



FEUC FACULDADE DE ECONOMIA
UNIVERSIDADE DE COIMBRA

Mestrado em Economia
Especialidade em Economia Financeira

Maria de Jesus Lopes Pastilha

**Influência da Dimensão da Empresa no Risco
Sistemático**

Trabalho de Projeto Orientado por:

Prof. Doutor José Soares da Fonseca

Junho, 2014



UNIVERSIDADE DE COIMBRA



FEUC FACULDADE DE ECONOMIA
UNIVERSIDADE DE COIMBRA

Maria de Jesus Lopes Pastilha

Influência da Dimensão da Empresa no Risco Sistemático

Trabalho de Projeto de Mestrado em Economia, na especialidade em Economia
Financeira, apresentada à Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra
para obtenção do grau de Mestre

Orientado por: Professor Doutor José Soares da Fonseca

Ano Letivo 2013-2014

Segundo Semestre

Agradecimentos

Este trabalho projeto que agora se apresenta, representa o fim de uma nova etapa no meu percurso académico. Esta etapa representou um grande desafio para mim, foram inúmeras as dificuldades com as quais me deparei mas que consegui ultrapassar, graças ao apoio de diversas pessoas, as quais não poderia deixar de reconhecer neste trabalho.

Primeiramente, gostaria de agradecer ao Professor Doutor José Soares da Fonseca, meu orientador, pela sua disponibilidade em me orientar, pela disponibilização imediata de artigos que representaram o ponto de arranque da minha leitura. Ainda gostaria de lhe agradecer pelas suas críticas que sempre me incentivaram a fazer cada vez melhor e pelas inúmeras correções e sugestões que contribuíram significativamente para o resultado final deste trabalho.

Seguidamente, gostaria de expressar o meu agradecimento ao Engenheiro Rodrigues da Costa por me receber na Bolsa de Lisboa e me direcionar para o estudo do efeito dimensão das empresas sobre as rentabilidades das mesmas.

À Professora Doutora Adelaide Duarte e à Professora Emília Oliveira, o meu muito obrigado pelas sugestões e correções feitas ao meu trabalho, contribuindo para uma contínua melhoria do mesmo.

Por fim, gostaria de agradecer ao colega Gonçalo Marouvo, pela sua disponibilidade, pelos seus esclarecimentos sobre econometria e utilização do *software* econométrico *gretl*, e ao Tiago Ferreira e à Isabel Pinto, pelos comentários ao trabalho que me permitiram fazer diversas correções ao mesmo.

Resumo

O efeito dimensão tem sido apontado, na literatura, como evidência de que as ações das pequenas empresas cotadas na bolsa obtêm rentabilidades, ajustadas ao risco, superiores às rentabilidades das ações das grandes empresas. A capitalização bolsista é, usualmente, a medida usada para aferir a dimensão das empresas. Banz (1981) foi o primeiro a estudar este fenómeno, concluindo que este resultado surge como uma má especificação do modelo CAPM. Esta anomalia, como é comumente catalogada na literatura, é contrariada por Berk (1997), que defende que a relação entre capitalização bolsista e rentabilidade não depende de uma relação de risco e rentabilidade, não podendo, por isso, ser verdadeiramente catalogada como uma anomalia. Assim, este fenómeno só é válido se ele também se verificar com outras medidas de dimensão.

Este estudo teve como objetivo aferir a existência do efeito dimensão no mercado bolsista português, no período de 1999 a 2013. Os resultados demonstraram que o efeito dimensão, como definido por Banz (1981), só se verifica quando se usa a capitalização bolsista para medir a dimensão das empresas. Com as vendas, esses resultados não são mantidos, comprovando a teoria defendida por Berk (1997) de que o efeito dimensão é resultado da *proxy* usada para medir a dimensão das empresas e, portanto, não pode ser considerado como uma evidência de que as pequenas empresas obtêm rentabilidades anormais.

Classificação JEL: G12

Palavras chave: Efeito dimensão, Risco Sistemático, CAPM, Beta, Rentabilidades.

Abstract

The size effect has been pointed in literature as a proof that the stock of quoted small firms gets higher risk-adjusted returns than the stock of large firms. The market value is usually used as a measure to evaluate the size of the companies. Banz (1981) was the first one to study this phenomenon, concluding that this result appears as a misspecification of CAPM. This anomaly, as it has been referred to in literature, is contested by Berk (1997) who claims that the relation between market value and return does not depend on the relation between risk and return. So, it cannot be catalogued as a real anomaly. Therefore, this phenomenon is only valid if it is also verified with other size measures.

The main goal of this study was to show the existence of size effect on the Portuguese market between 1999 and 2013. The results showed that the size effect, as defined by Banz (1981), is only verified when market value is used to measure the size of the companies. With the sales, these results are not held which confirms Berk's theory that the size effect is a result of the proxy used to measure the size of the companies and, therefore, it cannot be considered as an evidence that small firms get abnormal returns.

JEL classification: G12

Keywords: Size effect, Systematic Risk, Beta, CAPM, Returns.

Índice

Lista de ilustrações	vi
Diagramas	vi
Tabelas	vi
1 INTRODUÇÃO	1
2 REVISÃO DA LITERATURA	4
3 DADOS	10
4 METODOLOGIA	12
5 ANÁLISE DOS DADOS	16
5.1 Estatística descritiva	16
5.2 Resultados das regressões econométricas	19
6 CONCLUSÃO	30
7 REFERÊNCIAS	32
ANEXOS	34
Anexo A	34
Anexo B	35

Lista de ilustrações

Diagramas

- Diagrama 1 - Densidade estimada das rentabilidades no ano 2000, 2003 e 2008 16
- Diagrama 2 - Gráfico de dispersão de associação entre a média da rentabilidade global, do grupo A, B e C com a média da capitalização bolsista e as vendas anuais. 17
- Diagrama 3 - Gráfico das séries temporais das rentabilidades médias do grupo A, B e C em relação a carteira de mercado 18

Tabelas

- Tabela 1 - Regressão *cross section* da rentabilidade média dos títulos em função do risco sistemático e da capitalização bolsista 21
- Tabela 2 - Regressão *cross section* da rentabilidade média dos títulos em função do risco sistemático e das vendas..... 23
- Tabela 3 - Testes de deteção de heteroscedasticidade dos resíduos das regressões apresentadas nas tabelas 1 e 2 26
- Tabela 4 - Quadro resumo das diferenças em termos relativos dos coeficientes estimados pelo estimador dos mínimos quadrados e pelo método dos mínimos quadrados ponderados 28
- Tabela 5 – Média por grupo dos betas individuais estimados na regressão (4)..... 34
- Tabela 6 – Elementos de análise da regressão (2) da tabela 1 e 2.....34
- Tabela 7 – Estimação da regressão *cross section* (2) com heteroscedasticidade corrigida pelo método dos mínimos quadrados ponderados em função do risco sistemático e a variável dimensão medida pela capitalização bolsista 35
- Tabela 8 - Estimação da regressão *cross section* (2) com heteroscedasticidade corrigida pelo método dos mínimos quadrados ponderados em função do risco sistemático e a variável dimensão medida pelas vendas anuais. 36

1 INTRODUÇÃO

Um dos principais marcos da moderna teoria económico-financeira prende-se com o estudo da relação risco¹-rentabilidade². Markowitz (1952) foi um dos autores pioneiros no desenvolvimento do conhecimento desta relação, constituindo a base para o desenvolvimento do modelo CAPM³ (*Capital Asset Pricing Model*) de Sharpe (1964) e Lintner (1965).

Uma das principais implicações do modelo CAPM é que a carteira de mercado⁴ é eficiente, como postulado pelo modelo da média-variância. A rentabilidade esperada de um ativo é uma função linear do seu beta⁵, definido pela covariância da rentabilidade do ativo i com a rentabilidade da carteira de mercado. Por outras palavras, o modelo CAPM postula que o declive da sua equação representativa fornece uma descrição completa do risco de um ativo, sendo, por isso, suficiente para descrever as variações das rentabilidades dos ativos.

No entanto, diversos estudos têm sido publicados, dando a conhecer outras variáveis explicativas com capacidade para descrever as variações das rentabilidades esperadas, nomeadamente, os dividendos, o lucro por ação, o valor contabilístico do ativo e a dimensão da empresa. Segundo Banz (1981), a possibilidade de estas variáveis poderem explicar as variações nas rentabilidades esperadas surge como uma anomalia ou uma má especificação do modelo CAPM.

Uma das primeiras contradições do paradigma CAPM documentada pela literatura foi o efeito dimensão, sendo este o escopo deste trabalho. Este efeito traduz-se na evidência de que as empresas com baixa capitalização bolsista obtêm, em média,

¹ O risco, segundo Grundy e Malkiel (1996), é caracterizado pela possibilidade de um investimento obter um resultado diferente do esperado. O desvio-padrão é, por isso, o parâmetro usado para medir o

² A rentabilidade de um ativo pode ser traduzida como a diferença do preço de um ativo i no momento t com o seu preço em $t-1$.

³ Modelo CAPM: $E(R_i) = R_f + (E(R_m) - R_f)\beta_i$, com $E(R_i)$ a rentabilidade esperada do ativo i , R_f a rentabilidade do ativo sem risco, $E(R_m)$ a rentabilidade esperada da carteira de mercado e β_i o beta do ativo i .

⁴ A carteira de mercado deve ser composta por todos os ativos existentes na economia.

⁵ De acordo com Grundy e Malkiel (1996), o beta é uma medida de sensibilidade do ativo às oscilações de mercado, ou seja, mede a tendência de o ativo seguir os movimentos do mercado.

maiores rentabilidades esperadas face às empresas com grande capitalização bolsista para os mesmos valores do beta.

A capitalização bolsista é frequentemente usada na literatura como um indicador da dimensão da empresa. Adicionalmente, têm sido estudados outros indicadores da dimensão da empresa, como as vendas e o valor do ativo, com o objetivo de aferir se o efeito dimensão também se verifica para estas medidas. No entanto, os estudos mostram que a capitalização bolsista produz resultados mais significativos. Este trabalho de projeto tem por objetivo avaliar se o efeito dimensão existe de forma explícita no mercado bolsista português e se este se verifica, independentemente da medida de dimensão da empresa utilizada. Pretende-se, ainda, avaliar a relação do efeito dimensão com o risco e, subsequentemente, com a rentabilidade do ativo.

No que concerne à metodologia de trabalho, esta consiste, numa primeira fase, em estimar modelos de mercado para cada empresa em diferentes subamostras. Seguidamente, procede-se a uma regressão *cross-section* com a incorporação do parâmetro dimensão e com os parâmetros beta e rentabilidade média obtidos da primeira fase. Numa terceira fase, procede-se à análise estatística comparativa dos coeficientes estimados para os diferentes grupos de empresas.

É expectável que, em Portugal, o efeito dimensão juntamente com o risco sistemático⁶ representem variáveis-chave na explicação das rentabilidades esperadas, à semelhança dos resultados verificados na literatura. Por outras palavras, é expectável que o beta não capture totalmente a essência do fenómeno subjacente às variações das rentabilidades e, portanto, que o efeito dimensão da empresa traga uma maior compreensão dessas variações. No entanto, a introdução da variável dimensão e subsequente diminuição do grau das perturbações no modelo de equilíbrio dos ativos financeiros pode, ainda assim, não ser a variável omissa no modelo CAPM. Existem outros fatores que podem estar na origem desse aumento da capacidade explicativa do modelo, assim como pode o efeito dimensão ser apenas uma *proxy* do verdadeiro fator de risco omissa. (Berk, 1997)

⁶ De acordo com Grundy e Malkiel (1996), o risco sistemático é um fator de risco que, adicionalmente ao risco específico de cada empresa, contribui para a variabilidade das rentabilidades. O risco sistemático é medido pelo beta e, por isso, representa a volatilidade da rentabilidade dos ativo face à carteira de mercado.

Assim sendo, os resultados obtidos deverão ser encarados como um fator parcial, mas importante, na explicação da rentabilidade de uma empresa. Por razões de tempo, a análise centra-se apenas no efeito dimensão, sendo que pode haver outras dimensões da relação risco-rentabilidade que seria, igualmente, importante serem exploradas.

O presente trabalho encontra-se organizado de acordo com a estrutura que se apresenta seguidamente. Inicialmente, é efetuada uma revisão da literatura de vários autores que sustentam a hipótese enunciada no contexto deste projeto. De seguida, é apresentada a metodologia de trabalho e os dados que constituem a amostra. Posteriormente, são apresentadas todas as estimações que permitem estabelecer uma relação entre os resultados obtidos e as hipóteses formuladas. Finalmente, procede-se a uma análise conclusiva com levantamento de novas hipóteses para estudos futuros.

2 REVISÃO DA LITERATURA

A quantificação da relação rentabilidade esperada - risco tem ocupado um papel central na literatura económico-financeira, sendo que o modelo de equilíbrio de avaliação de ativos constituiu um passo importante na tentativa de obter uma melhor compreensão desta relação.

Uma primeira abordagem para o progresso do conhecimento nesta área foi avançada por Markowitz (1952), constituindo aquilo que viriam a ser os pilares dos estudos posteriores sobre o comportamento das rentabilidades. Nesse estudo, Markowitz define matematicamente a combinação ótima de ativos dentro de uma carteira de investimentos. No desenvolvimento do seu trabalho, o autor argumenta que além da rentabilidade esperada do investimento, o investidor preocupa-se, igualmente, com o risco do seu investimento. Deste modo, o autor inovou ao propor como medida de risco de um ativo o seu desvio-padrão, uma vez que este traduz a dispersão das rentabilidades em torno da média.

Seguidamente, Markowitz demonstra, num contexto de um portefólio diversificado, que a “*lei dos grandes números*”⁷ não deve ser transposta para a construção de carteiras, uma vez que é provável que as ações negociadas em determinada economia apresentem, entre si, uma elevada correlação. Esta tem fortes implicações sobre o risco do portefólio, não sendo, por isso, possível eliminar o risco total, por mais títulos que sejam adicionados.

“*A carteira com o máximo de rentabilidade esperada não é necessariamente aquela com a variância mínima*”⁸. (Markowitz, 1952). Em vez disso, os investidores devem escolher os portefólios com base em combinações possíveis entre a variância e a rentabilidade esperada. Estes *tradeoffs* entre variância e rentabilidade esperada devem

⁷ A lei dos grandes números aplicada às decisões de investimento traduzir-se-ia numa diminuição da dispersão das rentabilidades através da introdução crescente de títulos. Quanto maior fosse o número de títulos que compusessem essa carteira, então existiria uma carteira, sobre todas as outras, que teria o máximo de rentabilidade esperada e o mínimo de variância. Markowitz (1952).

⁸ Tradução livre da autora. No original “The portfolio with maximum expected return is not necessarily the one with minimum variance” (Markowitz, 1952: pag. 79).

ser eficientes, de modo a que, seja qual for a combinação escolhida, não exista uma outra que ofereça um melhor binário.

Assim, a regra de que os investidores devem escolher combinações entre rentabilidade esperada e risco eficientes, aliada ao facto de que o portefólio de mercado é construído pela combinação linear das carteiras individuais dos investidores, implica, naturalmente, que o portefólio de mercado seja também ele eficiente (Smith e Walsh, 2013). O portefólio de mercado, segundo Fama e Macbeth (1973) e Brown e Walter (2013) compreende todos os ativos da economia ponderados pela sua contribuição para o valor total do portefólio diversificado. Assim, a rentabilidade esperada resultará numa média ponderada dos títulos que a compõem, mas, no que diz respeito ao risco, importará a forma como estes títulos se relacionam. Consequentemente, num portefólio bem diversificado e eficiente, o risco real é dado pela covariância dos ativos.

Desta forma, chega-se a uma das mais importantes implicações do modelo CAPM. O risco específico dos ativos, em carteiras bem diversificadas, é passível de ser eliminado. Por isso, apenas o risco não diversificável se torna relevante na explicação das rentabilidades futuras e, assim, só este deve ser remunerado pelo mercado.

Consequentemente, as relações enunciadas estabelecem uma relação linear entre rentabilidade e o risco sistemático (dado pela covariância da rentabilidade esperada do ativo com a rentabilidade esperada da carteira de mercado, ou seja, o Beta). Não obstante, têm sido apresentados, na literatura, desvios sistemáticos a esta relação, o que, consequentemente, tem levado alguns autores⁹ a atribuir tais divergências a uma má especificação do modelo CAPM;

Banz (1981) foi um dos primeiros autores a documentar uma fraca relação entre rentabilidade esperada e risco sistemático. De acordo com os seus resultados, a capitalização bolsista apresenta um maior poder explicativo das rentabilidades futuras, comparativamente ao beta. A evidência de que as empresas com baixa capitalização bolsista obtêm rentabilidades anormais face às empresas com grande capitalização bolsista foi denominada de efeito dimensão. Para além disso, Banz (1981) demonstra no seu trabalho que a relação entre a rentabilidade média observada e a capitalização bolsista é negativa. Esta relação negativa entre rentabilidade esperada e a dimensão da

⁹ Banz (1981), Lakonishok e Shapiro (1986), Kim (1995)

empresa também é encontrada no estudo de Berk (1995) e Brave *et al.* (2005, *upud* Berkman 2013, pág. 34).

Outros autores, como por exemplo Lakonishok e Shapiro (1986), encontraram evidências empíricas deste fenómeno na sua amostra, testando, quer a relação prevista pelo modelo CAPM, quer outras medidas de risco alternativas¹⁰, concluindo que nenhuma destas medidas de risco apresentam um significativo poder explicativo das rentabilidades, além da dimensão da empresa.

A capitalização bolsista é usualmente a medida de dimensão utilizada, dada a correlação positiva entre ela e as outras medidas alternativas da dimensão. Tendo em conta que a capitalização bolsista é o valor presente dos *cash flows* futuros, intuitivamente, entende-se que a capacidade de uma empresa gerar fluxos de caixa esteja intrinsecamente relacionada com a sua dimensão e, por isso, a capitalização bolsista seja uma medida de dimensão da empresa. (Berk, 1997)

Outra das características do efeito dimensão é a sua sazonalidade, uma vez que é mais evidente em janeiro do que nos restantes meses do ano. (Schwert, 1983,2003; Hawawini e Keim, 1994). De acordo com estes autores, a justificação para este facto é gerada por uma maior volatilidade das rentabilidades das pequenas empresas, o que pode encorajar os investidores a assumirem estratégias, no fim do ano fiscal, de perdas de capital de curto prazo como resposta aos impostos sobre o rendimento. Tudo isto leva a que as ações das empresas desvalorizem substancialmente no fim do ano fiscal e que, depois, com a sua recompra em janeiro, os preços subam exponencialmente, afetando, conseqüentemente, a magnitude deste efeito.

A capacidade de uma variável como a dimensão da empresa contribuir sistematicamente para explicar as rentabilidades médias observadas tem sido catalogada como uma anomalia na literatura, uma vez que não existe suporte teórico de um modelo do comportamento das rentabilidades que sustente que as variáveis fundamentais da empresa tenham este poder explicativo.

¹⁰ A medida de risco alternativa usada no estudo de Lakonishok e Shapiro (1986) é o desvio padrão, dado que, em portfólios não diversificados, o risco individual dos ativos influencia o prémio de risco requerido.

A capitalização bolsista é o produto do número de ações da empresa pelo seu preço. Uma vez que o preço das ações reflete, de alguma forma, as expectativas dos investidores relativamente aos *cash flows* futuros, então, é natural que a capitalização bolsista também espelhe essa expectativa. A teoria financeira prevê, ainda que indiretamente, uma relação inversa entre o preço de um ativo e a sua rentabilidade¹¹. Consequentemente, se a capitalização bolsista, além de ser uma medida de dimensão é, também, uma medida das expectativas, não existe fundamento para o efeito dimensão ser rotulado como uma anomalia, uma vez que esta relação entre capitalização bolsista e rentabilidade esperada é independente de um conceito de risco, segundo Berk (1997).

Ainda segundo o mesmo autor (1997), a inexistência de uma definição precisa da dimensão das empresas e o facto de a capitalização bolsista apresentar uma correlação expressiva com o preço das ações fazem com que seja natural que esta variável apresente uma elevada capacidade em descrever o comportamento das rentabilidades médias observadas.

Outras variáveis não relacionadas com o mercado têm sido estudadas na literatura, com o propósito de avaliar se este fenómeno se mantém. Os regressores frequentemente apresentados são o valor contabilístico do ativo, as vendas totais, o número de funcionários, entre outros. Os resultados do efeito dimensão com a utilização destes regressores têm-se revelado empiricamente fracos, o que pode fazer crer que o efeito dimensão não é válido, sendo, portanto, resultado da medida de dimensão escolhida.

O efeito dimensão pode ainda surgir como resultado dos erros na estimação dos betas e, por isso, ser uma *proxy* do verdadeiro risco sistemático, hipótese que não é suportada pelo autores Fama e French (1992) e Jegadeesh (1992), uma vez que estes autores demonstraram que o beta não consegue explicar o efeito dimensão, porque, mesmo quando o beta é o único fator a ter em conta na descrição das rentabilidades, existe sempre uma parte dessas rentabilidades que é deixada por explicar. Este resultado, segundo os autores não é sensível à forma como os betas são estimados.

¹¹ A relação inversa entre rentabilidade e preço é dada pela seguinte equação: $P_{i0} = (1 + r)^{-t}$, com r = rentabilidade requerida e t = período de atualização. Por conseguinte, quanto maior for o fator de atualização, menor será o preço atual do ativo i .

Segundo outros autores, o facto de este fenómeno ocorrer resulta da incapacidade de determinar o verdadeiro portefólio de mercado, uma vez que este incorpora todos os ativos, financeiros ou não, de uma economia. (Roll, 1977). Segundo Roll e Ross (1994), o modelo CAPM prevê que esta relação linear entre rentabilidade esperada e o beta é válida, desde que o portefólio de mercado seja eficiente. Assim, se a interceção da regressão é diferente de zero, esse resultado pode estar inerente à escolha de um portefólio ineficiente. Nestas condições, é natural que as variáveis fundamentais da empresa possam apresentar um poder explicativo sistemático das variações das rentabilidades médias observadas deixado inexplicado pelo modelo CAPM. Neste sentido, segundo estes autores, a relação entre rentabilidade esperada e o beta é determinada pela posição do *benchmark* relativamente à fronteira eficiente.

Todos estes fatores levaram ao surgimento de novos modelos que tentam quantificar esta relação entre rentabilidade e risco. Fama e French (1993) sugerem que o risco dos ativos é multidimensional, através do seu modelo de três fatores¹². Eles encontraram duas variáveis que, em associação com o beta, parecem capturar de forma exata as variações nas rentabilidades médias das ações. Essas variáveis são a dimensão da empresa e o valor contabilístico do ativo. A escolha destas variáveis no modelo de três fatores é resultado de uma metodologia de tentativa erro que se traduz na análise estatística dos fatores de risco apresentados na literatura¹³. No entanto, de acordo com Schwert (2003) e Kim (1995), a evidência de que o modelo de três fatores fornece uma explicação adequada da relação risco e rentabilidade pode ser resultado de um problema de má especificação, levando a subestimações ou sobrestimações dos prémios de risco usados neste modelo.

De acordo com Smith e Walsh (2013), se o portefólio de mercado no modelo CAPM é eficiente, então, qualquer portefólio eficiente pode satisfazer a relação definida

¹² Modelo de três fatores de Fama e French, 1993:

$$E(R_{it}) - R_{ft} = \beta_{iM}(E(R_{Mt}) - R_{ft}) + \beta_{iS}E(SMB_t) + \beta_{iH}E(HML_t), \text{ com } i=1,2,\dots,N.$$

$E(R_{it}) - R_{ft}$ é Valor esperado do exesso de rentabilidade do ativo i no momento t , $E(R_{Mt}) - R_{ft}$ é o valor esperado do exesso de rentabilidade da carteira de mercado no momento t ; $E(SMB_t)$ é a diferença de rentabilidade entre empresas com baixa capitalização bolsita e grande capitalização bolsista; $E(HML_t)$ é a diferença de rentabilidade entre empresas com um valor elevado do ativo menos empresas com baixo valor do ativo; β_{ij} = São os declives em regressões múltiplas.

¹³ Os fatores de risco frequentemente apresentados na literatura são a dimensão da empresa, a taxa de dividendos e os ganhos por ação.

pelo modelo CAPM e, portanto, independentemente das variáveis usadas, elas terão sempre um significado empírico.

Em suma, todas as abordagens enunciadas, que aparentemente contradizem o paradigma CAPM, validam a existência de um fator de risco omissivo, quer por via de uma má especificação do modelo CAPM, quer por via dos desvios originados pela metodologia empírica utilizada na determinação dos coeficientes associados as variáveis explicativas.

De acordo com Berk (1997), enquanto não houver uma teoria precisa que discrimine objetivamente os fatores de risco que influenciam as rentabilidades médias esperadas, assente em pressupostos menos restritivos, será sempre possível aproximar a interceção de zero com a adição de novas variáveis correlacionadas com o preço das ações. Como consequência, os investidores, no caso de o beta não ser o único fator de risco a ser considerado nas carteiras bem diversificadas, podem estar a ser remunerados por um risco que não corresponde ao verdadeiro risco assumido.

Por fim, é necessário lembrar que, na construção de qualquer modelo, é necessário algum grau de simplificação sob pena de o modelo ser inexecutável. Não havendo, em alternativa, um modelo melhor, o modelo CAPM permite determinar eficazmente as rentabilidades esperadas em condições de equilíbrio.

3 DADOS

Uma primeira amostra, composta por todas as empresas cotadas na Euronext Bolsa de Lisboa, de janeiro de 1999 a dezembro de 2013, foi obtida a partir da base de dados *Datastream*. Seguidamente, foram selecionadas apenas as empresas com informação disponível ao longo de todo o período da amostra que, posteriormente, foram subdivididas em três categorias, de acordo com a sua capitalização bolsista, usando-se, para o efeito, o mesmo critério da Bolsa de Lisboa. O grupo A, composto pelas empresas com maior capitalização bolsista, engloba todas as empresas com valor de mercado superior a 1.000 M€; o grupo B, formado pelas de média capitalização bolsista, situa-se no intervalo de valores de 150 M€ - 1.000 M€; por fim, o grupo C engloba todas aquelas com uma capitalização bolsista inferior a 150 M€. Após este agrupamento, retirou-se da amostra as empresas que, ao longo do período de análise, não se mantiveram sempre no mesmo grupo e, por fim, foram eliminadas as empresas cuja variabilidade dos preços era nula ou quase nula.

Após a aplicação dos vários critérios para a obtenção da amostra final, foram selecionadas 59 empresas, com 17 empresas presentes no grupo A, 7 no grupo B e 35 no grupo C.

As séries temporais recolhidas têm uma frequência mensal para mitigar o possível enviesamento provocado pelo facto de as pequenas empresas serem negociadas com uma menor frequência, em comparação com as grandes.

Foram recolhidas as séries temporais dos preços ajustados das ações cotadas na bolsa portuguesa, uma vez que estes preços englobam os efeitos causados por determinado evento que provoque alterações nos preços das ações (ex.: aumentos de capital). Para além disso, estes preços ajustados são diretamente comparáveis. Com estes preços, construiu-se, seguidamente, a variável da rentabilidade individual dos ativos. As séries temporais das rentabilidades têm, igualmente, uma frequência mensal e foram obtidas a partir da seguinte equação:

$$R_t = \ln \frac{P_t}{P_{t-1}} \quad (1)$$

Onde R_t é a rentabilidade do ativo no mês t ; P_t e P_{t-1} são o preço do ativo no mês t e $t-1$, respetivamente; com $t=1, \dots, 180$. Optou-se pela rentabilidade logarítmica, uma vez que esta fornece um resultado bastante aproximado da fórmula original, sendo essa aproximação tanto melhor quanto mais pequenas forem as variações dos preços. Para além disso, a escolha da utilização de rentabilidades em vez de preços, assim como do logaritmo natural, justifica-se pelas suas propriedades estatísticas que facilitam o seu tratamento.

Foram recolhidas como variáveis, para testar o efeito dimensão, a capitalização bolsista e as vendas totais das empresas. A capitalização bolsista, como foi referido na revisão da literatura, pode ser interpretada como uma medida de expectativas dos investidores em relação aos *cash flows* futuros. Consequentemente, entende-se que, quanto maior for uma empresa, maior é a sua capacidade de gerar *cash flows* e, por isso, a capitalização bolsista pode ser interpretada como uma medida de dimensão. (Berk, 1997). Relativamente à variável vendas, entende-se que, quanto maior for a empresa, mais elevadas serão as suas vendas em valor absoluto e, desta forma, é igualmente considerada uma medida de dimensão. Adicionalmente, as vendas não são uma variável obtida a partir do mercado bolsista, nem resultam da cotação da ação da empresa e, por isso, permite-nos obter uma medida de dimensão em maior concordância com a dimensão física das empresas.

Estas séries temporais foram extraídas da base de dados *Datastream*. A *proxy* usada para o portefólio de mercado foi o PSI 20 (Portuguese Stock Index)¹⁴ que foi, igualmente, extraído da base de dados *Datastream*.

¹⁴ O PSI 20 é um índice que engloba as 20 maiores empresas e com maior liquidez, cotadas na bolsa portuguesa.

4 METODOLOGIA

O modelo utilizado neste projeto, para o estudo da influência da dimensão da empresa sobre o risco sistemático, pode ser visto como uma extensão do modelo geral de avaliação de ativos definido por Banz (1981), segundo o qual a rentabilidade esperada de um ativo pode ser encarada como uma função do beta e de um fator adicional relacionado com a dimensão da empresa.

O modelo descrito pode representar-se como se segue:

$$\bar{R}_i = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_i + \gamma_2 Sz_i + \gamma_3 Sz_A_i + \gamma_4 Sz_B_i + \gamma_5 Sz_C_i + \epsilon_i \quad (2)$$

Onde:

\bar{R}_i é a rentabilidade média do ativo i , com $i=1, \dots, 59$;

γ_0 é o termo de interceção da regressão *cross-section*. Como o modelo de Banz (1981) tem por base o modelo CAPM, conseqüentemente, $\gamma_0 = R_f$ com beta teórico igual a zero;

γ_1 é o prémio de risco do mercado. De acordo com o modelo CAPM, pode ser definido como sendo $\gamma_1 = E(R_m) - \gamma_0$;

$\hat{\beta}_i$ é o risco sistemático estimado;

Sz_t é o vetor da média da variável dimensão de cada empresa da amostra no momento t . A série temporal da variável dimensão tem uma frequência mensal e é definida para cada empresa da seguinte forma:

$$Sz_i = (\phi_i - \phi_m) / \phi_m \quad (3)$$

Onde ϕ_i é a medida de dimensão do ativo i e ϕ_m é o valor médio da medida de dimensão usada.

Sz_j_t , em (2), é o vetor da média da variável dimensão do grupo j no momento t , com $j=A, B$ ou C . Esta variável é o produto de uma variável *dummy* com a variável Sz_t .

As *dummy* criadas são as seguintes:

$Sz_{ai} = \{Sz_j \text{ se a empresa } i \text{ for do grupo } A, 0 \text{ caso contrário}\}$;

$Sz_{bi} = \{Sz_j \text{ se a empresa } i \text{ for do grupo B, 0 caso contrário}\};$

$Sz_{ci} = \{Sz_j \text{ se a empresa } i \text{ for do grupo C, 0 caso contrário}\};$

ϵ_i é o termo de erro estocástico.

A inclusão da variável dimensão por grupos permite analisar a sensibilidade da rentabilidade média de cada um dos grupos. A inclusão da variável de dimensão global justifica-se, dado que a sua omissão no modelo subestimaria o efeito dimensão, pois este tem uma componente comum a todos os grupos e uma componente específica para cada grupo. Se excluíssemos Sz_i das estimações, estaríamos apenas a estimar a componente específica. Com a inclusão de Sz_i , a medida do efeito dimensão para o grupo A é $\gamma_2 + \gamma_3$, para o grupo B é $\gamma_2 + \gamma_4$ e para o grupo C é $\gamma_2 + \gamma_5$.

O processo para operacionalizar a metodologia presente tem início com a estimação dos betas. A obtenção dos betas estimados para cada empresa, usando as rentabilidades mensais referentes a 5 anos, é estimado de acordo com o seguinte modelo de mercado:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

Onde:

$R_{i,t}$ é a rentabilidade do ativo i no mês t ;

α_i é o termo de interseção da regressão do ativo i ;

$R_{m,t}$ é a rentabilidade da carteira de mercado (PSI 20);

$\epsilon_{i,t}$ é o termo de erro ativo i no mês t .

Desta equação resulta a estimação de N β_i (N = número de empresas). As rentabilidades médias das empresas, \bar{R}_i , assim como a média da variável dimensão foram calculadas com referência ao mesmo período de 5 anos usado para estimar os betas.

Após esta primeira estimação de regressão em (2) e (4), este processo de estimar os betas, as rentabilidades médias, a variável dimensão média e, por fim, os coeficientes da regressão (2) é repetido utilizando uma janela deslizante numa base anual, ou seja, em cada novo ano, à subamostra do período anterior:

- é retirado o primeiro ano de observações;
- é acrescentado um ano de novas observações.

De acordo com Black e Scholes (1974), para mitigar os enviesamentos dos testes *cross-section*, os parâmetros do modelo devem ser estimados apenas com a informação disponível das rentabilidades dos anos anteriores. Assim, cada subperíodo de 5 anos tem início em janeiro do primeiro ano de observações e termina em dezembro do último ano de observações da subamostra. A subamostra vai variando ao longo do período de análise, permitindo acomodar as mudanças das características das empresas, nomeadamente do seu nível de risco. Seguir este procedimento por subamostras e, simultaneamente, com a amostra completa, permite avaliar se o modelo é sensível aos dados ou se é relativamente estável.

A regressão *cross-section* (2) usa betas estimados resultantes da equação (4), o que poder levar a um problema de erro nas variáveis. Uma vez que beta não é diretamente observável, este contém um termo de erro:

$$\hat{\beta}_i = \beta_i + \epsilon_i \quad (5)^{15}$$

A metodologia usualmente empue para resolver este problema é a criação de portefólios¹⁶, em vez da análise das ações individualmente, e o uso dos betas desses portefólios como estimador final na regressão *cross-section*. Esta metodologia justifica-se porque permite estimativas mais eficientes do beta, dado que a construção de carteiras bem diversificadas minimiza a variância e, conseqüentemente, melhora as estimativas dos parâmetros.

Contudo, dadas as especificidades da amostra deste estudo, nomeadamente o número reduzido de empresas, a construção de portefólios causaria sérios constrangimentos, pois levaria a um número reduzido de observações, o que tornaria os resultados dos testes ao modelo empiricamente enviesados. Adicionalmente, a formação de portefólios leva à perda de informação, porque, geralmente, os primeiros anos de observações são usados para a estimação dos primeiros betas individuais, que servem apenas de critério para a formação das carteiras. Além disso, a criação de portefólios

¹⁵ Kim (1995).

¹⁶ Lakonishok e Shapiro (1986), Jegadeesh (1992); Berk (1996); Fama e French (1992, 1993);

com base numa variável estimada a partir da amostra ou numa variável correlacionada com as rentabilidades vai levar, segundo Berk (2000), a um enviesamento *data-snooping*.

Quando os ativos são sorteados por grupos baseados numa variável como γ que é sabido ser correlacionada com a rentabilidade, a rentabilidade média de cada grupo irá refletir essa correlação. Consequentemente, este procedimento garante uma variação das rentabilidades esperadas elevada entre grupos.[...] implicando uma baixa variação dentro de cada grupo, assim a variação da rentabilidade esperada *cross-sectional* é mais baixa dentro de cada grupo do que em toda a amostra. (Berk, 2000, pag. 408)¹⁷

Neste sentido, se o objetivo é testar se a variável dimensão é estatisticamente significativa na explicação das rentabilidades esperadas, ao classificarmos a amostra com uma informação *à priori*, correlacionada com as rentabilidades, podemos cometer um erro do tipo I, ou seja, rejeitar a hipótese nula quando é verdadeira.

Na análise da regressão (2), importa perceber se os coeficientes $\gamma_2, \gamma_3, \gamma_4$ e γ_5 são significativamente diferentes de zero. Se for o caso, então teremos a evidência de que a variável dimensão é importante na explicação das rentabilidades esperadas. Para se concluir que o efeito dimensão existe, ou seja, a rentabilidade esperada é inversamente relacionada com a dimensão da empresa, então $\gamma_2, \gamma_3, \gamma_4$ e γ_5 serão significativamente diferentes de zero, independentemente da medida de dimensão usada. Por outro lado, se não for, então o modelo reduz-se à forma do CAPM. No entanto, para que o modelo CAPM seja válido, γ_0 não pode ser significativamente diferente de zero.

Por último, importa referir que a estimação dos coeficientes da regressão (2) e (4) foi feita de acordo com o método dos mínimos quadrados, o qual assume erros homoscedásticos¹⁸.

¹⁷ Tradução livre da autora: “When stocks are first sorted into groups based on a variable like γ that is known to be correlated with returns, the average return of each group will reflect this correlation. Consequently, the procedure ensures a high between group variation in expected return [...] implies a low within-group variation, so the cross-sectional variation of expected returns is lower within the groups than in the whole sample” (Berk, 2000:pág. 408)

¹⁸ Homoscedasticidade refere-se à variância do termo de erro ser constante para todas as observações.

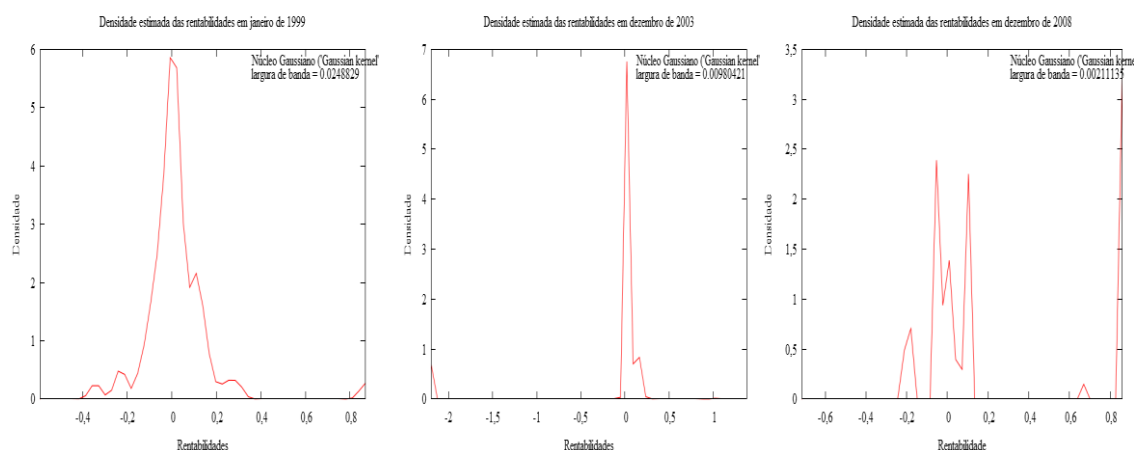
5 ANÁLISE DOS DADOS

5.1 Estatística descritiva

Dada a natureza dos dados, a análise do comportamento das séries temporais revela-se pertinente, uma vez que permite obter uma melhor compreensão do comportamento das séries temporais, assim como da forma como estas se relacionam.

Primeiramente, analisou-se a série das rentabilidades, com todas as empresas, no sentido de se obter uma visão global do seu comportamento. A média das rentabilidades é -0.0041625 e o seu desvio padrão 0.0087240 , o que indica que a variação das rentabilidades é pequena e, por isso, as observações estão muito próximas da média que, por sua vez, indica que as empresas em análise tiveram um desempenho negativo, ao longo do período da amostra. Os diagramas que se seguem representam a densidade estimada das rentabilidades, pelo método do núcleo Gaussiano, estimada para janeiro de 1999, dezembro de 2003 e dezembro de 2008.

Diagrama 1 - Densidade estimada das rentabilidades no ano 2000, 2003 e 2008



Fonte: Elaboração própria.

A aparência da distribuição das rentabilidades, em janeiro de 1999, é leptocúrtica com assimetria à direita, ou seja, as rentabilidades das empresas em análise, em 1999, apresentam uma maior concentração das rentabilidades em torno de 0 e 0,2. Este cenário mantém-se em 2003, com uma menor variabilidade das rentabilidades e um pequeno conjunto de empresas a apresentarem uma rentabilidade média atípica à volta

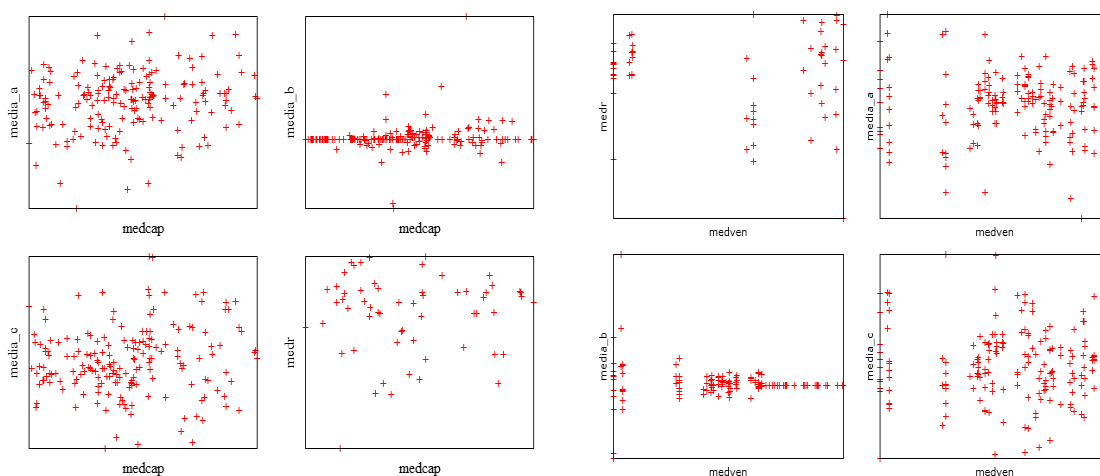
dos -2.5. Em 2008, a distribuição das rentabilidades apresenta uma pequena alteração na sua forma, evidenciando alguma simetria e uma curtose da distribuição mais achatada, indicando uma maior dispersão das rentabilidades.

Importa agora perceber o comportamento das rentabilidades para cada um dos grupos anteriormente estabelecidos. Primeiramente, pode-se definir os intervalos de variação das rentabilidades, para o grupo A é [-0.65393 ; 0.502173], para o grupo B é [-0.12843 ; 0.346871] e para o grupo C é [-2,94444 ; 2,392928].

Adicionalmente, a média das rentabilidades do grupo A é -0.00315, do grupo B é 0.001368 e do grupo C é -0.00576. A média das rentabilidades do grupo B é mais elevada, consequência de uma variação de rentabilidades mais pequena, não sendo, por isso, fortemente influenciada por valores extremos. Consequentemente, as rentabilidades médias dos grupos A e C são fortemente influenciadas pela sua maior amplitude. Além disso, percebe-se, a partir desta primeira análise, que o grupo C é relativamente mais instável, contrariamente ao grupo B, que apresenta uma menor volatilidade relativa.

Seguidamente, apresenta-se o diagrama de dispersão para análise da existência de associação entre a variável da rentabilidade média de cada grupo e a média das variáveis dimensão.

Diagrama 2 - Gráfico de dispersão de associação entre a média da rentabilidade global, do grupo A, B e C com a média da capitalização bolsista e as vendas anuais.



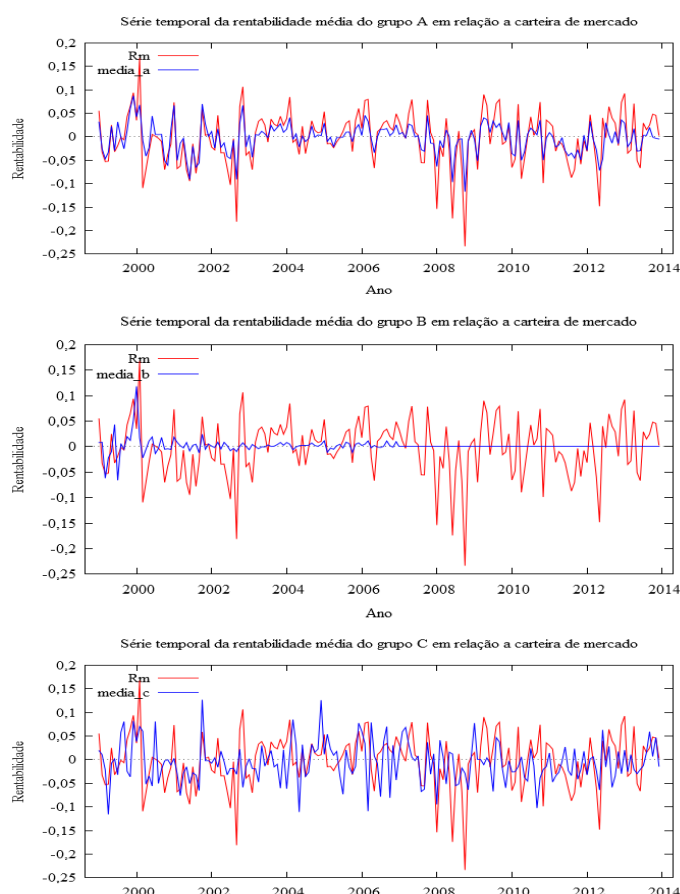
Da direita para a esquerda têm-se o gráfico de dispersão com: i) a \bar{R}_A com a \overline{CB} ; ii) a \bar{R}_B com a \overline{CB} , iii) a \bar{R}_{Global} com a \bar{V} ; iv) a \bar{R}_A com a \bar{V} ; v) a \bar{R}_C com a \overline{CB} ; vi) a \bar{R}_{Global} com a \overline{CB} ; vii) a \bar{R}_B com a \bar{V} ; viii) a \bar{R}_C com a \bar{V} .

Fonte: Elaboração própria.

Observa-se, nos diagramas da média da rentabilidade do grupo B, com a variável da capitalização bolsista e com a variável vendas, uma associação linear entre a rentabilidade do grupo B e as variáveis dimensão. Assim, em média, as variações das rentabilidades das empresas do grupo B correspondem às variações das variáveis das vendas e da capitalização bolsista. Nos restantes casos, os pontos apresentam uma grande dispersão, não se podendo avaliar o grau de associação entre as variáveis.

Neste contexto, é oportuno avaliar analiticamente a correlação entre as variáveis, para se perceber o sentido em que estas se relacionam. As rentabilidades médias dos grupos A, B e C relacionam-se positivamente com a média da capitalização bolsista¹⁹ e negativamente com a média das vendas²⁰.

Diagrama 3 - Gráfico das séries temporais das rentabilidades médias do grupo A, B e C em relação a carteira de mercado



Fonte: Elaboração própria.

¹⁹ Para a média da capitalização bolsista com a média das rentabilidades por grupo, a correlação é 0,1694; 0,1331 e 0,0886 para o grupo A, B e C, respetivamente.

²⁰ Para a média das vendas com a média das rentabilidades por grupo, a correlação é de -0,0789; -0,1009 e -0,0470 para o grupo A, B e C, respetivamente.

De seguida, procede-se à análise das rentabilidades médias de cada grupo em relação à carteira de mercado, dado que é este o *benchmark* utilizado para a estimação do risco sistemático.

Através da análise das séries temporais das médias das rentabilidades por cada um dos grupos, comparativamente com a rentabilidade da carteira de mercado (PSI20), observa-se que a rentabilidade média do grupo A varia fortemente com a carteira de mercado no mesmo sentido. Relativamente à

amplitude dessas variações, A apresenta uma amplitude ligeiramente menor à carteira de mercado.

O grupo C, contrariamente ao grupo B, apresenta uma grande volatilidade das rentabilidades, sendo que, em determinados períodos, verifica-se, para o grupo C, uma variação da rentabilidade média mais que proporcional à variação da carteira de mercado.

A análise exploratória dos dados é finalizada com a análise da normalidade das séries. Para o efeito, no testes da normalidade, considerou-se o teste de Jarque Bera.

Na análise da normalidade das séries, *p-value* é 0,00217; 0; 0,168358; 2,0840; 0,0730421 e 0,0021339, para a rentabilidade média do grupo A, rentabilidade média do grupo B, rentabilidade média do grupo C, rentabilidade da carteira de mercado, média da capitalização bolsista e para a série da média das vendas, respetivamente. Para um nível de significância de 5%, rejeita-se a normalidade das séries das médias das rentabilidade do grupo A e das vendas.

5.2 Resultados das regressões econométricas

Nesta secção, procede-se à análise dos resultados da metodologia descrita no capítulo 4. Mais especificamente, é efetuada a estimação dos parâmetros da regressão (2) e (4) e, adicionalmente, é analisada a hipótese de normalidade dos resíduos. Sobre a hipótese de que os resíduos seguem uma distribuição normal $(0, \sigma^2)$ são formulados testes de hipóteses sob os coeficientes da regressão *cross section* (2) individualmente, utilizando, para o efeito, a estatística *t-student*. Adicionalmente, para testar a significância global da regressão, é usado o coeficiente múltiplo de determinação, R^2 .

Inicialmente, foram estimados os coeficientes beta do modelo de mercado (4) apresentado no capítulo 4. O coeficiente beta, desta regressão, traduz-se na medida do risco sistemático. As empresas do grupo A apresentam, em média, um maior coeficiente beta estimado, comparativamente aos restantes grupos, enquanto que as empresas do grupo B apresentam, em média, um menor coeficiente beta estimado²¹. Por conseguinte, este resultado revela que as empresas pertencentes ao grupo A apresentam,

²¹ Consultar Anexo A, tabela 5 para uma visualização mais detalhada da média dos coeficientes betas por grupo em cada ano de regressão da equação (4).

relativamente aos restantes grupos, um maior grau de dependência das variações médias das rentabilidades relativamente às oscilações da carteira de mercado, consubstanciando, deste modo, as conclusões da análise da série temporal, na análise exploratória dos dados. Consequentemente, as empresas do grupo A, apresentam, em média, um maior fator de risco não diversificável.

Adicionalmente, na análise dos betas, verificou-se, para um nível de significância de 5%, que estes seguem uma distribuição assintoticamente normal, com *p-value* igual a 0,3795, traduzindo-se em estimadores eficientes, ou seja, não enviesados e com variância mínima.

Seguidamente, a tabela 1 apresenta os resultados da estimação dos parâmetros da regressão *cross-section* (2) com a capitalização bolsista para a variável dimensão, a estatística *t* (valor do parâmetro estimado dividido pelo seu erro padrão) e o termo de perturbação estocástico para as observações da amostra completa e, ainda, para as subamostras. Para uma visualização imediata da significância estatística dos parâmetros, a rejeição da hipótese nula para os níveis de significância para o teste bilateral a 1%, 5% e 10% é simbolizada por ***, ** e *, respetivamente.

Antes de procedermos à análise dos resultados apresentados na tabela 1, importa referir que a omissão do coeficiente γ_5 , assim como do coeficiente γ_4 em alguns casos, se deve à colinearidade entre as variáveis associadas a estes coeficientes e os restantes parâmetros da dimensão medidos pela capitalização bolsista (tabela 1) e pelas vendas totais anuais (tabela 2). Além disso, importa mencionar que estimar as variáveis explicativas a partir de diferentes momentos de tempo permite que não se sobrestime a importância do poder explicativo dessas variáveis. (Schwert, 2003)

Na análise da tabela 1, a partir da regressão sob a amostra completa, o valor médio das rentabilidades varia em -0,00589, por variação unitária do risco sistemático, *ceteris paribus*. Analogamente, o contributo líquido de cada uma das variáveis para a explicação das variações das rentabilidades médias mantendo as restantes constantes é 0,0041, -0,00374 e -0,00808, para as variáveis da dimensão global, do grupo A e do grupo B, respetivamente. A componente específica da variável dimensão é aproximadamente igual para o grupo A e B e inversamente relacionada com as rentabilidades médias.

Tabela 1 - Regressão *cross section* da rentabilidade média dos títulos em função do risco sistemático e da capitalização bolsista

Regressão *cross section* das rentabilidades dos ativos sobre o risco sistemático e a capitalização bolsista

$$\bar{R}_t = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_1 + \gamma_2 Sz_t + \gamma_3 Sz_{A_t} + \gamma_4 Sz_{B_t} + \gamma_5 Sz_{C_t} + \epsilon_t$$

01-1999 - 12-2013				Dez-03			
	coef.	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	-0,00072	0,003279486	-0,21879	γ_0	-0,00174	0,005713453	-0,30536
γ_1	-0,00589	0,003463164	-1,70209 *	γ_1	-0,00034	0,004005746	-0,08452
γ_2	0,004102	0,003552843	1,154507	γ_2	0,005582	0,006337909	0,880779
γ_3	-0,00374	0,004370958	-0,85476	γ_3	-0,00584	0,007716157	-0,7567
γ_4	-0,00808	0,005741689	-1,4073	γ_4	-0,01245	0,009715172	-1,28159
Dez-04				Dez-05			
	coef	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	-0,00266	0,004881322	-0,5458	γ_0	-0,00014	0,005364966	-0,02653
γ_1	-0,00063	0,003594336	-0,17427	γ_1	-0,00671	0,003495587	-1,92062 *
γ_2	0,002674	0,005450742	0,490492	γ_2	0,00331	0,005787891	0,571814
γ_3	-0,00275	0,006636855	-0,41429	γ_3	-0,00255	0,006969581	-0,36563
γ_4	-0,0123	0,008546286	-1,43981	γ_4	-0,01461	0,013591637	-1,07514
Dez-06				Dez-07			
	coef	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	0,004952	0,006473281	0,76506	γ_0	0,00618	0,006975414	0,885991
γ_1	0,001916	0,002858411	0,670143	γ_1	-0,00206	0,00308117	-0,66813
γ_2	0,007134	0,007103448	1,004256	γ_2	0,003459	0,007599181	0,455166
γ_3	-0,00808	0,008609179	-0,93852	γ_3	-0,00231	0,009197208	-0,25095
γ_4	-0,01369	0,019676192	-0,696	γ_4	-0,01064	0,021106333	-0,50415
Dez-08				Dez-09			
	coef	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	-0,00652	0,010128099	-0,64396	γ_0	0,005256	0,009692257	0,542286
γ_1	0,009926	0,005764685	1,721801 *	γ_1	-0,00081	0,005431965	-0,14879
γ_2	-0,00357	0,010403585	-0,3427	γ_2	0,008851	0,009872839	0,89655
γ_3	0,002526	0,01250116	0,202072	γ_3	-0,00987	0,011892911	-0,82965
γ_4	-0,01592	0,02333164	-0,68241	γ_4	-0,00971	0,022511745	-0,43127
Dez-10				Dez-11			
	coef	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	-0,00389	0,013103804	-0,29679	γ_0	-0,03976	0,018606192	-2,13696 **
γ_1	0,002871	0,00768239	0,373656	γ_1	0,015627	0,008808079	1,774157 *
γ_2	0,007808	0,013335061	0,585523	γ_2	-0,02098	0,018456982	-1,1365
γ_3	-0,00805	0,015962107	-0,50455	γ_3	0,024445	0,022179895	1,102109
γ_4	-0,02061	0,030918505	-0,66668	γ_4			
Dez-12				Dez-13			
	coef	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	-0,0431	0,016715437	-2,5787 **	γ_0	-0,02637	0,014666154	-1,79771 *
γ_1	0,01114	0,008308191	1,34082	γ_1	0,005149	0,007163431	0,718813
γ_2	-0,01772	0,01694703	-1,04582	γ_2	-0,00913	0,014712586	-0,62074
γ_3	0,02289	0,020557003	1,113511	γ_3	0,013713	0,017926813	0,764924
γ_4				γ_4			

A regressão *cross section* (2) é estimada pelo estimador dos mínimos quadrados numa primeira etapa com as observações de 1999 à 2013 e numa segunda etapa por subamostras. Esta segunda etapa tem início com uma primeira estimação de regressão (2) sobre a rentabilidade média de 1999 à 2003 em função do beta estimado a partir da regressão (4) e da média da capitalização bolsista do mesmo período. Este processo de estimar os betas, as rentabilidades médias, a variável dimensão média e, por fim, os coeficientes da regressão (2) é repetido utilizando uma janela deslizante numa base anual.

Fonte: Elaboração própria.

Consequentemente, a diferença de rentabilidade obtida pelo grupo com maior capitalização bolsista, A, face ao grupo com menor capitalização bolsista, C, é -0,00374.

Este resultado traduz-se num maior ganho, em termos de rentabilidade média ajustada ao nível de risco, pelas empresas de baixa capitalização bolsista, relativamente às empresas com grande capitalização bolsista. A mesma relação inversa entre a capitalização bolsista e a rentabilidade está presente nos estudos apresentados por Banz (1981), Lakonishok (1986), Jegadeesh (1992) e Fama e French (1992; 1993).

Passando à análise estatística dos coeficientes, assume-se que os resíduos seguem uma distribuição normal, média zero e variância constante. Com a análise da significância estatística destes resultados²², observa-se que apenas o risco sistemático é estatisticamente significativo ao nível de 10%, quando são usadas as observações da amostra completa e dos anos de 2005, 2008 e 2011. Por outras palavras, rejeita-se a hipótese nula com 90% de confiança, ou seja, o risco sistemático é diferente de zero.

Neste contexto, percebe-se que os resultados, à semelhança dos resultados apresentados por Banz (1981), são sensíveis aos dados, uma vez que nem em todos os anos temos a mesma significância estatística. Há períodos em que essa significância é perdida, relativamente ao risco sistemático, assim como existem outros em que a constante apresenta significância estatística ao nível de 5% em 2011 e 2012. O R^2 , para o modelo com a amostra completa, é 0,126516288²³. Ou seja, a variação total das rentabilidades médias explicada conjuntamente pelas variáveis independentes é de 12,65%. Uma percentagem tão pequena indica um grau de ajuste baixo do modelo.

Os resultados das rentabilidades médias das empresas, em função do risco sistemático e da dimensão das empresas, medido pelas vendas, são apresentados na tabela 2.

No que diz respeito às vendas, como medida para a variável dimensão das empresas, observa-se que os resultados continuam a não apresentar significância estatística em todas as regressões.

²² Para o estudo da significância individual das variáveis usou-se como estatística de teste a estatística *t-student*.

²³ Para visualizar o coeficiente múltiplo de determinação das restantes regressões consultar tabela 6.

Tabela 2 - Regressão *cross section* da rentabilidade média dos títulos em função do risco sistemático e das vendas

Regressão *cross section* das rentabilidades dos ativos sobre o risco sistemático e as vendas totais anuais

$$\tilde{R}_t = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_1 + \gamma_2 Sz_t + \gamma_3 Sz_{A_t} + \gamma_4 Sz_{B_t} + \gamma_5 Sz_{C_t} + \epsilon_t$$

01-1999 - 12-2013				Dez-03			
	coef.	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	0,001001	0,002251847	0,444677	γ_0	-0,00032	0,004511955	-0,07025
γ_1	-0,00819	0,00299422	-2,73463 ***	γ_1	0,000297	0,004079971	0,072711
γ_2	0,003986	0,0026174	1,522974	γ_2	0,006212	0,00563421	1,102612
γ_3	-0,00383	0,002986528	-1,28372	γ_3	-0,00723	0,006697535	-1,08009
γ_4	-0,00562	0,005712464	-0,98406	γ_4	-0,00914	0,012097942	-0,75587
Dez-04				Dez-05			
	coef	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	-0,0004	0,003730588	-0,10653	γ_0	0,000391	0,004934418	0,079216
γ_1	0,000342	0,003512686	0,097379	γ_1	-0,00589	0,003353237	-1,75704 *
γ_2	0,004126	0,00464634	0,887919	γ_2	0,002802	0,005528461	0,506814
γ_3	-0,0053	0,00548726	-0,96648	γ_3	-0,00251	0,006460836	-0,38836
γ_4	-0,01062	0,010078683	-1,05408	γ_4	-0,01402	0,015506232	-0,90415
Dez-06				Dez-07			
	coef	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	0,004575	0,005858475	0,780839	γ_0	0,007193	0,006625997	1,08561
γ_1	0,001931	0,002793456	0,69117	γ_1	-0,00201	0,003204163	-0,62747
γ_2	0,006086	0,006823202	0,891952	γ_2	0,004754	0,007628378	0,623152
γ_3	-0,00689	0,007990989	-0,86171	γ_3	-0,00386	0,008950766	-0,43082
γ_4	-0,01724	0,030028341	-0,57422	γ_4	-0,01377	0,034454431	-0,3997
Dez-08				Dez-09			
	coef	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	-0,01097	0,008923269	-1,22971	γ_0	0,003096	0,007957113	0,389097
γ_1	0,012666	0,005928264	2,136534 **	γ_1	-0,0002	0,005354404	-0,03735
γ_2	-0,00827	0,009407503	-0,87907	γ_2	0,005308	0,008332814	0,637004
γ_3	0,008046	0,010888008	0,738972	γ_3	-0,00579	0,009575907	-0,60453
γ_4	-0,02859	0,034294736	-0,83357	γ_4	-0,01067	0,029176476	-0,36587
Dez-10				Dez-11			
	coef	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	-0,00111	0,00871648	-0,12724	γ_0	-0,00628	0,010060645	-0,62456
γ_1	-2,34E-05	0,006257951	-0,00374	γ_1	-0,00889	0,007229504	-1,22933
γ_2	0,006578	0,009089009	0,723786	γ_2	0,002525	0,009836317	0,256664
γ_3	-0,0069	0,010328726	-0,66838	γ_3	-0,00273	0,011042931	-0,24712
γ_4	-0,01804	0,031702916	-0,56909	γ_4			
Dez-12				Dez-13			
	coef	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	-0,01387	0,009234783	-1,50151	γ_0	-0,00682	0,0063356	-1,07637
γ_1	-0,00772	0,006783109	-1,13804	γ_1	-0,00841	0,004267054	-1,97139 *
γ_2	0,002431	0,009486183	0,256274	γ_2	0,001192	0,006687748	0,178175
γ_3	-0,0019	0,010630075	-0,17875	γ_3	8,24E-05	0,007547261	0,01092
γ_4				γ_4			

A regressão *cross section* (2) é estimada pelo estimador dos mínimos quadrados numa primeira etapa com as observações de 1999 à 2013 e numa segunda etapa por subamostras. Esta segunda etapa tem início com uma primeira estimação de regressão (2) sobre a rentabilidade média de 1999 à 2003 em função do beta estimado a partir da regressão (4) e da média das vendas anuais do mesmo período. Este processo de estimar os betas, as rentabilidades médias, a variável dimensão média e, por fim, os coeficientes da regressão (2) é repetido utilizando uma janela deslizante numa base anual.

Fonte: Elaboração própria.

O risco sistemático, por sua vez, volta a surgir com um maior poder explicativo das rentabilidades, comparativamente à variável dimensão, a um nível de 1% de significância estatística com os dados da amostra completa, 5% em 2008 e 10% em 2005 e 2013.

De referir, ainda, que o poder explicativo do risco sistemático sobre as rentabilidades médias, com o uso das vendas para a variável dimensão na regressão *cross section* (2), aumentou, face à regressão com o uso da capitalização bolsista para a variável dimensão, passando de um nível de significância de 10% para 1% na regressão com a amostra completa. Esta diferença de intensidade da relação entre rentabilidade e risco sistemático surge em amostras diferentes, sugerindo que a correlação entre o risco sistemático e a variável explicativa²⁴ condiciona o poder explicativo do risco sistemático. De acordo com Kim (1995), a magnitude da subestimação do risco sistemático é tanto maior, quanto maior for a correlação entre os fatores de risco em estudo.

As rentabilidades médias, com a utilização da variável vendas, mantêm-se inversamente relacionadas com o contributo específico da variável dimensão e positivamente relacionadas com o contributo global do parâmetro de dimensão.

O R^2 para a regressão com todas as observações é de 0,178309²⁵. Comparativamente aos resultados da tabela 1, o grau de ajuste deste modelo é relativamente superior. No geral, o modelo, com ambas as medidas para a variável dimensão, apresenta um R^2 baixo. Não obstante, uma análise mais relevante da qualidade do modelo pode ser obtida a partir do estudo dos resíduos, como é feita posteriormente.

Muitos dos testes ao modelo de avaliação de ativos implicam testar a hipótese nula em que a interceção do modelo é zero. Para isso, ao testarmos a hipótese nula, de que o coeficiente γ_0 é igual a zero, verifica-se que ela nunca é aceite na regressão (2), com a variável vendas (tabela 2). Quando é empregue a capitalização bolsista para a medição da dimensão das empresas, o termo de interceção é estatisticamente

²⁴ A correlação entre o beta e a média da variável dimensão, com capitalização bolsista é 0,4851 e com as vendas anuais é 0,4486.

²⁵ Para visualizar o coeficiente múltiplo de determinação das restantes regressões consultar tablas 6.

significativo em alguns períodos, nomeadamente, ao nível de significância de 5%, em 2011 e 2012, e de 10% em 2013. Ou seja, $\gamma_0 \neq 0$, logo, existem outras variáveis importantes na explicação das rentabilidades médias que não foram consideradas e, conseqüentemente, o risco sistemático e a variável dimensão não fornecem uma descrição completa das variações das rentabilidades médias.

Numa última análise às tabelas 1 e 2 e em consequência das diferenças obtidas nos testes de hipótese, face aos outros estudos, infere-se o pressuposto de normalidade dos resíduos, $\epsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$. Para o efeito, aplicou-se o teste de Jarque Bera sob os resíduos da regressão (2). Os valores obtidos neste teste são de 17,8921, com *p-value* 0,00013, e de 0,388979, com *p-value* 0,823255, quando usadas a variável capitalização bolsista e a variável vendas, respetivamente. Conclui-se, assim, que, para um nível de significância de 5%, os resíduos da regressão (2) com a variável capitalização bolsista não têm uma distribuição normal, enquanto que com a variável vendas já seguem uma distribuição normal. Estes resultados traduzem-se em estimadores enviesados para a capitalização bolsista.

Nos pressupostos do modelo clássico de regressão linear (MCRL) o valor esperado dos resíduos é zero, $E(\epsilon_i) = 0$, e a variância é contante, $\sigma_i^2 = \sigma^2$. Isto significa que a rentabilidade média das empresas é explicada pelos fatores presentes no modelo e que os resíduos são homoscedásticos. Hipóteses assumidas até ao momento, no entanto, se estes pressupostos não forem válidos, obtêm-se estimativas com erros elevados, o que, conseqüentemente, invalida os resultados dos testes de hipótese anteriormente apresentados. Neste contexto, e considerando que os diversos autores analisados usam, quer o estimador dos mínimos quadrados, quer o estimador dos mínimos quadrados generalizados, revela-se importante inferir a presença de heteroscedasticidade nos resíduos, $\sigma_i^2 \neq \sigma^2$. Para o efeito, foram empregues os testes de White e de Breusch Pagan.

Relativamente ao teste de Breusch Pagan sobre a hipótese nula (H_0) de que os resíduos são homoscedásticos, a um nível de significância de 5%, rejeita-se, em termos gerais, H_0 para os resíduos da regressão (2) na presença das vendas anuais como variável dimensão. No que concerne aos resíduos da regressão (2) com a capitalização bolsista para a variável dimensão, nem sempre H_0 é rejeitada ou aceite, não se

conseguindo perceber se os resíduos são homoscedásticos ou heteroscedásticos (tabela 3).

O teste de Breusch Pagan é sensível à hipótese de que os resíduos seguem uma distribuição normal, situação não verificada para a regressão (2) na presença da capitalização bolsista como variável dimensão, por isso, realizou-se o teste White, cujo resultado não está dependente da validação deste pressuposto.

Assim, no teste White sobre a hipótese nula de que os resíduos são homoscedásticos, a um nível de significância de 5%, rejeita-se H_0 , para os dois conjuntos de regressões. Assim, conclui-se, a partir deste teste, que há heteroscedasticidade. Por outras palavras, há uma grande dispersão dos resíduos, o que se traduz numa variância não constante.

Tabela 3 - Testes de deteção de heteroscedasticidade dos resíduos das regressões apresentadas nas tabelas 1 e 2

Testes de heteroscedasticidade dos resíduos da regressão (2)

Com a capitalização bolsista para a variável dimensão

Teste White

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Estatística t	29,8362	17,90791	6,878572	9,607039	6,945817	9,901216	5,20805	5,085674	27,97288	13,25954	9,621397	11,14813
p-value	0,001681	0,083742	0,736857	0,383223	0,642761	0,358541	0,815808	0,826777	0,000479	0,103226	0,29261	0,430938

Teste de Breusch Pagan

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Estatística t	40,33993	16,58071	12,07476	7,557872	8,498183	5,692429	5,723712	5,287604	16,57431	16,62698	24,76618	14,48625
p-value	3,68E-08	0,002331	0,016804	0,109184	0,074942	0,223326	0,220754	0,25904	0,000864	0,000843	1,73E-05	0,005894

Com as vendas anuais para a variável dimensão

Teste White

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Estatística t	27,22382	18,36287	6,519713	6,722184	8,297647	5,033906	5,25866	8,781304	12,84418	6,582623	6,967709	17,31988
p-value	0,004251	0,073534	0,769875	0,666018	0,504451	0,831343	0,811202	0,457702	0,117324	0,582258	0,540121	0,098763

Teste de Breusch Pagan

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Estatística t	40,36238	17,52014	10,48125	7,563604	9,609257	4,243945	6,655563	6,33718	1,225529	0,261926	2,029271	11,2412
p-value	3,64E-08	0,001531	0,033056	0,108937	0,04755	0,373997	0,155249	0,175343	0,746888	0,967023	0,566354	0,023983

Fonte: Elaboração própria.

Na presença de heteroscedasticidade, os coeficientes da regressão (2) são estimados com um erro elevado, o estimador OLS deixa de ser BLUE (Best Linear Unbiased Estimator) e, conseqüentemente, estes estimadores deixam de ser eficientes. Como resultado, a estatística t assume valores muito baixos, conduzindo, erroneamente, à aceitação da hipótese nula de que os coeficientes não são significativamente diferentes de zero.

No presente estudo, verifica-se através dos testes White e Breusch Pagan que os resíduos são heteroscedásticos, ou seja, a variância condicional das rentabilidades médias varia com os fatores explicativos beta e dimensão da empresa, medida pela capitalização bolsista e pelas vendas anuais. Conseqüentemente, a soma dos resíduos estimados é elevada conduzindo a estimadores enviesados.

Para inferir sobre as diferenças dos coeficientes estimados, assumindo erros homoscedásticos e heteroscedásticos procede-se, seguidamente, à correção da heteroscedasticidade dos resíduos pelo método dos mínimos quadrados ponderados, usando, para o efeito, a variância estimada do termo de perturbação estocástico em (2) pelo método dos mínimos quadrados. Desta forma, as variáveis da regressão (2) são transformadas, dividindo-se cada observação pela raiz quadrada da variância estimada em (2) pelo estimador dos mínimos quadrados. Conseqüentemente, as variáveis com menor variância têm uma maior ponderação, logo, a soma das variâncias é minimizada. Com a transformação da regressão *cross section* (2), esta é ré-estimada pelo estimador dos mínimos quadrados.

A tabela 4 apresenta as diferenças relativas dos coeficientes estimados da regressão (2) com esta nova metodologia $\left(\gamma^{MQO} - \gamma^{MQOP} / \gamma^{MQOP} \right)^{26}$.

Pela análise da tabela 4, percebe-se que os coeficientes da regressão (2) com heteroscedasticidade corrigida são superiores aos coeficientes estimados, desconsiderando a heteroscedasticidade, principalmente quando a variável dimensão é medida pela capitalização bolsista. Este resultado revela que, quando se considera

²⁶ A forma funcional da variância estimada modifica-se, passando da forma $\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum \hat{\sigma}_i^2}{n-k}$ para $\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum \hat{\sigma}_i^{2*}}{n-k}$, com $\hat{\sigma}_i^{2*}$ a variância estimada ponderada de cada acção.

resíduos heteroscedásticos, a sua variância é minimizada, conduzindo a estimadores eficientes. Consequentemente, a diminuição da variância conduz a estatísticas t superiores.

Tabela 4 - Quadro resumo das diferenças em termos relativos dos coeficientes estimados pelo estimador dos mínimos quadrados e pelo método dos mínimos quadrados ponderados

Diferenças relativas dos coeficientes da regressão (2) (erros homoscedásticos e heteroscedasticidade corrigida)

Com a capitalização bolsista para a variável dimensão

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	Amostra comp.
γ_0	0,079908	-0,10748	-0,95319	0,687225	-0,37272	-3,90308	-0,11116	-20,653	8,077131	0,599673	1,273417	-0,172809246
γ_1	-0,82868	-0,72849	1,861888	-4,68043	-0,63071	-2,00844	-0,45362	-2,26329	-2,69627	-1,98679	-1,6014	-0,145051879
γ_2	0,170037	-2,8222	-8,18255	2,146871	-0,44322	5,076784	-0,05526	-0,35123	-3,49657	0,921977	2,455227	0,107141093
γ_3	0,237922	-2,42191	-2,91318	2,504712	-0,51782	0,631868	-0,03497	-0,31747	-4,09364	0,469853	1,334133	0,25634846
γ_4	0,070061	0,325911	0,054712			0,327146	0,03514	0,090204				-0,009132549

Com as vendas anuais para a variável dimensão

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	Amostra comp.
γ_0	-1,17908	-1,65069	0,37891	-0,20718	0,282727	-13,026	-0,51436	4,757493	1,485239	0,072215	-106,585	-0,154512413
γ_1	-1,06922	-1,10934	-0,33914	-1,43101	0,16894	-3,6837	-0,95989	-0,99065	-0,05543	-0,27307	-0,58511	-0,083724535
γ_2	0,176438	1,095831	1,216857	0,077651	1,796971	3,755134	-0,13508	0,667541	-0,5851	1,219626	-0,75056	0,642696949
γ_3	0,147231	1,001578	4,796669	0,23751	3,17684	3,158713	-0,117	0,88133	-0,54214	26,71739	-1,02782	0,732328081
γ_4	0,118949	0,15165	0,176817	-0,1586	-0,00471	0,640163	0,714466					0,574378842

Fonte: Elaboração própria.

Por conseguinte, a variável dimensão medida pela capitalização bolsista adquire significância estatística na generalidade das regressões. Por exemplo, os coeficientes γ_2 e γ_3 têm significância estatística individual ao nível de 5%, em 2009 e 2010, e γ_4 tem significância estatística ao nível de 1%, em 2003, 2004, 2008, 2009, 2010 e com a amostra completa. O risco sistemático, por sua vez, mantém-se estatisticamente significativo.²⁷

A respeito da variável dimensão medida pelas vendas anuais, os resultados, em termos globais, mantêm-se, com exceção do coeficiente γ_4 que adquire significância estatística ao nível de 1%, em 2006, 2007 e 2008.

²⁷ Para maior detalhe dos resultados com heteroscedasticidade corrigida, consultar a tabela 7 e 8, nos anexos.

Ao contrário dos resultados apresentados por Banz (1981) e Lakonishok e Shapiro (1986), os resultados, neste estudo, apresentam diferenças significativas entre o estimador dos mínimos quadrados ordinários e o método dos mínimos quadrados ponderados. Estas diferenças podem ser justificadas pelo tamanho da amostra. De acordo com a teoria subjacente ao estimador dos mínimos quadrados ordinários, os parâmetros estimados tendem a aproximar-se do seu valor verdadeiro assintoticamente.

6 CONCLUSÃO

Os resultados apresentados neste estudo sugerem que a capitalização bolsista apresenta significância estatística para a explicação das rentabilidades médias, apenas quando se considera a heteroscedasticidade dos resíduos. Relativamente às vendas anuais, os resultados não são globalmente significativos, quer quando consideramos resíduos homoscedásticos, quer quando corrigimos a heteroscedasticidade dos mesmos.

Estes resultados sugerem que o efeito dimensão, primeiramente apresentado por Banz (1981), não se verifica nesta amostra. Para se validar o efeito dimensão, de acordo com Berk (1997), os resultados obtidos deveriam ser válidos, independentemente da medida de dimensão utilizada.

Por outro lado, o risco sistemático apresenta, de forma mais estável, significância estatística em ambos os conjuntos de regressões. O que indica que às variáveis usadas para medir a dimensão das empresas não influenciam o poder explicativo do risco sistemático. Por conseguinte, as eventuais diferenças existentes entre os diferentes grupos são melhor explicadas pelo beta do que pela capitalização bolsista ou as vendas, quer quando se considera resíduos homoscedásticos quer quando se corrige a heteroscedasticidade dos mesmos.

Os resultados presentes neste projeto estão de acordo com as considerações feitas por Schwert (2003), de que o efeito dimensão se tem revelado empiricamente fraco em estudos mais recentes.

De acordo com Banz (1981), Berk (1995), Brown e Walter (2013) e Partington (2013), entende-se que o modelo de avaliação de ativos em equilíbrio é um conceito *ex ante* e a utilização de dados *ex ante* permite obter resultados mais robustos para o fenómeno que se quer estudar quando se utiliza o modelo CAPM. No entanto, o modelo que aqui se apresentou, apesar de se ter baseado no modelo CAPM, foi conduzido com dados *ex post* para a estimação dos parâmetros em (1), dada a impossibilidade de medir as expectativas *ex ante*. Por conseguinte, os parâmetros da regressão (2), pelo método dos mínimos quadrados ordinários, podem ter sido subestimados, traduzindo-se na rejeição da variável dimensão como fator explicativo das rentabilidades médias.

Para além disso, de acordo com Berk (2000), podem surgir, em resultado do agrupamento de dados, enviesamentos na estimação dos parâmetros, nomeadamente na sobrestimação do coeficiente associado à variável dimensão. Esta teoria pode também ser um fator explicativo para o facto de os resultados obtidos neste estudo não terem a mesma magnitude dos resultados apresentados na literatura, em relação ao efeito dimensão.

No presente estudo, o poder explicativo das variáveis dimensão sobre as rentabilidades médias está em concordância com os valores apresentados por Banz (1981) e Lakonishok e Shapiro (1986). Lakonishok e Shapiro (1986), além de estudarem o fenómeno do efeito dimensão usando a abordagem tradicional de agrupar os títulos por carteiras, também fizeram esse estudo analisando os títulos individualmente. Não obstante, a significância estatística dos coeficientes associados à variável dimensão, nestes artigos, é bastante superior aos encontrados neste estudo. Essas diferenças podem, ainda, ser explicadas pelo elevado grau de associação entre as variáveis da dimensão na regressão (2), o que pode ter ocasionado problemas de colinearidade. Por outras palavras, os erros-padrão estimados aumentam, tornando os valores da estatística t mais pequenos, o que conduz à aceitação da hipótese nula de que os coeficientes não são estatisticamente significativos. Consequentemente, este problema representa uma das principais limitações deste trabalho.

Adicionalmente, o tamanho da amostra, assim como a baixa variabilidade das observações, principalmente no grupo B, condicionam os resultados. Estas especificidades dos dados podem levar a grandes erros de estimativas dos betas.

Para estudos futuros, seria oportuno testar formas alternativas de especificação do modelo, mitigando os problemas de colinearidade apresentados pela forma funcional especificada neste estudo. Além disso, seria importante alargar a amostra, por exemplo incluindo outros mercados, o que permitiria, em princípio, obter melhores estimadores e, consequentemente, diminuir os erros do tipo I e II.

7 REFERÊNCIAS

- Banz, Rolf W. (1981) "The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics*. 9, 3-18.
- Beaver, W.; Kettler, Paul; Scholes, Myron (1970) "The Association Between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures". *The Accounting Review*. 654-682.
- Berk, Jonathan B. (1995) " A Critique of Size-Related Anomalies". *The Review of Financial Studies*. 2, 275-286.
- Berk, Jonathan B. (1996) " An Empirical Re-examination of the Relation Between Firm Size and Return". University of Washington.
- Berk, Jonathan B. (1997) " Does Size Really Matter". *Financial Analysts Journal*. 12-18.
- Berk, Jonathan B. (2000) "Sorting Out Sorts". *The Journal of Finance*. 55, 407-427
- Berkman, Henk (2013) "The Capital Asset Pricing Model: A Revolutionary Idea in Finance!". *ABACUS*. 49, 32-35.
- Black, Fischer; Scholes, Myron (1974) "The Effects of Dividend Yield and Dividend Policy on Common Stock Prices and Returns". *Journal of Financial Economics*. 1, 1-22.
- Brown, Philip; Walter, Terry (2013) "The CAPM: Theoretical Validity, Empirical Intractability and Practical Applications". *ABACUS*. 49, 44-50.
- Dongcheol, Kim (1995) "The Error in the Variables Problem in the Cross-Section of Expected Stock Returns". *The Journal of Finance*. 50, 1605-1634.
- Fama, Eugene F.; French, R. Kenneth (1992) "The Cross-Section of Expected Stock Returns". *The Journal of Finance*. 47, 427-465.
- Fama, Eugene F.; French, R. Kenneth (1993) "Common Risk Factors in the Returns on Stock and Bonds". *Journal of Financial Economics*. 33, 3-56.
- Fama, Eugene F.; French, R. Kenneth (2004) "The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence". *Journal of Economic perspectives*. 18, 25-46.

- Fama, Eugene F.; MacBeth, James D. (1973) "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests". *The Journal of Political Economy*. 81, 607-636.
- Grundy, Kevin; Malkiel, Burton G. (1996) "Reports of Beta's Death Have Been Greatly Exaggerated". *The Journal of Portfolio Management*. 37-44.
- Hawawini, Gabriel; Keim, Donald B. (1994) "On the Predictability of Common Stock Returns: World-wide Evidence". Rodney L. White Center for Financial Research. 19104-6367.
- Jegadeesh, Narasimhan (1992) "Does Market Risk Really Explain the Size Effect?". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 27, 3.
- Kennedy, Peter (1998) *A Guide to Econometrics*. Oxford: Blackwell Publishers Ltd.
- Lakonishok, J.; Shapiro, Alan C. (1986) "Systematic Risk, Total Risk and Size as Determinants of Stock Market Returns". *Journal of Banking and Finance*. 10, 115-132.
- Mackinlay, A. Craig (1995) "Multifactor Models Do Not Explain Deviations from the CAPM". *Journal of Financial Economics*. 38, 3-28.
- Markowitz, Harry (1952) "Portfolio Selection". *The Journal of Finance*. 7, 77-91.
- Partington, G. (2013) "Death Where is Thy Sting? A Response to Dempsey's Despatching of the CAPM". *ABACUS*. 49, 69-72.
- Roll, Richard (1977) "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests". *Journal of Financial Economics*. 4, 129-176.
- Roll, Richard; Ross, Stephen A. (1994) "On the Cross-Sectional Relation between Expected Returns and Betas". *The Journal of Finance*. 49, 101-121.
- Schwert, G. William (1983) "Size and Stock Returns, and Other Empirical Regularities". *Journal of Financial Economics*. 12, 3-12.
- Schwert, G. William (2003) "Anomalies and Market Efficiency". University of Rochester.
- Smith, Tom; Walsh, Kathleen (2013) "Why the CAPM is Half-Right and Everything Else is Wrong". *ABACUS*. 49, 73-78.

ANEXOS

Anexo A

Tabela 5 – Média por grupo dos betas individuais estimados na regressão (4)

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	Amostra Comp.
A	0,590099	0,551807	0,584853	0,495087	0,477494	0,471467	0,474794	0,484015	0,486914	0,464241	0,450394	0,504794385
B	0,141504	0,100347	0,065628	0,065559	0,058689	0,028408	0,020346	0,008989	0	0	0	0,058881108
C	0,240759	0,233532	0,249296	0,036911	0,144898	0,176441	0,160523	0,126288	0,154139	0,116885	0,177836	0,199432891

Os betas para cada ação são estimados usando as rentabilidades mensais referentes a 5 anos sobre a carteira de mercado de acordo com o modelo (4). Seguidamente, para a análise dos grupos por fator de risco, como discutido na secção 5.1, calcula-se a média por grupo dos betas estimados.

Fonte: Elaboração própria

Tabela 6 – Elementos de análise da regressão (2) da tabela 1 e 2.

Características da regressão (2)

Com a capitalização bolsista para a variável dimensão

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	Amostra Comp.
Graus de Liberdade	54	54	46	39	39	35	34	34	30	27	26	54
Estatística F	0,724056	0,658183	1,308474	0,635406	0,459561281	0,854375	0,353422	0,558452	1,115875	1,054593	0,716403	1,955354025
R2	0,050904	0,046488	0,102157	0,061183	0,045012833	0,088957	0,039919	0,06165	0,100386	0,104887	0,076351	0,126516288

Com a capitalização bolsista para a variável dimensão e heteroscedasticidade corrigida

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	Amostra Comp.
Graus de Liberdade	54	54	46	39	39	35	34	34	30	27	26	54
Estatística F	4,597544	6,103349	2,745395	0,160764	2,371596522	18,33375	3,582169	6,867745	1,615819	11,53172	2,753725	11,35727049
R2	0,254042	0,311342	0,192722	0,012215	0,154284333	0,676928	0,296484	0,446893	0,139105	0,561654	0,241124	0,45689934

Com as vendas anuais para a variável dimensão

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	Amostra Total
Graus de Liberdade	49	49	42	36	36	33	32	32	28	25	24	49
Estatística F	0,385608	0,493462	1,063464	0,566401	0,443404772	1,247337	0,194701	0,368913	0,670197	0,455637	1,452963	2,6582779
R2	0,030518	0,038723	0,091968	0,059207	0,046953909	0,131335	0,023759	0,044081	0,066996	0,051842	0,153705	0,178308851

Com as vendas anuais para a variável dimensão e heteroscedasticidade corrigida

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	Amostra Comp.
Graus de Liberdade	49	49	42	36	36	33	32	32	28	25	24	49
Estatística F	2,19099	5,158444	5,155406	14,62501	4,524310532	10,00589	2,827246	0,341195	0,482991	0,993953	10,19007	6,972603352
R2	0,151172	0,296318	0,329305	0,619048	0,334531695	0,548091	0,261123	0,030996	0,049203	0,106564	0,560199	0,362729399

Fonte: Elaboração própria

Anexo B

Tabela 5 – Estimação da regressão *cross section* (2) com heteroscedasticidade corrigida pelo método dos mínimos quadrados ponderados em função do risco sistemático e a variável dimensão medida pela capitalização bolsista

Regressão *cross section* das rentabilidades dos ativos sobre o risco sistemático e a capitalização bolsista com heteroscedasticidade corrigida

$$\tilde{R}_t = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_1 + \gamma_2 Sz_t + \gamma_3 Sz_{A_t} + \gamma_4 Sz_{B_t} + \gamma_5 Sz_{C_t} + \epsilon_t$$

01-1999 - 12-2013				Dez-03			
	coef.	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	-0,00087	0,000865629	-1,00206	γ_0	-0,00162	0,003309797	-0,48811
γ_1	-0,00689	0,002126398	-3,24243 ***	γ_1	-0,00198	0,003177052	-0,62205
γ_2	0,003705	0,001881202	1,969401 *	γ_2	0,004771	0,004185363	1,139935
γ_3	-0,00297	0,002033407	-1,46248	γ_3	-0,00472	0,004816131	-0,97934
γ_4	-0,00815	0,002209623	-3,69057 ***	γ_4	-0,01164	0,003087575	-3,76855 ***
Dez-04				Dez-05			
	coef	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	-0,00299	0,002847702	-1,04823	γ_0	-0,00304	0,001520526	-1,99929 *
γ_1	-0,00231	0,001985181	-1,16211	γ_1	-0,00235	0,002493831	-0,94068
γ_2	-0,00147	0,003885126	-0,37765	γ_2	-0,00046	0,002950436	-0,15617
γ_3	0,001934	0,004397851	0,439693	γ_3	0,001332	0,003166522	0,420641
γ_4	-0,00928	0,003371943	-2,75224 ***	γ_4	-0,01385	0,005332748	-2,59808 **
Dez-06				Dez-07			
	coef	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	0,002935	0,002783946	1,054353	γ_0	0,009852	0,00287146	3,431093 ***
γ_1	-0,00052	0,001900468	-0,27386	γ_1	-0,00557	0,003487151	-1,5986
γ_2	0,002267	0,003807302	0,595412	γ_2	0,006212	0,003849862	1,61364
γ_3	-0,00231	0,004209289	-0,5477	γ_3	-0,00479	0,004275222	-1,11962
γ_4				γ_4			
Dez-08				Dez-09			
	coef	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	0,002247	0,006545803	0,343212	γ_0	0,005913	0,003080019	1,919897 *
γ_1	-0,00984	0,005596119	-1,75882 *	γ_1	-0,00148	0,004329133	-0,34168
γ_2	-0,00059	0,006927544	-0,08469	γ_2	0,009369	0,003965099	2,362918 **
γ_3	0,001548	0,007623888	0,203047	γ_3	-0,01022	0,004478379	-2,28309 **
γ_4	-0,012	0,003619763	-3,31429 ***	γ_4	-0,00938	0,003139419	-2,98752 ***
Dez-10				Dez-11			
	coef	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	0,000198	0,003314194	0,059709	γ_0	-0,00438	0,009773287	-0,44819
γ_1	-0,00227	0,00509768	-0,44575	γ_1	-0,00921	0,008185307	-1,12549
γ_2	0,012035	0,004737344	2,540476 **	γ_2	0,008402	0,00891029	0,942965
γ_3	-0,0118	0,005120377	-2,30444 **	γ_3	-0,0079	0,009824359	-0,80428
γ_4	-0,01891	0,00420034	-4,50137 ***	γ_4			
Dez-12				Dez-13			
	coef	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	-0,02695	0,015177213	-1,7754 *	γ_0	-0,0116	0,008980784	-1,29135
γ_1	-0,01129	0,007359563	-1,53392	γ_1	-0,00856	0,004913842	-1,74242 *
γ_2	-0,00922	0,013864443	-0,66512	γ_2	-0,00264	0,008215877	-0,32171
γ_3	0,015573	0,016471221	0,945485	γ_3	0,005875	0,00999532	0,587759
γ_4				γ_4			

A regressão *cross section* (2) é ré-estimada pelo método dos mínimos quadrados ponderados numa primeira etapa com as observações de 1999 à 2013 e numa segunda etapa por subamostras. Esta segunda etapa tem início com uma primeira estimação de regressão (2) sobre a rentabilidade média de 1999 à 2003 em função do beta estimado a partir da regressão (4) e da média da capitalização bolsista do mesmo período. Este processo de estimar os betas, as rentabilidades médias, a variável dimensão média e, por fim, os coeficientes da regressão (2) é repetido utilizando uma janela deslizando numa base anual.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 6 - Estimação da regressão *cross section* (2) com heteroscedasticidade corrigida pelo método dos mínimos quadrados ponderados em função do risco sistemático e a variável dimensão medida pelas vendas anuais.

Regressão *cross section* das rentabilidades dos ativos sobre o risco sistemático e as vendas anuais com heteroscedasticidade corrigida

$$\tilde{R}_e = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_1 + \gamma_2 Sz_e + \gamma_3 Sz_{A_e} + \gamma_4 Sz_{B_e} + \gamma_5 Sz_{C_e} + \epsilon_e$$

01-1999 - 12-2013				Dez-03			
	coef.	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	0,001184	0,000597971	1,980595 *	γ_0	0,00177	0,00232712	0,760622
γ_1	-0,00894	0,001969648	-4,53699 ***	γ_1	-0,00429	0,003561185	-1,20338
γ_2	0,002427	0,001999521	1,21361	γ_2	0,005281	0,003884017	1,359583
γ_3	-0,00221	0,002083743	-1,0621	γ_3	-0,00631	0,004263215	-1,47906
γ_4	-0,00357	0,00229258	-1,55744	γ_4	-0,00817	0,005199493	-1,57176
Dez-04				Dez-05			
	coef	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	0,000611	0,002294693	0,26616	γ_0	0,000283	0,001338	0,211863
γ_1	-0,00313	0,002271519	-1,37726	γ_1	-0,00892	0,002164313	-4,11927 ***
γ_2	0,001968	0,003514184	0,560149	γ_2	0,001264	0,00309618	0,408215
γ_3	-0,00265	0,003908583	-0,67789	γ_3	-0,00043	0,003363861	-0,12868
γ_4	-0,00922	0,003584445	-2,57356 **	γ_4	-0,01191	0,008375148	-1,42247
Dez-06				Dez-07			
	coef	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	0,00577	0,002815917	2,049035 **	γ_0	0,005608	0,003286494	1,706309 *
γ_1	-0,00448	0,003180824	-1,4083	γ_1	-0,00172	0,0032302	-0,53246
γ_2	0,005647	0,004254493	1,327407	γ_2	0,0017	0,004549796	0,373548
γ_3	-0,00556	0,00499841	-1,11322	γ_3	-0,00092	0,005080982	-0,1817
γ_4	-0,02049	0,005212234	-3,93174 ***	γ_4	-0,01384	0,004440139	-3,11627 ***
Dez-08				Dez-09			
	coef	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	0,000912	0,005157591	0,176913	γ_0	0,006375	0,005080801	1,254773
γ_1	-0,00472	0,00537555	-0,87797	γ_1	-0,00499	0,005325438	-0,93613
γ_2	-0,00174	0,00586435	-0,29656	γ_2	0,006137	0,005670985	1,082174
γ_3	0,001935	0,006270694	0,308533	γ_3	-0,00656	0,006235697	-1,05137
γ_4	-0,01743	0,005799012	-3,00558 ***	γ_4	-0,00623	0,004918277	-1,26595
Dez-10				Dez-11			
	coef	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	-0,00019	0,004893924	-0,03936	γ_0	-0,00253	0,009587103	-0,26372
γ_1	-0,00251	0,005618974	-0,44582	γ_1	-0,00941	0,008027821	-1,17205
γ_2	0,003945	0,005400111	0,730546	γ_2	0,006085	0,009643475	0,63099
γ_3	-0,00367	0,005763094	-0,63672	γ_3	-0,00596	0,010734722	-0,55522
γ_4				γ_4			
Dez-12				Dez-13			
	coef	erro-padrão	t		coef	erro-padrão	t
γ_0	-0,01293	0,008944599	-1,44582	γ_0	6,46E-05	0,0036673	0,017612
γ_1	-0,01062	0,007447206	-1,42594	γ_1	-0,02028	0,003953387	-5,12853 ***
γ_2	0,001095	0,008066867	0,135773	γ_2	0,004777	0,00508479	0,939465
γ_3	-6,9E-05	0,008748456	-0,00784	γ_3	-0,00296	0,005339721	-0,55478
γ_4				γ_4			

A regressão *cross section* (2) é ré-estimada pelo método dos mínimos quadrados ponderados numa primeira etapa com as observações de 1999 à 2013 e numa segunda etapa por subamostras. Esta segunda etapa tem início com uma primeira estimação de regressão (2) sobre a rentabilidade média de 1999 à 2003 em função do beta estimado a partir da regressão (4) e da média das vendas do mesmo período. Este processo de estimar os betas, as rentabilidades médias, a variável dimensão média e, por fim, os coeficientes da regressão (2) é repetido utilizando uma janela deslizante numa base anual.

Fonte: Elaboração própria.