIT returns. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 38(4), 420-442.
- Pastor, L., & Stambaugh, R. (2003). Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy*, 111(3), 642-685.
- Pereira, P. (2009). *Momentum and Contrarian Strategies in the Portuguese Stock Market*. Dissertation in Finance, ISCTE Business School, Lisboa.
- Pettengill, G., Sundaram, S., & Mathur, I. (1995). The conditional relation between beta and returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30(1), 101-116.
- Polkovnichenko, V. (2005). Household portfolio diversification: A case for rank-dependent preferences. *The Review of Financial Studies*, 18(4), 1467-1502.
- Pukthubthong-Le, K., & Visaltanachoti, N. (2009). Idiosyncratic volatility and stock returns: A cross country analysis. *Applied Financial Economics*, 19(16), 1269-1281.
- Reinganum, M. (1981a). A new empirical perspective on the CAPM. *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, 16(4), 439-462.
- Reinganum, M. (1981b). Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings yields and market values. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 19-46.
- Ricca, B. (2010). *Apreçamento da assimetria idiossincrática no mercado de ações brasileiro*. *Dissertação de Mestrado, Escola de Pós-graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas*, Rio de Janeiro, Brasil.
- Rosenberg, B., Reid, K., & Lanstein, R. (1985). Persuasive evidence of market inefficiency. *Journal of Portfolio Management*, 11(3), 9-16.

- Rouwenhorst, K. (1998). International momentum strategies. *Journal of Finance*, 53(1), 267-284
- Rubio, G. (1988). Further international evidence on asset pricing: The case of the Spanish capital market. *Journal of Banking and Finance*, 12(2), 221-242.
- Sandoval, A., & Saens, R. (2004). The conditional relationship between portfolio beta and return: Evidence from Latin America. *Latin American Journal of Economics*, 41, 65-89.
- Sharpe, W. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- Shijin, S., Kumar, G., & Bhattacharyya, S. (2007). The relationship between size, value, and market risk: Some evidence. *Investment Management and Financial Innovations*, 4(2), 125-147.
- Sias, R., & Benett, J. (2005). Why has firm-specific risk increased over time?. *Working Paper Series*, SSRN – Social Science Research Network.
- Singh, R. (2009). Company attributes and stock returns in India: A panel data analysis. *The IUP Journal of Applied Finance*, 15, 46-57.
- Soares, J., & Serra, A. (2005). Overreaction and underreaction: Evidence for the Portuguese stock market. *Cadernos de Valores Mobiliários*, Nº 22, March, Faculdade de Economia da Universidade do Porto, Porto.
- Stambaugh, R., Yu, J., & Yuan, Y. (2011). The short of it: Investor sentiment and anomalies, *Journal of Financial Economics*, 104(2), 288-302.
- Stoll, H., & Whaley, R. (1983). Transaction Costs and the Small Firm Effect. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 57-79.
- Strong, N., & Xu, X. (1997). Explaining the cross-section of UK expected stock returns. *The British Accounting Review*, 29(1), 1-23.
- Tang, G., & Shum, W. (2004), The risk-return relations in the Singapore stock market. *Pacific-Basin Finance Journal*, 12(2), 179-195.
- Theriou, N., Aggelidis, V., Maditinos, D., & Ševic, Ž., (2010). Testing the relation between beta and returns in the Athens stock exchange. *Managerial Finance*, 36(12), 1043-1056.
- Tinic, S., & West, R. (1984). Risk and return: January vs. the rest of the year. *Journal of Financial Economics*, 13(4), 561-574.

- Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behavior toward risk. *Review of Economic Studies*, 25, 86-1958.
- Unlu, U. (2013). Evidence to support multifactor asset pricing models: The case of the Istanbul stock exchange. *Asian Journal of Finance & Accounting*, 5(1), 197-208.
- Vassalou, M., & Xing, Y. (2004). Default risk in equity returns. *Journal of Finance*, 59(2), 831-868.
- Vieira, K., & Milach, F. (2008). Liquidez/Iliquidez no mercado brasileiro: Comportamento no período 1995-2005 e suas relações com o retorno. *BASE - Revista de Administracao e Contabilidade da Unisinos*, 5(1), 5-16.
- Vo, X., & Batten, J. (2010). An empirical investigation of liquidity and stock returns relationship in Vietnam stock markets during financial crisis. *MPRA - Munich Personal RePEc Archive*, march, nº 29862.
- Wong, K., Tan, R., & Liu, W. (2006). The cross-section of stock return on the Shanghai stock exchange. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 26(1), 23-39.
- Wu, J., Nartea, G., & Gan C. (2011). The investigation of the idiosyncratic volatility: Evidence from the Hong Kong stock market. Retrieved August 5, 2013, from <http://www.yumpu.com/en/document/view/19076385/the-investigation-of-the-idiosyncratic-volatility-evidence-from-the->
- Xu, Y., & Malkiel, B. (2003). Investigating the behaviour of Idiosyncratic Volatility. *The Journal of Business*, 76(4), 613-644.