

## **Risco, Retorno e Equilíbrio na Bolsa de Valores Portuguesa.**

Risk, Return and Balance on the Portuguese Stock Exchange.

**Fátima Sampaio<sup>1</sup>**

**Isabel Lopes<sup>2</sup>**

**Luís Gomes<sup>3</sup>**

### **RESUMO**

Os mercados financeiros são eficientes quando existe uma relação positiva entre o risco e o retorno esperado. As hipóteses subjacentes a esta eficiência dizem que, quando toda a informação é disponibilizada, os preços dos títulos respondem imediatamente, sendo isso benéfico para os investidores. Esta investigação incidiu sobre 192 títulos da Bolsa de Valores Portuguesa no período de janeiro de 1994 a dezembro de 2015 e recorreu à metodologia proposta por Fama & Macbeth (1973). Os resultados sugerem que o PSI Geral não é eficiente (i. e., não existe auto-regulação), na medida em que os preços dos títulos não refletem instantaneamente toda a informação disponibilizada e que existem fatores externos que influenciam os preços dos títulos.

**Palavras chave:** Mercados financeiros, Eficiência de mercado, Risco, PSI Geral.

---

<sup>1</sup> School of Accounting and Administration of Porto (ISCAP) | Polytechnic Institute of Porto (IPP), Portugal, [raquel-sampaio@live.com.pt](mailto:raquel-sampaio@live.com.pt)

<sup>2</sup> School of Accounting and Administration of Porto (ISCAP) | Polytechnic Institute of Porto (IPP), Portugal, [cristinalopes@iscap.ipp.pt](mailto:cristinalopes@iscap.ipp.pt)

<sup>3</sup> School of Accounting and Administration of Porto (ISCAP) | Polytechnic Institute of Porto (IPP), Portugal, [pgomes@iscap.ipp.pt](mailto:pgomes@iscap.ipp.pt)

## ABSTRACT

Financial markets are efficient when there is a positive relationship between risk and expected return. The underlying hypotheses of this efficiency are that, when all the information is available, stock prices respond immediately, which is beneficial for investors. This research focused on 192 securities of the Portuguese Stock Exchange from January 1994 to December 2015 and resorted to the methodology proposed by Fama & Macbeth (1973). The results suggest that the PSI Geral is not efficient (i.e., there is no self-regulation), as stock prices do not instantly reflect all the information available and there are external factors that influence stock prices.

**Keywords:** Financial markets, Market efficiency; Risk; PSI Geral

**Received on:** 2018.08.01

**Approved on:** 2018.08.23

Evaluated by a double blind review system

## 1 Introdução

O autor Fama (1970) definiu a eficiência dos mercados como um “*fair game*”, onde os preços dos títulos refletem a informação disponível. Se os mercados são eficientes, os títulos devem valorizar-se de forma a proporcionarem um retorno normal para os riscos que comportam. Os conceitos de eficiência pressupõem alguns pressupostos, nomeadamente, que o mercado é constituído por vários agentes e nenhum deles, isoladamente, tem dimensão para o influenciar, a informação difunde-se imediatamente e gratuitamente a todos os intervenientes, não existem custos de transação e os investidores comportam-se racionalmente.

Considerando que a teoria dos mercados eficientes prevê  $E_t(r_{t+1}) = 0$ , a identificação de uma tendência nos retornos acionistas deverá ser improvável (Henry, 2002). Desse modo, uma evidência consistente com a forma fraca de eficiência implica a imprevisibilidade dos retornos futuros a partir dos retornos históricos do mercado de capitais.

A rejeição da hipótese de mercado eficiente (EMH) determina a violação de muitos paradigmas usados na teoria financeira moderna, significando que a arbitragem perfeita seria impossível. Isto constitui uma motivação para a nossa investigação e representa uma questão importante para os investigadores, reguladores e gestores de risco.

O principal objetivo deste estudo é verificar se, para uma carteira de mercado eficiente, o retorno médio das ações do PSI Geral reflete as tentativas dos investidores avessos ao risco em manter carteiras eficientes com um baixo nível de risco. Para se apurar estes resultados seguir-se-á a referida análise com recurso ao modelo de dois parâmetros e replicar-se-á, para o mercado português, o estudo de Fama & Macbeth (1973) feito à NYSE.

Os resultados da análise aqui desenvolvida salientam a inexistência de uma carteira de mercado eficiente no PSI Geral e a ausência de equilíbrio entre o retorno e o risco esperado. Além disso, sugerem que nenhuma medida de risco, além do risco da carteira, afeta sistematicamente os retornos médios.

Na secção 2 efetua-se uma revisão de literatura sobre as teorias subjacentes à eficiência do mercado, os modelos CAPM e modelo de dois parâmetros, terminando com estudos semelhantes para os mercados brasileiro e norte-americano. Na secção 3

descreve-se a metodologia seguida para testar as hipóteses de investigação e na secção 4 discutem-se os resultados obtidos com a Bolsa de Valores Portuguesa. Por fim, na secção 5 apresentam-se as conclusões deste trabalho.

## 2 Revisão da Literatura

### 2.1 Risco, Retorno e Equilíbrio

Até meados dos anos 50, os portfólios de investimentos eram formados mediante a posição que os investidores identificavam como títulos subavaliados pelo mercado e, desta forma, apresentavam ganhos potencialmente maiores. No entanto, Markowitz (1952) desenvolveu a teoria dos portfólios e alertou que a diversificação dos portfólios reduziria o risco através da escolha de ações cujas variações não convergissem na mesma direção. Esta teoria, apesar de revolucionária, continha cálculos muito morosos que dificultavam, não só a obtenção do portfólio ótimo, como também, a criação do modelo, o que não possibilitava avaliar um ativo em específico nem as decisões conjuntas dos investidores. Tobin (1958), Sharpe (1964), Lintner (1965), e Mossin (1966) aprofundaram o estudo de Markowitz e, individualmente, progrediram para a denominada Teoria dos Mercados de Capitais que aborda o comportamento conjunto dos investidores na otimização do investimento, tendo em consideração as condições de equilíbrio no mercado de capitais e na determinação do preço de equilíbrio dos ativos financeiros.

Com mais detalhe, Tobin (1958) partiu do modelo de Markowitz (1952, 1959) e considerou a existência de uma taxa isenta de risco, à qual os investidores poderiam conceder e receber emprestado uma indeterminada porção de capital. A decisão de investimento dar-se-ia em duas etapas: a primeira determinaria o portfólio ótimo dos ativos com risco; e só posteriormente era tomada a decisão de quanto se investiria nesse portfólio com risco e qual o investimento à taxa isenta de risco. Tendo em consideração que os investidores são diferentes e a sua aversão ao risco varia de investidor para investidor, concluiu que é a partir da carteira ótima que os investidores começam a ajustar a tomada de decisão.

Em 1964, Sharpe sugeriu que as ações estarão correlacionadas com o índice a que pertencem, através dos respetivos retornos. Com isto surgiu o coeficiente beta ( $\beta$ ), apresentado na equação (1), que relaciona as covariâncias entre o retorno do ativo e o

retorno do mercado e representa o risco do ativo  $i$  relativamente ao risco total do mercado  $m$ :

$$\hat{\beta}_i \equiv \frac{c\widehat{ov}(\tilde{R}_i, \tilde{R}_m)}{\hat{\sigma}^2(\tilde{R}_m)} \quad (1)$$

$c\widehat{ov}(\tilde{R}_i, \tilde{R}_m)$  – Covariância entre o retorno do título  $i$  e o mercado

$\hat{\sigma}^2(\tilde{R}_m)$  - Variância da rendibilidade do mercado

Fama (1976) percebeu a importância da diversificação através da decomposição do risco total do portfólio, argumentando que, à medida que se aumenta a diversificação, os riscos individuais perdem importância face à média das covariâncias. Brealey, Myers, & Allen (2013) salientam que para uma carteira diversificada não se pode ter apenas em consideração um título específico, deve pensar-se na carteira em geral e considerar-se o risco de mercado.

Em 1972, Sharpe sugere que o risco inerente a um portfólio pode ser dividido de duas formas: risco sistemático e o risco não sistemático. O risco não sistemático resulta dos títulos individuais e pode ser reduzido através da diversificação, assentando no cálculo do beta. O risco sistemático, inerente ao mercado, por maior que seja a diversificação de uma carteira nunca se conseguirá anular.

O risco envolve, para além da análise dos riscos individuais, considerações sobre as covariâncias e as variâncias dos ativos, enquanto o retorno de um portfólio é calculado de forma mais simplificada. O retorno é o total de ganhos ou perdas ocorridas num dado período de tempo. O retorno esperado de um portfólio ( $R_p$ ), composto por dois ou mais ativos, é calculado mediante a equação (2), sendo a média ponderada do retorno de cada ativo ( $R_i$ ) em relação ao seu peso ( $w_i$ ) no portfólio (Neto, 2011):

$$R_p = \sum_{i=1}^n R_i w_i \quad (2)$$

Securato (1997) realçou a importância da covariância (ou correlação), ao afirmar que, antes do trabalho pioneiro de Markowitz (1952), a lógica da relação entre o risco e o retorno era configurada por uma reta, como se os ativos fossem sempre perfeitamente

correlacionados. Contudo, a evolução mostrou que à medida que a correlação entre dois ativos diminui, ocorre um aumento do benefício da relação entre o risco e o retorno. Conclui-se que com  $n$  ativos, as infinitas combinações de portfólios possíveis resultariam num limite delimitado por uma hipérbole.

Em 1964, Sharpe concluiu que existe equilíbrio entre os preços dos ativos no mercado de capitais. Ou seja, para se obter um maior retorno, o investidor terá de correr riscos adicionais. No entanto, o portfólio ótimo será igual para todos os investidores e estará situado sobre a fronteira da eficiência, uma vez que os ajustes inerentes ao risco levarão a uma alteração nos retornos esperados.

## 2.2 Capital Asset Pricing Model

Apesar da evolução que a seleção de portfólios sofreu com os estudos de Markowitz (1952, 1959), a literatura aceita o facto de a média e a variância individualmente não serem capazes de definir com precisão séries temporais complexas, como é o caso dos derivados, opções, futuros ou *forwards*. Alguns autores, como Chunchinda et al. (1997), defendem ser necessário considerar outros momentos estáticos de distribuição de retornos na tomada de decisão, dando mais ênfase à assimetria, em detrimento da média e da variância. Deste modo, Sharpe (1964) apresenta o beta como medida de risco, que mede a sensibilidade de um ativo em relação ao comportamento de um portfólio que represente o mercado. O beta, apresentado na equação (1), relaciona a covariância entre os retornos do ativo e os do mercado, acompanhando as variações do risco em relação ao mercado. Assim sendo, o beta calculará o risco não diversificável, definição diferente da de Markowitz (1952, 1959) que se referia ao risco total. Isto só aconteceu dado que um autor estava mais preocupado com a diversificação e o outro autor com a precificação.

$$R_i = R_f + \beta(R_m - R_f) + \varepsilon_i \quad (3)$$

$R_i$  - Retorno do ativo  $i$

$R_f$  - Taxa isenta de risco

$R_m$  - Risco de mercado

$\varepsilon_i$  - Erro

$\beta(R_m - R_f)$  - Prémio de risco de mercado

Note-se que a equação (3) representa uma reta intitulada de *Security Market Line* (SML), traduzindo o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), cujo coeficiente linear interceta o eixo das ordenadas no valor da taxa isenta de risco, e o eixo das abcissas é o prémio de risco.

Jensen (1968) propôs um rácio que relacionasse o risco sistemático como medida de risco, recorrendo à SML como suporte da avaliação do desempenho das carteiras. No entanto, Sharpe (1964) utiliza como medida o risco total, usando como padrão de comparação a *Capital Market Line* (CML). O primeiro caso relaciona a rendibilidade em excesso (relativamente à taxa isenta de risco) por unidade de risco sistemático e tem em consideração os títulos. A segunda mostra a rendibilidade em excesso por unidade de risco e tem em consideração o mercado. Tanto uma como outra são medidas de desempenho relativas, pois requerem o cálculo de um rácio semelhante.

Como referido, a Teoria Moderna dos Portfólios aborda o comportamento conjunto dos investidores em condições de equilíbrio do mercado de capitais e a determinação do preço dos ativos. O CAPM é o modelo que surge com o objetivo de explicar o preço dos ativos financeiros, relacionando a rendibilidade esperada de um ativo com o seu risco. A base teórica do CAPM surgiu dos estudos de Sharpe (1964), Lintner (1965), Mossin (1966), Black (1972) e do artigo (não publicado) de Treynor (1961).

Roll (1977) publicou a maior crítica, até ao momento, aos testes empíricos do modelo CAPM, nomeadamente aos estudos de Black, Jensen & Scholes (1972) e Fama & Macbeth (1973). Os estudos referidos procuravam a validação do CAPM e, ao mesmo tempo, demonstrar a importância do beta. As críticas de Roll sugerem que os modelos dos autores referidos anteriormente apenas poderiam ser testados se o portfólio fosse eficiente. Os betas calculados para a definição do portfólio eficiente permitem verificar a linearidade e o CAPM só poderia ser testado se todos os ativos da economia fossem testados e incluídos na amostra. Afirmou, ainda, que ninguém seria capaz de testar e validar o CAPM através de trabalhos empíricos.

### 2.3 Eficiência de Mercado

A EMH é também importante para o conhecimento dos mercados financeiros. Segundo Brealey, Myers & Allen (2013), um dos princípios base para o desenvolvimento da teoria iniciou-se com Kendall (1953), que estudou os preços de instrumentos financeiros e *commodities*. Indicou, ainda, que não existe um padrão entre os preços e que estes são aleatórios. Significa que os preços no passado em nada podem ajudar os investidores a prever o futuro, ou seja, a probabilidade da diminuição dos preços das ações é a mesma que a de aumento em qualquer momento no tempo.

Fama (1970, p.388) estruturou o conceito de eficiência do mercado de capitais centrado no tempo de ajustamento dos preços dos ativos face a novas informações: “*o desentendimento entre os investidores sobre as implicações de determinada informação não são necessariamente fontes de ineficiência do mercado*”. Um mercado é tanto mais eficiente quanto mais rapidamente forem incorporadas as informações nos preços, tais como o valor corrente das empresas ou os efeitos de factos relevantes ocorridos. Desta sequência destacam-se três formas de eficiência do mercado<sup>4</sup>, que são definidas em função da informação incorporada nos preços dos ativos transacionados:

**Eficiência da forma fraca:** um ganho extraordinário não pode ser obtido através do volume de negociação ou do estudo dos preços históricos; os preços atuais já refletem toda a informação passada;

**Eficiência da forma semiforte:** um ganho extraordinário não pode ser obtido através da interpretação da informação disponível publicamente, como os balanços das empresas; o preço já tem em consideração essa informação;

**Eficiência da forma forte:** um ganho extraordinário não pode ser obtido através de informações públicas ou confidenciais; os preços já refletem toda a informação possível.

Conclui-se assim que os preços das ações são imprevisíveis, que as suas oscilações não são padronizadas e que os mercados de ações mais desenvolvidos tendem para a eficiência fraca ou semiforte. Pode ainda concluir-se que os mercados são sensíveis a

---

<sup>4</sup> Devido às três formas de eficiência de mercado, assume-se que os mercados nem sempre são coincidentes. Destaca-se o mercado americano, não só pela elevada literatura sobre o mesmo, como também por ter níveis de liquidez mais elevados e ser mais competitivo, contribuindo para a eficiência.

informações recentes e que a intervenção dos investidores torna os mercados mais ou menos eficientes.

Strong (2007) demonstrou que o número de investidores influencia o mercado, pois o principal objetivo é a obtenção do maior nível de ganhos possível, influenciando as vantagens do investimento na medida em que ao existir negociação o investidor poderá conseguir um preço mais competitivo, tendendo ao crescimento. O mercado eficiente autorregula-se, isto é, quando os investidores descobrem e negociam valores acima dos que estão a ser praticados, o mercado tende a ajustar-se.

Jensen (1968) estuda as ideias básicas de mercado eficiente, prevalecendo a ideia de que neste tipo de mercado, com acesso a toda a informação, não é possível obter-se ganhos anormais. Em 1992, Fama & French corroboram com o descrito e confirmam que o preço dos ativos apenas reflete a informação até determinado ponto, não excedendo o custo de a obter.

Fama (1970) valida as três formas de eficiência. Retomando posteriormente o tema, Fama (1971, p. 1587) salienta “anomalias” divulgadas pela literatura que documentou “sazonalidade” nos retornos acionistas. Keim (1988) argumenta que a sazonalidade nos retornos é uma anomalia, no sentido em que não é prevista pelos modelos de valorização de ativos financeiros, embora isso não seja necessariamente embaraçoso para a EMH. Embora os retornos de segunda-feira, feriados e fim-de-mês se desviem dos retornos diários médios normais (Lakonishok & Smidt, 1988), permanece alguma esperança de que essa sazonalidade possa ser explicada em termos de microestrutura de mercado, isto é, sazonais inócuos em padrões de negociação de investidores.

Elton & Gruber (1995) avaliaram as diferentes formas de eficiência de mercado, testando-as e validando a EMH. Se a eficiência é rejeitada, o mercado não é eficiente, ou o modelo de equilíbrio não está correto.

A EMH também obteve críticas, identificadas por Grossman & Stiglitz (1980) e Lakonishok, Shleifer & Vishny (1994). Se os preços transmitissem toda a informação, todos os investidores teriam acesso à mesma, não havendo incentivos para os investidores motivados investirem e despenderem recursos para obterem mais informações. Logo, nos mercados de capitais a EMH não é verificada, do ponto de vista da informação, dado que os intervenientes que incorrem em custos extra para obterem informação teriam que ter uma recompensa nos seus ganhos.

## 2.4 Modelo de Dois Parâmetros

Tendo em consideração os pressupostos que os autores assumiam nos estudos apresentados para a validação do CAPM, Black (1972) resolveu apresentar um estudo com alterações ao que até então era considerada a melhor forma para os cálculos do retorno e do risco. Os portfólios a ter em conta são os que apresentam correlações nulas com o mercado e em que a variância é menor. O portfólio com menor variância será substituído pelo ativo isento de risco no modelo original. Existindo correlação nula, o beta será obrigatoriamente zero, condição idêntica à do ativo isento de risco. Parece redundante o modelo da forma descrita, em que o autor mostrou que o retorno esperado de qualquer ativo será a combinação dos retornos do portfólio de beta nulo e dos retornos de mercado.

Estudos como os de Black, Jensen & Scholes (1972) ou Fama & Macbeth (1973) recorreram ao modelo de dois parâmetros. Assumindo um beta estático, o risco sistemático dos ativos não sofre alterações ao longo do tempo. Os estudos de Friend & Blume (1970) e Black, Jensen & Scholes (1972) sobre séries temporais confirmaram a relação entre o retorno e o beta.

## 2.5 Evidência Empírica Internacional

O estudo base para o desenvolvimento deste estudo é o de Fama & Macbeth (1973). Este suporta as implicações do modelo de dois parâmetros, assumindo-se a premissa de que o mercado é eficiente. Mais especificamente, o portfólio de mercado é eficiente, não podendo rejeitar-se a hipótese de que os retornos das ações da *New York Stock Exchange* (NYSE) refletem em plenitude as tentativas dos investidores maximizarem o seu retorno, ao mesmo tempo que minimizam o risco, e vice-versa. Além disso, embora haja "não-linearidades estocásticas" de período a período, não se pode rejeitar a hipótese de que na tomada de decisão da carteira eficiente, para cada investidor, não possam haver imprevistos. Ainda assim, o investidor deve assumir que a relação entre o risco do portfólio e o seu retorno esperado seja linear, como sugere o modelo de dois parâmetros. Também não se pode rejeitar a hipótese de que no modelo de dois parâmetros nenhuma medida de risco, além do risco intrínseco do portfólio, afete sistematicamente os retornos médios. Finalmente, as propriedades do *fair game*, observadas pelos coeficientes e resíduos da regressão de risco e retorno, são consistentes com um mercado de capitais

eficiente, isto é, um mercado onde os preços dos títulos refletem plenamente a informação disponível.

Fama & French (1992) analisaram a NYSE nos últimos 40 anos que antecederam o estudo (1931-1965), concluindo que as ações são essencialmente compostas pelo risco sistemático, podendo produzir taxas de retorno superiores para os seus investidores. Os autores criaram uma metodologia baseada na análise de séries temporais para testar o CAPM. Os resultados evidenciam que os ativos com maiores níveis de risco, em média, obtêm maiores retornos, e vice-versa.

Luce & Jr. (1979) replicaram os mesmos testes de Fama & Macbeth (1973) para a bolsa de valores de São Paulo (BOVESPA). Segundo os próprios autores, ajustaram o modelo, devido aos movimentos inflacionistas que ocorreram na época do estudo. Foram utilizados dados referentes a todas as ações, entre 1970-1979, que tiveram pelo menos uma negociação em todos os meses do período em análise. Os resultados publicados não rejeitaram a hipótese da existência de uma relação linear entre o risco sistemático e o retorno nem do beta ser uma medida completa de risco.

Matos (2006) incidiu o seu estudo nos mesmos testes e concluiu que na BOVESPA, entre 1987-2004, não existem retornos adicionais por maior exposição ao risco sistemático. Segundo o autor, os resultados por ele apresentados podem ser questionados, uma vez que um dos pressupostos é o tamanho da amostra, principalmente no que se refere ao número de ativos disponíveis para os testes empíricos.

Sylvain (2013) estudou os dados da NYSE entre 1968-2010, tendo em consideração a mesma metodologia, e demonstrou que os resultados de Fama & MacBeth (1973) diminuiram ao longo do tempo. Os testes aos portfólios construídos sobre o desvio padrão e os testes aos resíduos dos títulos entram, novamente, em conflito.

Na mesma perspetiva dos estudos anteriores, Morais (1997, p.91) considera que a metodologia é pouco eficaz na BOVESPA para o período de 1980 a 1994: *“mesmo na análise de sensibilidade, quando o retorno mensal do mercado é aumentado para 4,44%, o poder de teste é de apenas 45% nos testes de 5 anos e 59% nos de 10 anos”*.

Fu (2009) apresentou um estudo às bolsas do NYSE, Amex e Nasdaq entre 1963 e 2006. Este baseou-se principalmente no estudo de Fama & French (1992) e recorreu ao estudo de Fama & Macbeth (1973) para efetuar os cálculos. O autor conclui que os investidores por vezes não conseguem ter as carteiras convenientemente diversificadas

porque os retornos mensais das ações estão negativamente relacionados com a volatilidade que se encontra atrasada um mês, ou seja, empresas com retornos elevados num mês de alta volatilidade, no mês seguinte obterão retornos anormais negativos.

Finalmente Vieira & Figueiredo (2017) analisaram o fenómeno da anomalia entre rendibilidade e risco, no mercado de capitais português, no período compreendido entre janeiro de 2002 a dezembro de 2013. Os autores constituíram carteiras de títulos em função da volatilidade e do risco sistemático. A aplicação de medidas de desempenho, entre as quais o modelo de três fatores de Fama & French, evidenciou a existência de uma anomalia entre a volatilidade dos títulos e a rendibilidade das carteiras constituídas. Todavia, este tipo de anomalia não foi identificado pelos autores quando considerado o risco sistemático na análise.

## 2.6 Caracterização do Estudo de Fama & Macbeth (1973)

As implicações do modelo de dois parâmetros decorrem das condições de eficiência ou da relação existente entre o risco e o retorno esperado. Deste modo, é necessário que se verifique a seguinte equação:

$$E(\tilde{R}_i) = E(\tilde{R}_0) + [E(\tilde{R}_m) - E(\tilde{R}_0)] \beta_i \quad (4)$$

$E(\tilde{R}_i)$  – Retorno esperado do título individual  $i$

$E(\tilde{R}_0)$  – Retorno esperado de um título isento de risco no portfólio  $m$

$E(\tilde{R}_m)$  – Retorno esperado do mercado

$[E(\tilde{R}_m) - E(\tilde{R}_0)] \beta_i$  – Prémio de risco

De acordo com Fama & Macbeth (1973), para que a equação (4) seja testável é necessário o cumprimento das seguintes três condições:

**C1:** a relação entre o retorno de um título e o risco esperado de qualquer carteira tem de ser linear;

**C2:**  $\beta_i$  é uma medida completa de risco do título  $i$  numa carteira  $m$ ; nenhuma outra medida de risco será considerada na equação (4);

**C3:** os investidores são avessos ao risco: um nível de risco superior deve estar associado a um retorno superior,  $E(\tilde{R}_m) - E(\tilde{R}_0) > 0$ .

A equação (4) é escrita em termos dos retornos esperados, no entanto existem implicações que levam a que se tenha de testar, período a período, as condições C1 a C3 da forma mais generalizada possível, usando os títulos individuais e os retornos dos portfólios. Fama & Macbeth (1973) sugerem que se siga a generalização estocástica da equação (4) presente na equação (5):

$$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{1t} \beta_i + \tilde{\gamma}_{2t} \beta_i^2 + \tilde{\gamma}_{3t} S_i + \tilde{\mu}_{it} \quad (5)$$

$\tilde{R}_{it}$  – Retorno do título i, em variação percentual do período t-1 para t

$\tilde{\gamma}_{0t}, \tilde{\gamma}_{1t}, \tilde{\gamma}_{2t}$  e  $\tilde{\gamma}_{3t}$  – Coeficientes de regressão para o período t

$S_i$  – medida do risco do título i, não relacionada de forma determinística com  $\beta_i$

$\tilde{\mu}_{it}$  – Termo de perturbação (erro) da regressão

Fama & Macbeth (1973) explicam que para C1 se verificar ter-se-ia que ter  $E(\tilde{\gamma}_{2t}) = 0$  e, analogamente, para C2 se verificar ter-se-ia de ter  $E(\tilde{\gamma}_{3t}) = 0$ . Para C3 ser verdadeira, o valor esperado do prémio de risco seria positivo, isto é, a reta na equação (5) teria declive positivo  $E(\tilde{\gamma}_{1t}) = [E(\tilde{R}_m) - E(\tilde{R}_0)] > 0$ . Num mercado eficiente, a condição C1 exige que o controlo da série temporal do coeficiente estocástico da não linearidade  $\tilde{\gamma}_{2t}$  não determine valores esperados nulos, significando que  $\tilde{\gamma}_{2t}$  é um *fair game*. Da mesma forma, o modelo de dois parâmetros requer que o coeficiente  $\tilde{\gamma}_{3t}$  e o termo de perturbação  $\tilde{\mu}_{it}$  sejam considerados *fair game*. A hipótese do *fair game* é também aplicada à série temporal  $\tilde{\gamma}_{1t} - [E(\tilde{R}_{mt}) - E(\tilde{R}_{0t})]$ , diferença entre o prémio de risco do período t e o seu valor esperado.

O termo de perturbação  $\tilde{\mu}_{it}$  assume média zero e independência das outras variáveis. Se a distribuição dos retornos dos portfólios for normal, ou simetricamente estável, então  $\tilde{\mu}_{it}, \tilde{\gamma}_{0t}, \tilde{\gamma}_{1t}, \tilde{\gamma}_{2t}, \tilde{\gamma}_{3t}$  devem ter uma distribuição normal multivariada, ou simetricamente estável.

O modelo de dois parâmetros dá-nos  $E(\tilde{\gamma}_{2t}) = E(\tilde{\gamma}_{3t}) = E(\tilde{\mu}_{it}) = 0$  e sobre a equação (5) apenas temos que  $E(\tilde{\gamma}_{0t})$  é  $E(\tilde{R}_{0t})$ , o retorno esperado dos títulos com beta zero. Se acrescentarmos ao modelo apresentado até agora a suposição de que não há restrições à compra ou venda, efetuadas à taxa isenta de risco ( $R_{ft}$ ), a configuração do modelo original de dois parâmetros é o CAPM. Deste modo,  $\beta_f = 0$ ,  $E(\tilde{\gamma}_{0t}) = R_{ft}$ , e a eficiência de mercado requer que  $\tilde{\gamma}_{0t} - R_{ft}$  seja *fair game*.

Isto é útil para enfatizar a contraposição de que  $E(\tilde{\gamma}_{0t}) = R_{ft}$  apenas é específico para o modelo de dois parâmetros quando o mercado está em equilíbrio. Sob a visão de Fama & Macbeth (1973), os testes de C1 a C3 são fundamentais, e as implicações dos retornos esperados do modelo de dois parâmetros, no sentido dos investidores, mantêm os portfólios eficientes e estes são consistentes com qualquer modelo de dois parâmetros para o mercado em equilíbrio, com o portfólio de mercado eficiente.

### 3 Metodologia

#### 3.1 Hipóteses de Investigação

As hipóteses levantadas para esta pesquisa sustentam-se nas que Fama & Macbeth (1973) definiram, aquando da realização do estudo original, tendo em conta que o objetivo do estudo é o mesmo:

**Hip. 1:** Linearidade -  $E(\tilde{\gamma}_{2t}) = 0$

**Hip. 2:** Ausência de efeitos sistemáticos de risco não relacionado com o beta -  $E(\tilde{\gamma}_{3t}) = 0$

**Hip. 3:** Balanço positivo entre risco e retorno -  $E(\tilde{\gamma}_{1t}) = E(\tilde{R}_{mt}) - E(\tilde{R}_{0t}) > 0$

**Hip. 4:** Sharpe – Lintner (S-L) -  $E(\tilde{\gamma}_{0t}) = R_{ft}$

Um mercado de capital eficiente no modelo de dois parâmetros requer ainda que os coeficientes estocásticos  $\tilde{\gamma}_{2t}$ ,  $\tilde{\gamma}_{3t}$ ,  $\tilde{\gamma}_{1t} - [E(\tilde{R}_{mt}) - E(\tilde{R}_{0t})]$ ,  $\tilde{\gamma}_{0t} - E(\tilde{R}_{0t})$  e o termo de perturbação  $\tilde{\mu}_{it}$  sejam *fair games*, isto, é o seu valor esperado seja nulo.

#### 3.2 Amostra e Dados

Foram recolhidos, na Bolsa de Valores Portuguesa, dados mensais respeitantes ao período de janeiro de 1994 a dezembro de 2015 para 192 títulos, num total de 16106

registos, considerando 5 variáveis quantitativas: quantidade transacionada, preço em euros (ou, para anos até 1998, em escudos, convertidos à taxa de 1€ = 200,482\$), taxa de rendibilidade, índice PSI geral, taxa de rendibilidade do PSI geral. Todos os cálculos foram efetuados recorrendo ao software Microsoft Excel, R e RStudio.

### 3.3 Formação das Carteiras de Títulos

De forma a diminuir perdas de informação nos testes entre o risco e o retorno, Fama & Macbeth (1973) criaram carteiras de títulos individuais formadas com base no *ranking* dos valores de  $\hat{\beta}_i$  para títulos individuais, aglomerando os erros de amostragem positivos e negativos dentro de carteiras. O resultado é que uma carteira com  $\hat{\beta}_p$  elevado tende a exagerar o verdadeiro  $\beta_p$ , e um  $\hat{\beta}_p$  reduzido subestima o  $\beta_p$ . Este fenómeno pode ser evitado através da formação de carteiras calculadas a partir dos dados num período de tempo, mas usando o período seguinte para obter o  $\hat{\beta}_p$  das carteiras que será usado para testar o modelo de dois parâmetros. Com estes novos dados, os erros dos títulos individuais de  $\hat{\beta}_i$  são aleatórios e das carteiras  $\hat{\beta}_p$  são minimizados.

A tabela 1 apresenta os diferentes períodos que foram utilizados no estudo. Com os dados do período de formação, respeitantes ao período 1, 2 e 3, calcularam-se os coeficientes  $\hat{\beta}_i$  de cada título através da equação (6) do modelo de mercado, pelo método dos mínimos quadrados:

$$\tilde{R}_{it} = \alpha_i + \beta_i \tilde{R}_{mt} + \tilde{e}_{it} \quad (6)$$

Ordenando os títulos que cumpriam os requisitos por ordem decrescente dos coeficientes  $\hat{\beta}_i$ , o conjunto de títulos foi subdividido em 10 portfólios para cada um dos períodos 1, 2 e 3.

Tabela 1: Formação do portfólio, período de estimação e de teste

	Períodos		
	P1	P2	P3
Período de formação do Portfólio	1994 – 1998	1997 – 2002	2002 - 2006
Período de estimação inicial	1999 – 2003	2003 - 2007	2007 - 2011
Período de teste	2004 – 2007	2008 – 2011	2012 - 2015
Número de títulos disponíveis	189	127	77
Número de títulos que cumprem os requisitos	40	42	46

Fonte: Elaboração própria (2018).

Os cinco anos seguintes (1999-2003; 2003-2007; 2007-2011), designado período de estimação, foram utilizados para recalculer  $\hat{\beta}_i$  e para calcular médias  $\hat{\beta}_{pt}$  dos títulos existentes em cada portfólio p no mês t.

Como medida para calcular o risco do título  $i$ , que não esteja relacionada diretamente com  $\beta_i$ , usou-se o desvio padrão  $s(\hat{\epsilon}_i)$  dos resíduos  $\tilde{\epsilon}_{it}$  do modelo presente na equação (6).

### 3.4 Testes ao Modelo de Dois Parâmetros

Os retornos dos 10 portfólios, com igual ponderação dos títulos individuais a cada mês, foram calculados para o período de teste de 4 anos. Para cada mês deste período estimou-se um modelo de regressão linear para a rendibilidade do portfólio em cada mês  $R_{pt}$  de acordo com a equação (7):

$$R_{pt} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\hat{\beta}_{p,t-1} + \hat{\gamma}_{2t}\hat{\beta}_{p,t-1}^2 + \hat{\gamma}_{3t}\bar{s}_{p,t-1}(\hat{\epsilon}_i) + \hat{\mu}_{pt} \quad p = 1, 2, \dots, 10 \quad (7)$$

A variável independente  $\hat{\beta}_{p,t-1}$  é a média dos  $\hat{\beta}_i$  dos títulos da carteira p existentes no mês t-1;  $\hat{\beta}_{p,t-1}^2$  é a média dos quadrados desses valores  $\hat{\beta}_i$ ;  $\bar{s}_{p,t-1}(\hat{\epsilon}_i)$  é a média dos desvios padrão dos resíduos  $\bar{s}(\hat{\epsilon}_i)$  calculados na equação (6) para os títulos i pertencentes à carteira p no mesmo período.

A equação (7) traduz a equação (5) ao considerar médias para o conjunto de títulos presentes em cada portfolio e permitirá testar as hipóteses formuladas para a aplicação do modelo de dois parâmetros à Bolsa de Valores Portuguesa. Para testar a hipótese de que  $\hat{\gamma}_j = 0$ , usar-se-á a estatística t dada pela equação (8):

$$t(\hat{\gamma}_j) = \frac{\bar{\gamma}_j}{s(\hat{\gamma}_t)/\sqrt{n}} \quad (8)$$

Note-se que, com exceção da condição C3, valores extremos da estatística t levam a rejeitar as hipóteses do modelo de dois parâmetros. Ao interpretar a estatística t, Fama & Macbeth (1973) tiveram em consideração estudos anteriores que sugerem que as distribuições de retornos de ações diferem da distribuição normal. Fama & Babiak (1968) evidenciam que quando se interpreta as estatísticas t sob a suposição de que as variáveis subjacentes são normais, os níveis de probabilidade, ou significância, obtidos são suscetíveis de ser sobrestimados.

Cada coeficiente de regressão  $\hat{\gamma}_{jt}$  na equação (7) tem duas componentes: o verdadeiro valor  $\tilde{\gamma}_{jt}$  e o erro de estimação  $\widetilde{\theta}_{jt} = \hat{\gamma}_{jt} - \tilde{\gamma}_{jt}$ , pelo que Fama & Macbeth (1973) questionam até que ponto as variações ao longo do tempo nestes coeficientes são devidas exclusivamente ao erro de estimação  $\widetilde{\theta}_{jt}$ . Esta hipótese é formulada pela igualdade  $s^2(\hat{\gamma}_j) = \overline{s^2(\widetilde{\theta}_j)}$  e para a testar usa-se a estatística F definida na equação (9), onde  $s^2(\hat{\gamma}_j)$  é a variância amostral dos coeficientes  $\hat{\gamma}_{jt}$  obtidos pela equação (7) e  $\overline{s^2(\widetilde{\theta}_j)}$  é a média dos quadrados dos erros padrão dos coeficientes  $\hat{\gamma}_{jt}$ :

$$F = \frac{s^2(\hat{\gamma}_j)}{s^2(\widetilde{\theta}_j)} \quad (9)$$

Os graus de liberdade do numerador de F são n-1, onde n é o número de meses do período de amostragem, e o denominador tem n(10-k) graus de liberdade, onde k é o número de coeficientes  $\hat{\gamma}_j$  no modelo.

## 4 Resultados e Discussão

### 4.1 Aplicação do Modelo de Mercado para o Período de Estimação Inicial

A tabela 2 apresenta os resultados da aplicação da equação (6) às 10 carteiras do estudo, ao longo dos 3 períodos de estimação. A média dos  $\hat{\beta}_i$  é apresentada por  $\hat{\beta}_{p,t-1}$  e o seu desvio padrão é apresentado por  $s(\hat{\beta}_{p,t-1})$ . Também são apresentados o coeficiente de determinação  $r(R_p, R_m)^2$ , que representa a proporção da variação da taxa de retorno

do portfólio  $R_{pt}$  que é explicada pela taxa de retorno do mercado  $R_{mt}$ ; os  $s(R_p)$  que representam os desvios padrão de  $R_p$ ; os  $s(\hat{e}_p)$ , que representam os desvios padrão dos resíduos e  $\bar{s}_{p,t-1}(\hat{e}_i)$ , que representam as médias desses resíduos. Os valores de  $\hat{\beta}_{p,t-1}$  e  $\bar{s}_{p,t-1}(\hat{e}_i)$  são usados como variáveis independentes nas regressões de rendibilidade e risco (equação (7)) para o primeiro mês dos períodos de teste.

A maior parte dos valores médios das estimativas dos parâmetros beta é positiva, ainda que próxima de zero, e sem grande oscilação devida aos reduzidos desvios-padrão. Contudo, a capacidade explicativa destes modelos de regressão é fraca, justificada pelos reduzidos valores do coeficiente de determinação.

Tabela 2: Estatísticas da aplicação do modelo de mercado - equação (6) - para o Período de Estimação

Estatísticas	Portfólio 1	Portfólio 2	Portfólio 3	Portfólio 4	Portfólio 5	Portfólio 6	Portfólio 7	Portfólio 8	Portfólio 9	Portfólio 10
Período de Estimação dos Portfólios 1999 - 2003										
$\hat{\beta}_{p,t-1}$	0,0011	0,0103	-0,0502	0,0022	0,0217	-0,0009	0,0022	-0,0057	0,0501	0,0023
$s(\hat{\beta}_{p,t-1})$	0,0241	0,0310	0,0728	0,0332	0,0199	0,0729	0,0325	0,0110	0,0655	0,0272
$r(R_p, R_m)^2$	0,0102	0,0000	0,0056	0,0148	0,0090	0,0353	0,0340	0,0012	0,0075	0,0144
$s(R_p)$	0,2513	0,2006	0,2792	0,2200	0,1725	0,2207	0,1370	0,1516	0,1798	0,1988
$s(\hat{\epsilon}_p)$	0,1030	0,1986	0,0367	0,1486	0,0967	0,2458	0,1278	0,2262	0,2836	0,1067
$\bar{s}_{p,t-1}(\hat{\epsilon}_t)$	0,3325	0,2432	0,2511	0,3002	0,2794	0,3390	0,1973	0,3252	0,3662	0,3092
$s(\hat{\epsilon}_p)/\bar{s}_{p,t-1}(\hat{\epsilon}_t)$	0,3097	0,8165	0,1461	0,4951	0,3460	0,7250	0,6480	0,6957	0,7743	0,3451
Período de Estimação dos Portfólios 2003 - 2007										
$\hat{\beta}_{p,t-1}$	0,0487	0,0077	0,0087	0,0185	0,0420	-0,0271	0,0576	0,0206	0,0370	0,0305
$s(\hat{\beta}_{p,t-1})$	0,0317	0,0348	0,0819	0,0306	0,0231	0,0389	0,0609	0,0318	0,0332	0,0082
$r(R_p, R_m)^2$	0,1009	0,1550	0,0035	0,1971	0,1338	0,0119	0,0052	0,0043	0,0188	0,1183
$s(R_p)$	0,8206	0,7478	1,0789	0,5835	0,8288	0,9346	0,3101	0,8202	1,2882	0,7985
$s(\hat{\epsilon}_p)$	0,1744	0,1308	0,2158	0,1191	0,1928	0,1921	0,0691	0,1421	0,1875	0,0583
$\bar{s}_{p,t-1}(\hat{\epsilon}_t)$	0,3539	0,2639	0,3663	0,2282	0,4369	0,3278	0,2028	0,3059	0,3654	0,3234
$s(\hat{\epsilon}_p)/\bar{s}_{p,t-1}(\hat{\epsilon}_t)$	0,4927	0,4956	0,5892	0,5217	0,4414	0,5861	0,3409	0,4645	0,5132	0,1803
Período de Estimação dos Portfólios 2007 - 2011										
$\hat{\beta}_{p,t-1}$	0,0454	0,0990	0,0170	0,0293	0,0888	0,0541	0,0466	0,0479	0,0970	0,0356
$s(\hat{\beta}_{p,t-1})$	0,0379	0,0363	0,1232	0,1257	0,0550	0,0609	0,0642	0,0405	0,0282	0,0846
$r(R_p, R_m)^2$	0,1002	0,1095	0,0002	0,1251	0,2330	0,0040	0,0001	0,2243	0,0026	0,1767
$s(R_p)$	0,1070	0,0862	0,1054	0,0841	0,0826	0,0712	0,2266	0,0352	0,1377	0,1098
$s(\hat{\epsilon}_p)$	0,0944	0,4323	0,1997	0,2667	0,1314	0,1273	0,0722	0,1098	0,1539	0,1774
$\bar{s}_{p,t-1}(\hat{\epsilon}_t)$	0,2528	0,4392	0,3912	0,3166	0,3656	0,2246	0,1641	0,3576	0,2866	0,2801
$s(\hat{\epsilon}_p)/\bar{s}_{p,t-1}(\hat{\epsilon}_t)$	0,3735	0,9843	0,5103	0,8425	0,3594	0,5666	0,4401	0,3071	0,5369	0,6335

Fonte: Elaboração própria (2018).

#### 4.2 Aplicação do Modelo de Dois Parâmetros ao Período de Teste

As regressões definidas na equação (7), referentes ao modelo de dois parâmetros, foram aplicadas para os portfólios existentes em cada um dos períodos de teste. O resumo dos resultados destas regressões é apresentado na tabela 3. Os principais testes ao modelo de dois parâmetros foram calculados através de quatro versões diferentes da equação de regressão do risco e retorno. O painel D é baseado na equação (7) completa, e os painéis de A a C são calculados segundo a mesma equação retirando-se uma ou mais variáveis independentes da equação. A tabela 3 mostra as médias  $\bar{\hat{\gamma}}_j$  das estimativas dos coeficientes de regressão mensais, calculados para os 4x48 modelos de regressão (4 painéis, 48 meses), o desvio padrão  $s(\hat{\gamma}_{jt})$  dessas estimativas mensais, as suas autocorrelações temporais, as estatísticas t, de acordo com a equação (8), a média  $\bar{r}^2$  e desvio-padrão  $s(r^2)$  dos coeficientes de determinação.

A hipótese levantada na condição C2 do modelo de dois parâmetros, onde não existe nenhuma medida de risco, além dos betas, que afete as expectativas do retorno, não é rejeitada pelos resultados nos painéis C e D. Os valores de  $t(\bar{\hat{\gamma}}_3)$  na tabela 3, apesar de negativos ao longo do tempo, são baixos nos primeiros dois períodos, ao contrário do período 2012–2015 em que se destacam por serem extremados, embora ainda sejam inferiores em módulo ao valor crítico 2, e por isso não se rejeita a hipótese nula do teste à condição C2.

Os resultados dos painéis B e D da tabela 3 também não rejeitam a hipótese levantada na condição C1 de que a relação entre o retorno esperado e o beta é linear. No painel B, o valor de  $t(\bar{\hat{\gamma}}_2)$  para o período 2004-2007 é de 0,6. Nos subperíodos de 4 anos,  $t(\bar{\hat{\gamma}}_2)$  para 2008-2011 é de -1,25, mas para os subperíodos de 2012-2015, os valores de  $t(\bar{\hat{\gamma}}_2)$  apresentam valores positivos de 2,75.

Para todo o período 2004-2011,  $t(\bar{\hat{\gamma}}_1)$  varia entre valores negativos e positivos de baixo valor absoluto, não rejeitando a hipótese nula do teste à condição C3, exceto nos painéis B e D para o período 2012-2015 onde os valores de  $t(\bar{\hat{\gamma}}_1)$  são positivos e superiores ao valor crítico de 2, levando à rejeição da hipótese nula, validando apenas nestes casos a existência de uma relação significativa entre risco e retorno esperado.

Tabela 3: Estatísticas resumo da aplicação do modelo de dois parâmetros – equação (7) – ao período de teste

Período	$\bar{Y}_0$	$\bar{Y}_1$	$\bar{Y}_2$	$\bar{Y}_3$	$\bar{Y}_0 - R_f$	$s(\hat{Y}_0)$	$s(\hat{Y}_1)$	$s(\hat{Y}_2)$	$s(\hat{Y}_3)$	$\rho_0(\hat{Y}_0 - R_f)$	$\rho_0(\hat{Y}_1)$	$\rho_0(\hat{Y}_2)$	$\rho_0(\hat{Y}_3)$	$t(\bar{Y}_0)$	$t(\bar{Y}_1)$	$t(\bar{Y}_2)$	$t(\bar{Y}_3)$	$t(\bar{Y}_0 - R_f)$	$r^2$	$s(r^2)$
<b>Painel A</b>																				
2004 - 2007	0,0130	-0,0574	...	...	-0,0268	0,4451	0,4977	...	...	-0,4599	-0,1494	...	...	0,2026	-0,7984	...	...	-0,4167	0,9650	0,1434
2008 - 2011	-0,0246	-0,0007	...	...	-0,0866	0,0772	0,1066	...	...	0,0924	-0,2998	...	...	-2,2083	-0,0463	...	...	-6,8713	0,9326	0,1747
2012 - 2015	-0,0149	0,0008	...	...	-0,0718	0,0726	0,0911	...	...	0,1866	0,0346	...	...	-1,4190	0,0642	...	...	-6,2858	0,9127	0,1061
<b>Painel B</b>																				
2004 - 2007	0,0141	-0,1031	0,0264	...	-0,0257	0,4655	1,1238	0,3049	...	-0,4373	0,0827	0,2201	...	0,2100	-0,6354	0,5995	...	-0,3822	0,9677	0,1360
2008 - 2011	-0,0250	0,0125	-0,0176	...	-0,0870	0,0818	0,1099	0,0976	...	0,1081	-0,2440	-0,1572	...	-2,1136	0,7907	-1,2498	...	-6,6261	0,9363	0,1742
2012 - 2015	-0,0225	0,0501	0,1008	...	-0,0794	0,0945	0,1258	0,2546	...	0,1501	0,2276	0,1934	...	-1,6507	2,7587	2,7429	...	-5,6195	0,9245	0,0938
<b>Painel C</b>																				
2004 - 2007	0,0066	0,0002	...	-0,0114	-0,0332	0,2644	0,3197	...	0,9794	0,1338	-0,1220	...	-0,2829	0,1737	0,0042	...	-0,0809	-0,8686	0,9889	0,0307
2008 - 2011	-0,0095	-0,0070	...	-0,0976	-0,0716	0,1747	0,0823	...	1,5633	-0,3441	-0,0490	...	-0,4401	-0,3787	-0,5862	...	-0,4324	-2,8034	0,9614	0,0578
2012 - 2015	0,0260	0,0246	...	-0,2763	-0,0310	0,1346	0,1204	...	1,1322	0,3862	0,2006	...	0,3419	1,3362	1,4128	...	-1,6908	-1,4634	0,9386	0,0782
<b>Painel D</b>																				
2004 - 2007	0,0195	-0,0207	0,0037	-0,0356	-0,0203	0,2917	0,9629	0,2928	1,0321	-0,0521	-0,1009	0,0414	-0,3059	0,4628	-0,1486	0,0878	-0,2390	-0,4822	0,9913	0,0237
2008 - 2011	-0,0066	0,0076	-0,0261	-0,1082	-0,0686	0,1792	0,1146	0,1046	1,5716	-0,3462	-0,2688	-0,1869	-0,4544	-0,2550	0,4607	-1,7299	-0,4768	-2,6305	0,9649	0,0562
2012 - 2015	0,0120	0,0547	0,0786	-0,2264	-0,0449	0,1299	0,1325	0,2132	1,0550	0,3437	0,1597	0,0662	0,3620	0,6421	2,8607	2,5532	-1,4870	-2,2114	0,9440	0,0739

Fonte: Elaboração própria (2018).

A estatística t para os subperíodos reflete a variabilidade substancial de mês para mês dos parâmetros das regressões de risco-retorno. Por exemplo, nas regressões de uma variável (painel A), para o período de 2012-2015, tem-se  $\widehat{\gamma}_1 = 0,0008$ , o que significa que o retorno médio por unidade de beta foi próximo de 0,08%. Apesar de ser um retorno muito reduzido, ele é, mesmo assim, superior aos retornos obtidos nos outros dois períodos, nos quais se verificaram perdas. Mesmo assim, devido à variabilidade de  $\widehat{\gamma}_1$ , neste período  $s(\widehat{\gamma}_1)$  é 9,11% por mês.

A amostra do período geral apresenta valores de  $t(\widehat{\gamma}_1)$  e  $t(\widehat{\gamma}_2)$  que apoiam a conclusão de que, em média, existe uma relação positiva, estatisticamente significativa, entre retorno e risco, pois os valores da estatística t ao longo do tempo são inferiores ao valor crítico 2, exceto no painel B e D nos anos de 2012-2015. Isto não acontece para  $t(\widehat{\gamma}_3)$ , que apresenta um valor negativo ao longo da análise. O comportamento ao longo do tempo de  $\widehat{\gamma}_{1t}$ ,  $\widehat{\gamma}_{2t}$  e  $\widehat{\gamma}_{3t}$  também é consistente com a hipótese de que o mercado de capitais é eficiente. As correlações em série  $\rho_0(\widehat{\gamma}_1)$ ,  $\rho_0(\widehat{\gamma}_2)$  e  $\rho_0(\widehat{\gamma}_3)$  são sempre reduzidas em termos de poder explicativo e geralmente baixas em termos de significância estatística. Os coeficientes de determinação dos modelos obtidos foram, geralmente, bastante elevados e de baixo desvio padrão.

Em suma, não se pode rejeitar a hipótese de que o preço dos títulos está em linha com as implicações do modelo de dois parâmetros para os retornos esperados. E dado que este é um modelo de valorização dos dois parâmetros, o comportamento dos retornos ao longo do tempo é consistente com um mercado de capitais eficiente.

### 4.3 O Comportamento do Mercado

Se o modelo de dois parâmetros for válido, então é porque se cumprem as condições de *fair game*, em que  $E(\widetilde{\gamma}_{0t}) = E(\widetilde{R}_{0t})$ , onde  $\widetilde{R}_t$  é o retorno esperado de qualquer título ou carteira de beta zero. Da mesma forma, o prémio de risco esperado por unidade de beta é  $E(\widetilde{\gamma}_{1t}) = E(\widetilde{R}_{mt}) - E(\widetilde{R}_{0t})$ . De facto, considerando o painel A dado por:

$$R_{pt} = \widehat{\gamma}_{0t} + \widehat{\gamma}_{1t}\widehat{\beta}_p + \widehat{\mu}_{pt} \quad (10)$$

e fazendo a média ao longo de  $p$ , considerando o pressuposto do método dos mínimos quadrados - em que a média dos erros é nula - tem-se, período a período:

$$\hat{\gamma}_{1t} = R_{mt} - \hat{\gamma}_{0t} \quad (11)$$

Além disso, o coeficiente  $\hat{\gamma}_{0t}$  pode ser interpretado como o retorno no mês  $t$  de uma carteira de beta nulo. Assim, pretende-se testar se  $E(\tilde{\gamma}_{0t}) = E(\tilde{R}_{0t}) = R_{ft}$  e  $E(\tilde{\gamma}_{1t}) = E(\tilde{R}_{mt}) - E(\tilde{R}_{0t}) = E(\tilde{R}_{mt}) - R_{ft}$ .

Na tabela 4 são apresentadas estatísticas para análise do comportamento do mercado. Nas primeiras colunas encontram-se a média amostral dos valores mensais do retorno de mercado  $\bar{R}_m$ , a média da taxa isenta de risco  $\bar{R}_f$  (considerou-se o retorno mensal dos Bilhetes do Tesouro), a média da diferença  $\overline{R_m - R_f}$ , e a média dos coeficientes  $\bar{\gamma}_0$  e  $\bar{\gamma}_1$  da equação de regressão (11). Nas colunas seguintes surgem os desvios padrão do retorno de mercado  $s(R_m)$ , da taxa isenta de risco  $s(R_f)$  e dos coeficientes  $s(\hat{\gamma}_0)$  das regressões, seguidos dos quocientes  $\frac{\bar{\gamma}_1}{s(R_m)}$  e  $\frac{\overline{R_m - R_f}}{s(R_m)}$ . Na parte inferior da tabela encontram-se colunas para as correlações em série de primeira ordem relativas aos mesmos parâmetros e para as estatísticas  $t$  calculadas pela equação (8).

**Tabela 4: Comportamento do mercado**

Período	$\bar{R}_m$	$\bar{R}_f$	$\overline{R_m - R_f}$	$\bar{\gamma}_0$	$\bar{\gamma}_1$	$s(R_m)$	$s(R_f)$	$s(\hat{\gamma}_0)$	$\frac{\bar{\gamma}_1}{s(R_m)}$	$\frac{\overline{R_m - R_f}}{s(R_m)}$
2004 – 2007	0,3623	0,0398	0,3053	0,4451	0,4977	0,4951	0,0042	0,4451	1,0052	0,6167
2008 – 2011	0,1871	0,0620	0,1251	0,0772	0,1066	0,3959	0,0281	0,0772	0,2694	0,3160
2012 – 2015	0,2121	0,0569	0,1552	0,0726	0,0911	0,4379	0,0341	0,0726	0,2081	0,3545
Período	$\rho_M(R_m)$	$\rho_M(R_f)$	$\rho_M(R_m - R_f)$	$\rho_M(\hat{\gamma}_0)$	$\rho_M(\hat{\gamma}_1)$	$t(\bar{R}_m)$	$t(\bar{\gamma}_0)$	$t(\bar{\gamma}_1)$	$t(\overline{R_m - R_f})$	
2004 – 2007	0,0984	0,9299	0,0989	-0,4594	-0,1494	5,0691	0,2026	-0,7984	4,5107	
2008 – 2011	0,2000	0,9761	0,2074	-0,1323	-0,2998	3,2748	-2,2083	-0,0463	2,1728	
2012 – 2015	-0,2620	0,9804	-0,2337	0,1451	0,0346	3,3567	-1,4190	0,0642	2,4117	

Fonte: Elaboração própria (2018).

Para os três períodos da análise, identificados na tabela 4, realça-se a proximidade entre os valores de  $\bar{\gamma}_1$  e de  $\overline{R_m - R_f}$ , ao contrário dos respetivos valores da estatística  $t$  que divergem. A constante escolha entre o aumento do risco em troca de maior retorno

persiste, principalmente nas ações de curto prazo. As diferenças  $\overline{R_m - R_f}$  são estatisticamente significativas, pois os valores do teste t são em módulo superiores a 2. No caso de  $\hat{\gamma}_1$  são em módulo inferiores a 2, pelo que não se rejeita a hipótese nula (os coeficientes  $\hat{\gamma}_1$  da regressão serem nulos ou não significativamente diferentes de zero). Deste modo, é necessário testar as hipóteses onde  $E(\tilde{\gamma}_{0t}) = R_{ft}$ , levando a uma análise pormenorizada do processo estocástico dos retornos mensais. Apesar disso, observa-se que no período 2004–2007, período antes da crise do *subprime*, a diferença é maior do que nos períodos à posteriori, entre 2008–2015 (período de crise e pós crise).

Na tabela 4, dividindo  $\overline{R_m - R_f}$  e  $\hat{\gamma}_1$  por  $s(R_m)$  parece produzir-se prémios de risco estimados que são mais constantes ao longo do tempo. Isso resulta do fato de qualquer declínio em  $\overline{R_m - R_f}$  ou  $\hat{\gamma}_1$  ser acompanhado por um deslocamento negativo bastante perceptível no  $s(R_m)$  do primeiro para o segundo período, mas do segundo para o terceiro período já se verifica um ligeiro aumento, altura em que os mercados começavam a melhorar.

Ao tomar a decisão da carteira, o investidor está mais preocupado com o retorno esperado e com a sua dispersão, isto é, na inclinação do conjunto eficiente de carteiras. Tal como referido anteriormente, a eficiência de mercado decresceu do período 2004–2007 para o período de 2008–2011, mas no período seguinte 2012–2015 aumentou.

#### 4.4 Erros e Verdadeira Variação no Coeficiente $\hat{\gamma}_{jt}$

Para perceber se as variações dos coeficientes  $\hat{\gamma}_{jt}$  se devem a variações na componente de erro de estimação  $\tilde{\theta}_{jt}$  e à variação da  $R_{ft}$ , calculou-se a estatística F de acordo com a equação (9) para testar a hipótese nula  $s^2(\hat{\gamma}_j) = \overline{s^2(\tilde{\theta}_j)}$ . Os valores críticos de F Snedecor para referência encontram-se na tabela 5:

**Tabela 5: Estatística F**

	k	n	Graus de Liberdade1 = n-1	Graus de Liberdade2 = n*(10-k)	F(0.95)
<b>Painel A</b>	2	48	47	384	1,3951
<b>Painel B e C</b>	3	48	47	336	1,3998
<b>Painel D</b>	4	48	47	288	1,4061

Fonte: Elaboração própria (2018).

Os valores críticos da estatística F (Tabela 5) são próximos de 1,4 para uma significância de 0,95, indicando que valores de F superiores a 1,4 são considerados elevados e levam a rejeitar-se a hipótese nula, enquanto que para valores inferiores a 1,4 não se rejeita a hipótese nula.

A tabela 6 apresenta a variância amostral  $s^2(\hat{\gamma}_j)$  dos coeficientes  $\hat{\gamma}_{jt}$ , a média  $\overline{s^2(\tilde{\theta}_j)}$  dos quadrados dos erros padrão de  $\hat{\gamma}_{jt}$  e a estatística F. A variância  $s^2(\tilde{\gamma}_j)$  é a diferença das variâncias nas duas componentes (duas colunas seguintes).

Tabela 6: Componentes da variância dos coeficientes  $\hat{\gamma}_{jt}$

Período	$s^2(\hat{\gamma}_0)$	$s^2(\hat{\gamma}_0)$	$\overline{s^2(\hat{\theta}_0)}$	F	$s^2(\hat{\gamma}_1)$	$s^2(\hat{\gamma}_1)$	$\overline{s^2(\hat{\theta}_1)}$	F	$s^2(\hat{\gamma}_2)$	$s^2(\hat{\gamma}_2)$	$\overline{s^2(\hat{\theta}_2)}$	F	$s^2(\hat{\gamma}_3)$	$s^2(\hat{\gamma}_3)$	$\overline{s^2(\hat{\theta}_3)}$	F
Painel A																
2004 - 2007	0,1857	0,1981	0,0124	15,9907	0,0220	0,2477	0,2257	1,0974	...	...	...	...	...	...	...	...
2008 - 2011	0,0040	0,0060	0,0020	3,0499	-0,0028	0,0114	0,0142	0,8027	...	...	...	...	...	...	...	...
2012 - 2015	0,0035	0,0053	0,0018	2,8947	-0,0076	0,0083	0,0159	0,5230	...	...	...	...	...	...	...	...
Painel B																
2004 - 2007	0,1991	0,2167	0,0176	12,2908	0,1805	1,2629	1,0824	1,1667	-0,0644	0,0930	0,1574	0,5908	...	...	...	...
2008 - 2011	0,0044	0,0067	0,0023	2,8973	-0,0190	0,0121	0,0311	0,3883	-0,0293	0,0095	0,0388	0,2454	...	...	...	...
2012 - 2015	0,0064	0,0089	0,0025	3,5839	-0,0285	0,0158	0,0444	0,3566	-0,0276	0,0648	0,0925	0,7011	...	...	...	...
Painel C																
2004 - 2007	0,0421	0,0699	0,0278	2,5171	0,0157	0,1022	0,0865	1,1812	...	...	...	...	0,8557	0,9592	0,1035	9,2646
2008 - 2011	0,0222	0,0305	0,0084	3,6492	-0,0037	0,0068	0,0105	0,6453	...	...	...	...	2,0894	2,4439	0,3545	6,8948
2012 - 2015	0,0049	0,0181	0,0132	1,3704	-0,0083	0,0145	0,0228	0,6365	...	...	...	...	0,8754	1,2818	0,4064	3,1538
Painel D																
2004 - 2007	0,0493	0,0851	0,0358	2,3773	0,5117	0,9272	0,4155	2,2316	0,0345	0,0857	0,0513	1,6721	0,9475	1,0653	0,1178	9,0424
2008 - 2011	0,0209	0,0321	0,0112	2,8678	-0,0057	0,0131	0,0189	0,6963	-0,0105	0,0109	0,0215	0,5095	2,0302	2,4700	0,4397	5,6171
2012 - 2015	-0,0014	0,0169	0,0183	0,9218	-0,0276	0,0176	0,0451	0,3889	-0,0516	0,0455	0,0970	0,4685	0,6234	1,1131	0,4898	2,2728

Fonte: Elaboração própria (2018).

Um resultado bem definido na tabela 6 é que há um declínio substancial na fiabilidade dos coeficientes de  $\hat{\gamma}_{0j}$  e  $\hat{\gamma}_{1j}$ , ou seja, um aumento substancial no  $\overline{s^2(\hat{\theta}_0)}$  e  $\overline{s^2(\hat{\theta}_1)}$  quando  $\hat{\beta}_p^2$  e/ou  $\bar{s}_p(\hat{e}_j)$  estão incluídos na regressão de retorno e risco. A variável  $\hat{\beta}_p^2$  é colinear com  $\hat{\beta}_p$  e, como pode ser visto a partir da tabela 2,  $\bar{s}_p(\hat{e}_j)$  aumenta com  $\hat{\beta}_p$ . A partir dos painéis B e C da tabela 6, a colinearidade com  $\hat{\beta}_p$  é mais forte para  $\hat{\beta}_p^2$  do que para  $\bar{s}_p(\hat{e}_j)$ .

Os valores F de  $\hat{\gamma}_1$  e  $\hat{\gamma}_2$  são baixos em todos os painéis, pelo que não se rejeita a hipótese nula. No entanto, a estatística F de  $\hat{\gamma}_3$  é sempre superior ao valor de referência, o que indica rejeição da hipótese nula, concluindo que  $s^2(\hat{\gamma}_{jt})$  é significativamente diferente de  $s^2(\tilde{\theta}_{jt})$ . A estatística F para  $\hat{\gamma}_0$  tem momentos em que é superior a 1,4, nomeadamente nos painéis A e B e nos painéis C e D no período de 2004-2011, nos restantes momentos do tempo não se rejeita a hipótese nula.

A estatística F para  $\hat{\gamma}_{1t} = \tilde{\gamma}_{1t} + \tilde{\theta}_{1t}$  teve uma variação substancial ao longo do tempo. No entanto,  $\hat{\gamma}_{1t}$  é sempre diretamente relacionada com  $\tilde{R}_{mt}$ , como por exemplo no painel A, em que a estatística F é inferior a 1,4, podendo ser explicado por variações no  $R_{ft}$ .

A rejeição da hipótese de que  $\tilde{\gamma}_{0t} - R_{ft} = 0$  não implica a rejeição da hipótese S-L (Sharpe–Lintner), em que  $E(\tilde{\gamma}_{0t}) = R_{ft}$ , da mesma forma que ao descobrir que mês a mês  $\tilde{\gamma}_{2t} \neq 0$  e  $\tilde{\gamma}_{3t} \neq 0$  não implica a rejeição das condições C1 e C2 do modelo de dois parâmetros. Estas hipóteses são incapazes de ser rejeitadas a partir dos resultados da Tabela 3, e dizem que  $E(\tilde{\gamma}_{2t}) = 0$  e  $E(\tilde{\gamma}_{3t}) = 0$ .

Pode-se depreender da tabela 6 a existência de variáveis adicionais para  $\hat{\beta}_p$ , que afetam sistematicamente os retornos de período a período. Algumas dessas variáveis omitidas estão aparentemente relacionadas com  $\hat{\beta}_p^2$  e com  $\bar{s}_p(\hat{e}_j)$ , existindo a possibilidade de serem explicadas através de uma *proxy*, já que não há justificação económica para a sua presença no modelo estocástico de risco-retorno.

## 5 Conclusão

O presente estudo teve como objetivo primordial a análise do mercado financeiro português através da metodologia apresentada. Destaca-se a avaliação da eficiência do mercado como resposta à dúvida que prevalece nos investidores. Aquando do investimento, nenhum investidor espera perder o capital investido, no entanto, existem aqueles que não se importam de incorrer em maiores riscos, em busca de uma satisfação superior em caso de ganhos, mesmo sabendo que a probabilidade de perda seja maior. Os resultados obtidos e apresentados são divergentes com os de Fama & Macbeth (1973). No entanto, são convergentes com os resultados apresentados por outros autores, como é o caso de Morais (1997) e Matos (2006) que replicaram o mesmo estudo para a BOVESPA.

Apesar da convergência com esses resultados, há que realçar que Matos (2006) apenas recorreu a Fama & Macbeth (1973) para estudar a relação entre o risco residual, o retorno e o mercado. O presente trabalho ainda identifica que não existe relação entre as três variáveis, uma vez que não foi aceite nenhuma das três condições.

Para o PSI Geral, a aplicabilidade do modelo de dois parâmetros não é possível, nem viável, tendo em consideração que a carteira de mercado é eficiente. Na análise comprovou-se a inexistência de uma carteira de mercado eficiente, onde se rejeita a hipótese do retorno das ações refletir as tentativas dos investidores avessos ao risco em manter a eficiência.

Além disso, não existe uma relação positiva entre o retorno e o risco esperado, ou seja, não há equilíbrio nem eficiência. Este resultado está em linha com a evidência de anomalia entre retorno e risco identificada por Vieira & Figueiredo (2017) no mercado português. Assim, rejeita-se a hipótese de que, na tomada de decisão de uma carteira, o investidor deve ter em consideração que a relação entre o risco e o retorno esperado não é linear, como sugere o modelo de dois parâmetros. Esta condição invalida a hipótese 1 da linearidade,  $E(\tilde{\gamma}_{2t}) = 0$ .

A hipótese 2 é identificada como a ausência de efeitos sistemáticos do beta zero de Black (1972),  $E(\tilde{\gamma}_{3t}) = 0$ . Igualmente, rejeitou-se a hipótese do modelo de dois parâmetros em que nenhuma medida de risco, além do risco da carteira, afeta sistematicamente os retornos médios.

As propriedades do *fair game* são observadas através dos coeficientes e dos resíduos da regressão de risco e retorno, e são consistentes com um mercado de capitais ineficiente, tal como o apresentado anteriormente, isto é, um mercado onde os preços dos títulos não refletem plenamente a informação disponível. Desta forma a hipótese 3 é inválida, uma vez que o risco e o retorno esperado não são positivamente correlacionados:  $E(\tilde{\gamma}_{3t}) > 0$ . Como trabalho futuro seria interessante a execução da mesma análise para um período de tempo mais alargado, visto que o PSI Geral foi criado a 1 de janeiro de 1993 e, por isso mesmo, a amostra atual ainda é reduzida. Para além disso, seria interessante a avaliação de diversos mercados de capitais internacionais pelo mesmo método, ou eventualmente, replicar este estudo nos mercados emergentes.

### Referências Bibliográficas

- Black, F. (1972). Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing. *The Journal of Business*, 45, 444 - 455.
- Black, F., Jensen, M., & Scholes, M. (1972). *The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Results*. Nova Iorque: Praeger.
- Brealey, R., Myers, S., & Allen, F. (2013). *Principles of Corporate Finance* (9<sup>a</sup> ed.). Nova Iorque: Mcgraw-Hill.
- Chunhachinda, A., Dandapani, K., Hamid, S., & Prakash, A. (1997). Portfolio Selection and skewness: evidence from international stock markets. *Journal of Banking and Finance*, 21, 143 - 167.
- Elton, E., & Gruber, M. (1995). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis* (5<sup>a</sup> ed.). Nova Iorque: John Wiley & Sons, Inc.
- Fama, E. (1965). The Behavior of Stock-Market Prices. *The Journal of Business*, 38, 34 - 105.
- Fama, E. (1968). Risk, Return and Equilibrium: Some Clarifying Comments. *The Journal of Finance*, 23, 29 - 40.
- Fama, E. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25, 383 - 417.
- Fama, E. (1976). Efficient Capital Markets: Reply. *The Journal of Finance*, 31, 143 - 145.
- Fama, E. (1991). Efficient Capital II. *The Journal of Finance*, 5, 1575 - 1617.
- Fama, E., & Blacemore, H. (1968). Dividen Policy: An Empirical Analysis. *Journal of the American Statistical Association*, 63, 1132 - 1161.
- Fama, E., & French, K. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, 47, 427 - 465.
- Fama, E., & French, K. (2004). The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. *Journal of Economic Perspectives*, 18, 25 - 46.
- Fama, E., & Macbeth, J. (1973). Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *The Journal of Political Economy*, 81, 607 - 636.
- French, C. (2003). The Treynor Capital Asset Pricing Model. *Journal of Investment Management*, 1, 60 - 72.
- Friend, I., & Blume, M. (1970). Measurement of Portfolio Performance Under Uncertainty. *American Economic Review*, 60, 561 - 575.

- Grossman, S., & Stiglitz, J. (1980). On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *The American Economic Review*, 70, 393 - 408.
- Henry, Ó. (2002). Long memory in stock returns: some international evidence. *Applied Financial Economics*, 12, 725 - 729.
- Jensen, M. (1968). The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964. *The Journal of Finance*, 23, 389 - 416.
- Keim, D. (1983). Size-related anomalies and stock return seasonality. *Journal of Financial*, 12, 13 - 32.
- Kendall, M., & Hill, B. (1953). The Analysis of Economic Time Series, Part I: Prices. *Journal of the Royal Statistical Society*, 116, 11 - 34.
- Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R. (1994). Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk. *The Journal of Finance*, 49, 1541 - 1578.
- Lakonishok, J., & Smidt, S. (1988). Are seasonal anomalies real?: A ninety year perspective. *Review of Financial Studies*, 1, 435 - 455.
- Lintner, J. (1965). Security, Risk, and Maximal Gains from Diversification. *The Journal of Finance*, 20, 587 - 615.
- Luce, F., & Jr., J. (1979). O Modelo de Formação de Preços de Ativos - (capital Asset Pricing Model) Teoria e Evidência. *Revista de Administração de Empresas*, 19, 31 - 38.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7, 77 - 91.
- Markowitz, H. (1959). *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*. Nova Iorque: John Wiley & Sons, Inc.
- Matos, F. (2006). Evidência empírica do modelo CAPM para o Brasil. Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza.
- Morais, R. (1997). Testes de validade do Capital Asset Pricing Model no Mercado Acionário de São Paulo. Dissertação, EAESP/FGV, São Paulo.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *The Econometric Society*, 34, 768 - 783.
- Neto, A. (2011). *Mercado Financeiro* (10ª ed.). São Paulo: Atlas.
- Roll, R. (1977). A critique of the Asset Pricing Theory's Tests. *Journal of Financial Economics*, 4, 129 - 176.

- Securato, J. (1997). O Modelo de Markowitz na administração de carteiras. *Revista Brasileira de Mercado de Capitais*, 64, 17 - 20.
- Sharpe, W. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19, 425 - 442.
- Sharpe, W. (1972). Simple Strategies for Portfolio Diversification: Comment. *The Journal of Finance*, 27, 127 - 129.
- Strong, R. (2007). *Practical Investment Management* (4<sup>a</sup> ed.). Boston: South-Western College Pub.
- Sylvain, S. (2013). Fama-MacBeth 1973: Replication and Extension. Graduate School of Economics, University of Chicago, Chicago.
- Tobin, J. (1958). Liquidity Preference as Behavior Towards Risk. *The Review of Economic Studies*, 25, 65 - 86.
- Treynor, J. (1961). Market value, Time, and Risk. Unpublished manuscript.
- Vieira, E. & Figueiredo, N. (2017). Anomalia entre risco e rentabilidade: Evidência no Mercado Português. XVI Congresso Internacional de Contabilidade e Auditoria, 12-13/10/2017. Universidade de Aveiro. ISBN:978-989-98660-8-9

**How to cite this article:**

Sampaio, F., Lopes, I., & Gomes, L. (2018). Risco, Retorno e Equilíbrio na Bolsa de Valores Portuguesa. *Portuguese Journal of Finance, Management and Accounting*. 4 (8), 69-100. Disponível em <http://u3isjournal.isvoug.pt/index.php/PJFMA>