

INSTITUTO POLITÉCNICO DE LISBOA
INSTITUTO SUPERIOR DE CONTABILIDADE
E ADMINISTRAÇÃO DE LISBOA



ISCAL

Eficiência nos mercados de capitais: forma fraca - PSI20

Domingos Custódio Cristóvão

Lisboa, Julho - 2012

INSTITUTO POLITÉCNICO DE LISBOA
INSTITUTO SUPERIOR DE CONTABILIDADE E
ADMINISTRAÇÃO DE LISBOA

Eficiência nos mercados de capitais: forma fraca - PSI20

Domingos Custódio Cristóvão

Dissertação submetida ao Instituto Superior de Contabilidade e Administração de Lisboa para cumprimento dos requisitos necessários à obtenção do grau de Mestre em Contabilidade e Gestão das Instituições Financeiras, realizada sob a orientação científica de Maria Carlos da Paixão Sequeira de Mourato Annes, professora adjunta na área científica de finanças e economia.

Constituição do Júri:

Presidente: Mestre Carlos Alberto Cabrito Caldeira

Arguente: Mestre Hélio Miguel Gomes Marques

Vogal: Mestre Maria Carlos da Paixão Sequeira de Mourato Annes

Lisboa, Julho - 2012

Declaro ser o autor desta dissertação, que constitui um trabalho original e inédito, que nunca foi submetido (no seu todo ou qualquer das suas partes) a outra instituição de ensino superior para obtenção de um grau académico ou outra habilitação. Atesto ainda que todas as citações estão devidamente identificadas.

Mais acrescento que tenho consciência de que o plágio – a utilização de elementos alheios sem referência ao seu autor – constitui uma grave falta de ética, que poderá resultar na anulação da presente dissertação.

Dedico o presente trabalho aos meus filhos.

Agradecimentos

Os que nos querem mal, festejam quando caímos!

Os que nos querem bem, festejam quando nos levantamos!

Uns e outros, embora por motivos diferentes, incentivaram-me: **obrigado a todos!**

Resumo

Este trabalho é constituído por uma curta referência aos pilares estruturantes da moderna teoria das finanças, edificada a partir dos anos 50 do século XX: *Valuation Theory*, *Portfolio Theory*, modelos de avaliação de ativos financeiros como o *Capital Asset Pricing Model* e outros, *Efficient Market Hypothesis* e *Option Pricing Theory*. Tendo como tema central a eficiência do mercado de capitais português, na forma fraca, incide na teoria de Fama (1970) segundo a qual, em qualquer altura, o preço dos ativos financeiros reflete toda a informação respeitante aos mesmos e desse modo, em mercados eficientes, são aleatórios e, portanto, imprevisíveis.

A aleatoriedade que caracteriza o comportamento dos preços conduz ao designado passeio aleatório e, conseqüentemente, ao insucesso de estratégias de negociação desenhadas para “bater o mercado” de forma consistente. Mas, no mundo real, existem argumentos contra a teoria da eficiência de Fama, dado que a análise empírica constata a existência de efeitos anómalos, consubstanciados em padrões que se repetem e, conseqüentemente, derrogam a hipótese do comportamento aleatório.

Deste modo, prosseguimos e concluimos o trabalho, procurando, com recurso a modelos econométricos e um conjunto de testes estatísticos, relações estruturais nas variações sucessivas dos preços (no caso concreto, traduzidas nas rentabilidades diárias) que, na forma de dependência linear ou de dependência não linear aditiva, pudessem contribuir para a previsibilidade dos preços. Adicionalmente, porque de acordo com Fama (1991), também, constitui parte dos testes à eficiência na forma fraca, indagámos a possível presença do efeito dia-da-semana.

Palavras-chave: Finanças, eficiência, mercados, passeio aleatório, forma fraca, dependência não linear, rentabilidades diárias.

Abstract

This work consists on a short reference to the foundations which structure the modern finances theory, built since the 50's of the previous century, *Valuation Theory*, *Portfolio Theory*, which are the base references of financial active evaluation, such as *Capital Asset Pricing Model*, among others, as well as *Efficient Market Hypothesis* e *Option Pricing Theory*. Being the Portuguese stock market efficiency, in its weak form, the main theme of this work, it focuses on the theory of Fama (1970) which refers that the security prices reflects, anytime and in efficient markets, every piece of information on the same issue, therefore, unpredictable.

Being prices behaviour characteristically random, it takes to what is called “random walk”, therefore the strategies of negotiation to “beat the market” are inefficient. Yet, in the real world, there are arguments against Fama's efficiency theory, in the way that the empirical analysis asserts the existence of odd effects, based on repetitive patterns, which questions the random behaviour.

In this way, the objective of this work is to achieve a forecast of prices predictability, using economical patterns and a set of statistic tests, structural relations in prices variations, such as in those of daily profitability, either in a linear or non-linear amend dependability. In addition, it was questioned the possible existence of the day-of-the-week effect since, according to Fama (1991), this makes part of the set of tests, already referred, which also tests the weak form efficiency.

Key words: Finances, efficiency, markets, random walk, weak form, non-linear dependency, daily profitability

Índice

Índice de Quadros	xi
Índice de Tabelas	xii
Acrónimos	xiii
1. INTRODUÇÃO	1
1.1. Justificação do tema	2
1.2. A hipótese de partida e a problemática	3
1.3. Os objetivos	5
1.4. Metodologia	5
1.5. Estrutura do relatório	6
2. REVISÃO DA LITERATURA	7
2.1. Passeio no tempo	7
2.1.1. O modelo do passeio aleatório (<i>Random Walk</i>)	14
2.1.1.1 Suporte matemático do modelo do passeio aleatório	15
2.1.2. O modelo <i>fair game</i>	16
2.1.3. O modelo <i>martingale</i>	17
2.1.4. Modelo <i>submartingale</i>	18
2.2. <i>Capital Asset Pricing Model (CAPM)</i>	19
2.2.1. Pressupostos do modelo	20
2.2.2. O significado do β	24
2.2.3. Diferença entre CML e SML	25
2.2.4. Abandonar pressupostos	26
2.2.4.1 O pressuposto da homogeneidade de expectativas	26
2.2.4.2 O problema da liquidez	27
2.3. Finanças Comportamentais (<i>Behavioural Finance</i>)	27
2.4. A hipótese de eficiência nos mercados de capitais	29
2.4.1. Teste às hipóteses de eficiência do mercado	30
2.4.1.1. Teste às hipóteses de eficiência na forma fraca	31
2.4.1.2. Teste às hipóteses de eficiência na forma semiforte	32
2.4.1.3. Teste às hipóteses de eficiência na forma forte	32
2.4.2. A formação dos preços num mercado eficiente	33
2.4.3. Expectativas racionais, comportamento racional e expectativas homogéneas.....	34
2.4.4. A informação	35
2.5. Anomalias nos mercados de capitais	36
2.5.1. Anomalias de calendário	37
2.5.1.1. Efeito dia-da-semana (<i>day-of-the-week effect</i>)	37

2.5.1.2. Efeito janeiro (<i>The January Effect</i>).....	40
2.5.1.3. Efeito fim vs início do mês (<i>Turn of the month effect</i>)	42
2.5.1.4. Efeito feriado (<i>holiday effect</i>)	42
3. SUPORTE ESTATÍSTICO E ECONOMÉTRICO	44
3.1. Como calcular retornos?	44
3.2. Devemos estudar os preços ou os retornos?	44
3.3. Retornos e volatilidades anualizados	45
3.4. Regularidades estatísticas	45
3.5. Testes estatísticos	46
3.6. Os modelos ARCH/GARCH/EGARCH	51
3.6.1. Modelo-base ARCH	51
3.6.2. Modelo GARCH	52
3.6.3. Modelo EGARCH (<i>Exponencial GARCH</i>)	53
4. Dados e análise de dados	54
4.1. Período da amostra	54
4.2. Teste à eficiência na forma fraca	54
4.2.1. Metodologia	55
4.2.2. Resultados empíricos	56
4.3. Efeito dia-da-semana no PSI20.....	67
4.3.1. Metodologia	68
4.3.2. Estimativas do modelo e resultados empíricos	70
5. Reflexões e conclusão	76
Referências Bibliográficas	78

Índice de Quadros

Quadro 4.1 Evolução do PSI20 no período de 2-1-1996 a 22-5-2012.....	56
Quadro 4.2 Estatísticas descritivas da amostra.....	56
Quadro 4.3 Nível de ajustamento da distribuição empírica à distribuição normal aleatória	57
Quadro 4.4 Gráficos dos níveis de ajustamento das distribuições.....	57
Quadro 4.5 Testes de ajustamento à normalidade	58
Quadro 4.6 Correlograma da série de rentabilidades.....	58
Quadro 4.7 Teste de sequências.....	59
Quadro 4.8 Teste Box-Pierce.....	59
Quadro 4.9 Estatística do teste McLeod-Li	60
Quadro 4.10 Correlograma da série de resíduos ao quadrado	60
Quadro 4.11 Resultados do teste Hsieh aplicado aos resíduos filtrados de relações lineares....	61
Quadro 4.12 Teste efeito ARCH.....	61
Quadro 4.13 Autocorrelação parcial dos resíduos ao quadrado.....	62
Quadro 4.14 Coeficientes estimados no modelo GARCH(1,1)	62
Quadro 4.15 Teste McLeod-Li ($Q^2(20)$).....	62
Quadro 4.16 Estatísticas e histograma dos resíduos da regressão do modelo GARCH(1,1).....	63
Quadro 4.17 GARCH(1,1) - Dist.: Normal, t-Student e GED	63
Quadro 4.18 Comparação entre os modelos GARCH e EGARCH com diferentes distribuições	64
Quadro 4.19 Cálculo de coeficientes - modelo EGARCH(1,1,1)	65
Quadro 4.20 Correlograma do quadrado dos resíduos estandardizados: modelo GARCH(1,1).	65
Quadro 4.21 Medidas de estatística descritiva e histogramas.....	70

Índice de Tabelas

Tabela 2.1 Síntese dos principais trabalhos sobre o efeito dia-da-semana.....	39
Tabela 2.2 Síntese das conclusões dos trabalhos apresentados na tabela 2.1.....	40
Tabela 2.3 Síntese dos principais trabalhos sobre o efeito.....	41
Tabela 2.4 Conclusões dos trabalhos referidos na tabela 2.3.....	41
Tabela 4.1 Teste BDS	59
Tabela 4.2 Subperíodos da amostra.....	70
Tabela 4.3 Rentabilidades diárias.....	71
Tabela 4.4 Teste à hipóteses da igualdade das taxas normais	72
Tabela 4.5 Teste da normalidade, heteroscedasticidade e autocorrelação dos resíduos.....	73
Tabela 4.6 Rentabilidades puras.....	73
Tabela 4.7 Teste da normalidade, heteroscedasticidade e autocorrelação dos resíduos.....	74
Tabela 4.8 Teste à hipóteses da igualdade das taxas puras	74
Tabela 4.9 Taxas de retabilidade normais e puras do período de 2003 a 2007.....	75

Acrónimos

AMEX	<i>American Stock Exchange</i>
APT	<i>Arbitrage Pricing Theory</i>
ARCH	<i>Autoregressive Conditional Heteroscedasticity</i>
CAPM	<i>Capital Asset Pricing Model</i>
DJIA	<i>Dow Jones Industrial Average</i>
EMH	<i>Efficient Market Hypothesis</i>
FC	<i>Finanças Comportamentais</i>
GARCH	<i>Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity</i>
MM	<i>Modigliani e Miller</i>
MTF	<i>Moderna Teoria das Finanças</i>
NASDAQ	<i>North American Securities Dealers Automated Quotation System</i>
NYSE	<i>New York Stock Exchange</i>
PT	<i>Portfolio Theory</i>

1. INTRODUÇÃO

Compete aos mercados financeiros transferir recursos entre agentes económicos. Certos agentes detêm excessos, as suas poupanças, e outros são deficitários e, quer numa perspectiva de consumo, quer de investimento, são potenciais tomadores de recursos financeiros dos agentes excedentários.

Saber como os mercados são capazes de processar essa transferência, equivale a avaliar o processo de a fazer e, para o efeito, precisamos de termos de referência ou padrão que por alinhamento com a realidade nos dê um grau de realização.

Na teoria do equilíbrio da escola neoclássica do pensamento económico encontramos um padrão, concretizado no conceito de eficiência. A lei da eficiência de Pareto, encerra outro conceito, “o ótimo de Pareto” que ocorrerá quando existir uma dada situação (S) onde ao se sair dela, para que “um ganhe”, necessariamente, pelo menos “um perde”.

Assim, um sistema é Pareto eficiente se não houver maneira de melhorar o bem estar de qualquer individuo sem que qualquer outro fique numa situação pior. Analogamente, numa economia, a afetação de recursos ao sistema produção é considerada eficiente se não for possível produzir mais de qualquer bem ou serviço sem reduzir a produção de qualquer outro.

Mas, o que é, então, a eficiência em finanças? Segundo Ross (1987), um mercado de capitais é eficiente, do ponto de vista da informação, se ele utiliza todas as informações disponíveis na determinação dos preços dos ativos financeiros, nele, transacionados. Por outro lado, para Copeland, Weston e Shastri (2005: 353),

«... a market is said to be allocationally efficient when prices are determined in a way that equates the marginal rates of return (adjusted for risk) for all producers and savers. In an allocationally efficient market, scarce savings are optimally allocated to productive investments in a way that benefits everyone.»¹.

Stiglitz (1981) distingue a eficiência no mercado de capitais da eficiência em economia. No mercado de capitais, refere-se à forma através da qual o mercado incorpora determinado conjunto de informação. Em economia, refere-se à forma ótima de afetação

¹ «Tradução livre do autor: ... um mercado é alocaionalmente eficiente quando os preços são determinados de modo a igualar as taxas marginais de retorno (ajustado ao risco) para todos os produtores e poupadores. Num mercado alocaionalmente eficiente, as economias escassas são perfeitamente destinadas a investimentos produtivos de uma forma que beneficia todos.».

de recursos que é eficiente no sentido de Pareto se não existir qualquer outra alternativa de melhorar o desempenho.

No mercado de capitais, o conceito *lato sensu* abrange três dimensões: (1) a eficiência operacional que incide sobre as características da microestrutura dos mercados e neste contexto, incluímos matéria sobre custos de transação, regulação e mecanismos formais; (2) eficiência quanto à afetação de capitais onde o mercado é eficiente se canalizar os recursos para os investimentos mais produtivos e (3) eficiência quanto à forma e quanto à rapidez com que o mercado processa nova informação e a incorpora nos respectivos preços. Nesta dimensão, por sua vez, podemos debater a forma como a informação é percebida ou entendida e cumulativamente a relevância ou importância que a mesma pode ter num processo de decisão.

1.1. Justificação do tema

A maior ou menor eficiência de um mercado de capitais parece ter alguma dependência direta com a dinâmica do mesmo, i.e., um mercado onde se transaciona ativamente, tende a ser mais eficiente. Como, historicamente, o mercado de capitais Português não evidência elevada atividade², tendo mesmo vindo a decair nos últimos anos, parece-nos não ser despicienda a questão - será eficiente?

Num artigo publicado no boletim económico do Banco de Portugal em 2002 sob o título “Análise de Persistência no Mercado Accionista [sic] Português: os efeitos³ de fim-de-semana [sic] e de feriado”, os autores Miguel Balbina e Nuno C. Martins observaram «... a existência de um efeito de fim-de-semana [sic] no mercado accionista [sic] português que tende a enfraquecer ao longo do período da amostra, sugerindo que a ausência desta anomalia se verifique no futuro em resultado do desenvolvimento do mercado de capitais.». Os autores utilizaram cotações do PSI geral relativas a um período compreendido entre os anos de 1988 e 2001.

Noutro trabalho, Cáceres Apolinario, Maroto Santana e Jordán Sales (2006), utilizando dados relativos ao período de julho de 1997 a março de 2004 analisaram vários índices de mercados europeus, incluindo o PSI20, e concluíram que, na maioria dos treze

² Avaliada em termos de volume de transações efectuadas.

³ Anomalias, adiante explicadas, incompatíveis com a hipótese de eficiência nos mercados de capitais. O efeito fim de semana também é conhecido por efeito **dia-da-semana**, expressão que iremos preferir.

índices analisados, os resultados para cada dia não eram significativamente diferentes dos resultados dos restantes dias da semana, portanto, não se verificando o efeito.

Outros estudos, alargados a outras formas de eficiência⁴, sugerem que o mercado de capitais português não é eficiente. De facto, ainda que o Banco Mundial tenha considerado, em 1997, que o mercado de capitais português é evoluído, não significa, contudo, que seja eficiente. Por outro lado, não são, consensualmente, conhecidas as razões do efeito dia-da-semana pelo que tendo, ainda, em linha de conta a presente instabilidade financeira experimentada à escala planetária, não deixará de ser interessante, a partir de uma amostra de 16 anos, questionar se o mercado de capitais português é eficiente na forma fraca.

1.2. A hipótese de partida e a problemática

De acordo com Roberts (1967) e Fama (1970) e trabalhos posteriores, a problemática da eficiência nos mercados de capitais é estruturada sobre três dimensões distintas ao nível da eficiência: a fraca, a semiforte e a forte. Na eficiência na forma fraca, entende-se que os preços dos títulos transacionados nos mercados refletem toda a informação, relevante, disponível e que se comportam aleatoriamente. Com efeito, dado que os preços estão sujeitos à aleatoriedade de acontecimentos futuros e que os acontecimentos passados já se encontram, neles, refletidos não será possível prevêê-los. Então, será impossível organizar estratégias que permitam aos investidores ganhos supranormais, i.e., os únicos ganhos expectáveis são correlacionados com o risco assumido e o preço já o contempla.

Porém, se o mercado não for eficiente, o conjunto de informação relevante disponível poderá levar tempo a ser assimilado nos preços. Por outras palavras, os intervenientes no mercado, a dado momento, ainda não terão processado a informação ou, pelo menos, ainda não a utilizaram nas suas decisões de compra ou de venda. Nestas circunstâncias, o investidor mais atento perceberá que alguns títulos estão subavaliados ou sobreavaliados e aproveitará essa oportunidade.

De qualquer modo, entende-se que, num mercado eficiente, oportunidades de arbitragem, quando surjam, acabarão por ser anuladas pela própria atividade dos agentes

⁴ Conforme abordagem no ponto seguinte (1.2) e ainda, detalhadamente, explicadas no ponto quatro do segundo capítulo (2.4).

que as esquadriham, admitindo-se também que a atividade destes, impulsiona o processo de ajustamento dos preços.

No entanto, têm sido, empiricamente documentadas, regularidades que, por alguma razão, persistem e que constituem hipóteses de previsibilidade dos preços, contrariando a teoria da eficiência dos mercados.

Assumindo o índice PSI20⁵ constituído por 20 das maiores empresas portuguesas como *proxy* do mercado de capitais português, propusemo-nos, através de uma amostra de cerca de 16 anos de cotações, testar a hipótese de eficiência, na forma fraca, e, ao mesmo tempo, pesquisar a presença e evolução do efeito⁶ dia-da-semana.

Se o mercado for eficiente então tal efeito não deverá existir, mas a inexistência deste efeito não chega para se concluir que o mercado é eficiente. Assim, faremos os testes necessários para validar a hipótese da eficiência no mercado na forma fraca. Caso esta se confirme, o efeito muito provavelmente não existirá, no entanto, temos informação que já existiu e estamos interessados em analisar a sua evolução ao longo do período da nossa amostra. Organizámos, então, as hipóteses fundamentais da seguinte forma:

H_0 = O mercado de capitais português é eficiente na forma fraca.

Se tal se confirmar, nem o efeito que queremos analisar nem outro qualquer deverá, em princípio, existir. Nestas circunstâncias, pretenderemos confirmar que o efeito não existe, saber como evoluiu e quando se extinguiu.

Caso a hipótese nula (H_0) não seja confirmada, tal equivalerá a aceitar a hipótese alternativa (H_1):

H_1 = O mercado de capitais português é ineficiente na forma fraca.

A ineficiência pode manifestar-se, ainda que muito pouco provável, apenas noutras anomalias que não no efeito dia-da-semana. Mas, propomo-nos averiguar se o efeito existe. Caso exista, obviamente, não pode ser excluída a hipótese de cumulativamente existirem outros efeitos, aliás, situação muito plausível. Contudo, o nosso propósito é direcionado apenas para o efeito dia-da-semana.

⁵ Acrónimo de *Portuguese Stock Index*, é o principal índice da Euronext Lisboa.

⁶ Padrão de preços ou rentabilidades observado no mercado de capitais que contraria a hipótese da eficiência nestes mercados.

1.3. Os objetivos

São vários os objetivos que propomos. Desde logo, o objetivo central que se materializa na questão de partida. **O mercado de capitais português é eficiente na forma fraca?**

Objectivos secundários:

- a) Avaliar a aderência das características dos retornos do PSI20 aos factos estilizados das séries financeiras;
- b) Procurar um modelo tipo ARCH adequado para modelar os retornos do PSI20 para a amostra considerada;
- c) Pesquisar e caracterizar o efeito dia-da-semana no mercado Português.

1.4. Metodologia

O estudo baseia-se na análise exploratória de dados: neste caso as cotações do PSI20. Dado que nos propomos, por um lado, testar a eficiência do mercado na forma fraca e, por outro, averiguar a possível presença da anomalia dia-da-semana, teremos necessariamente dois processos metodológicos distintos:

Por definição, num mercado eficiente, não é possível a qualquer investidor obter ganhos supranormais a não ser que por mera sorte. A teoria afirma que o preço dos títulos é uma boa aproximação ao respetivo justo valor e que o comportamento dos ditos preços é aleatório. Assim, os preços passados são inúteis para prever preços futuros.

A metodologia consiste, então, numa sequência lógica de testes sobre os preços ou informação que deles resulte, os retornos ou rentabilidades, que permita concluir se nessa informação se podem descortinar estruturas⁷ com base nas quais seja possível definir estratégias lucrativas.

A anomalia dia-da-semana é, *per se*, uma possibilidade de negação da eficiência do mercado. A metodologia suporta um modelo matemático destinado a determinar as rentabilidades diárias e possibilitar concluir se as mesmas são, em média, semelhantes para qualquer dia da semana ou se, pelo contrário, apresentam significativas diferenças e se são, persistentemente, associadas a um determinado padrão.

⁷ Qualquer tipo de relação entre os dados.

1.5. Estrutura do relatório

O presente relatório que regista o estudo desenvolvido está estruturado de acordo com a seguinte lógica e conteúdos:

1. Introdução

Apresentamos uma definição de eficiência, os motivos que determinaram a escolha do tema, a formulação da hipótese central e a problemática associada, um conjunto de objetivos pretendidos e esta própria estrutura do relatório.

2. Revisão da literatura

Em conformidade com a problemática, este capítulo, deveria abarcar, por ordem de inerência ao tema: (1) a hipótese de eficiência dos mercados de capitais e (2) modelos de avaliação de ativos financeiros.

Quisemos, no entanto, ir um pouco mais longe e incluir uma curta referência histórica das principais teorias em matéria de finanças.

3. Suporte estatístico e econométrico

Dado que a abordagem desenvolvida no capítulo seguinte faz uso de conhecimentos relacionados com cálculo, testes de hipóteses, características e certas ferramentas de tratamento dos dados de séries temporais, considerámos adequado fazer, neste ponto, uma curta referência a fórmulas de cálculo das rentabilidades, diárias e anualizadas, a factos estilizados inerentes às séries financeiras, a testes estatísticos no campo das hipóteses e, para terminar, a alguns modelos econométricos baseados na existência de heteroscedasticidade condicional.

4. Dados e análise de dados

Nesta secção do relatório são apresentados os procedimentos metodológicos, a análise desenvolvida com base num conjunto integrado de testes estatísticos, a interpretação destes testes e esboços de conclusões.

5. Reflexões e conclusão

Para concluir o relatório do trabalho desenvolvido, apresentámos, necessariamente, a respetiva conclusão bem como sugestão para investigação futura.

2. REVISÃO DA LITERATURA

Poderíamos, numa tentativa de definir mercado de capitais, afirmar que se trata de uma realidade na qual compradores e vendedores transacionam, entre si, valores mobiliários por preços que refletem a hipótese de mercados eficientes. Em matemática financeira, pode ser definido como um processo estocástico⁸ de movimento Browniano⁹ em tempo contínuo.

Fama (1970) estruturou o conceito de eficiência do mercado de capitais centrado na velocidade do ajustamento dos preços face a novas informações. Deste modo, um mercado é tanto mais eficiente quanto mais rapidamente incorporar nos preços e, em concomitância, no valor corrente das empresas, os efeitos de factos relevantes ocorridos.

2.1. Passeio no tempo

A pesquisa de padrões na formação dos preços dos ativos financeiros não é um tópico recente e compreende-se porquê. Com efeito, detetar um modelo de comportamento significaria encontrar uma boa hipótese preditiva de preços futuros.

É necessário recuar a 1900 para se encontrar uma das primeiras tentativas para se descrever o comportamento dos preços. Segundo a literatura relativa às finanças, Louis Bachelier, matemático francês, terá realizado um estudo empírico sobre as obrigações do tesouro francês e concluído que o comportamento dos preços seguia o modelo do passeio aleatório, expressão apenas utilizada muito mais tarde.

De facto, na primeira metade do século XX os analistas dos mercados financeiros seguiam basicamente duas linhas de pensamento bastante diferentes. De um lado, encontrávamos os fundamentalistas baseados num modelo teórico que admitia a heterogeneidade das expectativas dos investidores e propunha a investigação sobre as variáveis determinantes do valor fundamental¹⁰.

⁸ Qualquer tipo de evolução temporal analisável em termos de probabilidade.

⁹ Movimento aleatório, identificado pelo biólogo Robert Brown e explicado por Albert Einstein, que encerra, contudo, um padrão dinâmico bem definido, segundo Benoît Mandelbrot, do tipo fractal.

¹⁰ De acordo com Graham e Dodd (1934) e Williams (1938), o valor fundamental de um título refere-se ao valor atualizado dos cash-flows que o detentor do título deverá receber no futuro.

O analista fundamental alicerça as suas estratégias de comprar ou vender um título quando o respetivo preço estiver abaixo ou acima do seu valor fundamental (ou intrínseco). Deste modo, espera que o investidor obtenha ganhos supranormais quando o preço do título se aproximar do seu valor fundamental.

Do outro lado, estavam os analistas técnicos para os quais era possível prever preços futuros, analisando de forma apropriada a informação passada relativa a preços e volume de transações.

A análise técnica (ou gráfica) alicerça-se na teoria de análise de gráficos de Dow¹¹, segundo a qual um índice¹² reflete a reação do mercado em relação a todas as informações relevantes disponíveis, sendo possível reconhecer, na evolução do mesmo, padrões repetitivos que a evoluírem no mesmo sentido de outro índice (princípio da confirmação) identificam uma tendência: o mercado, em conformidade com Dow, move-se por tendências.

A importância dos argumentos dos analistas técnicos que por não terem, todavia, uma fundamentação teórica consistente, não ocultou o domínio dos analistas fundamentais que se afirmaram até aos anos 50 do século passado, dando, agora, lugar à teoria do passeio aleatório, segundo a qual os preços não têm memória: a variação dos preços dos ativos financeiros deve ser totalmente imprevisível e para Fama (1965) são variáveis aleatórias, no tempo, independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.).

Com efeito, num breve olhar pela história, apercebemo-nos que as décadas de cinquenta, sessenta e, principalmente, de setenta do século XX foram douradas para a investigação. É, em conformidade com Miralles e Miralles (2003), nesse período de cerca de 25 anos que surgem os principais modelos e ferramentas para tratar com clareza os problemas fundamentais das finanças.

Ainda, de acordo com Ferreira (2005:17) «A Moderna Teoria das Finanças (MTF) assenta num conjunto de disciplinas fundamentais, cuja integração se processa num corpo unificado e tendo como principais pilares...»: (i) a teoria da carteira eficiente de Markowitz (1952), sendo de Hicks os primeiros trabalhos; (ii) a teoria da avaliação de Modigliani e Miller (MM) (1958 e 1963); (iii) o modelo de avaliação de ativos financeiros em equilíbrio, *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), que, ainda em

¹¹ Charles H. Dow fundador o Wall Street Journal em 1889, escreveu alguns artigos entre 1900 e 1902.

¹² Índice de bolsa de valores (ex: PSI20 - Lisboa, DAX30 - Frankfurt).

conformidade com Ferreira (2005), resulta dos trabalhos individuais de Treynor em 1961, de Sharpe (1964), de Lintner em 1965 e de Mossin em 1966. Pertence ainda a este grupo de modelos a *Arbitrage Pricing Theory* (APT) de Stephen Ross, publicada em 1976; (iv) a teoria da eficiência dos mercados financeiros de Fama (1970) e (v) a teoria das opções com os trabalhos de Black, Scholes e Merton de 1973.

A publicação do artigo *Portfolio Selection* de Harry Markowitz, em 1952 no *Journal of Finance*, foi ponto de partida do desenvolvimento de teorias que relacionam o risco com a rentabilidade, assentes na hipótese dos mercados serem eficientes, mesmo antes de Fama formalizar a hipótese da eficiência dos mercados de capitais e na convicção de que as cotações refletem, em cada momento, a melhor expectativa quanto ao valor fundamental dos títulos.

Neste paradigma, o objetivo da pesquisa parece não ser o de encontrar modelos que explicassem a determinação do valor fundamental, mas o de obter uma fundamentação teórica de suporte às decisões dos investidores no sentido da diversificação, como forma de mitigar o risco.

A *Portfolio Theory* (PT) fornece um modelo que relacionando os riscos com os rendimentos, permite que os investidores optem por carteiras (conjunto de títulos nos quais estão dispostos a investir) de acordo com o seu perfil face ao risco e que lhes proporcione o melhor rendimento: carteira eficiente.

No entanto, a PT não diz nada sobre o retorno esperados de ativos ineficientes nem de ativos considerados individualmente e é neste vazio conceptual que surgem novos modelos, derivados da própria PT. Se subdividirmos a variável risco em dois componentes, o risco não-sistemático ou diversificável e o risco sistemático, podemos dizer que o primeiro constitui preocupação central da PT e o segundo, tema central dos modelos CAPM e APT.

O CAPM é baseado num mercado em equilíbrio, cuja ideia central é a de que as aplicações dos investidores são remuneradas na medida em que estes se dispõem a aceitar o respetivo risco e incorpora pressupostos de informação perfeita, investidores racionais, mercado competitivo e ausência de custos de transação e de impostos. A APT, por seu lado, não integra todos os pressupostos de base do CAPM e introduz outros: pode ser vista como uma generalização daquele que considera apenas o mercado como única fonte de risco. A APT explica a relação retorno-risco através de outros

fatores, tais como: evolução do PIB, diferenças entre taxas de juros de longo prazo e curto prazo, taxas de câmbio e inflação.

Para uma empresa de exportação, por exemplo, o risco dos seus rendimentos, medido pelo β do CAPM, não inclui, de forma direta, os efeitos das variações cambiais, cujo impacto pode ser diluído no mercado. Então, no modelo APT, o risco de um ativo é quantificado não só com base nos rendimentos do mercado, mas também por outros fatores pois considera-se que a utilização da carteira-mercado como *proxy* de sensibilidade é uma generalização exagerada.

Uma outra dimensão da teoria das finanças refere-se ao efeito da estrutura de capitais¹³. A abordagem convencional advoga a existência de uma estrutura de capitais que maximiza a riqueza do acionista, minimizando o custo do capital para a empresa, i.e., deverá haver uma combinação adequada de fontes de financiamento constituída por capitais próprios e alheios que minimize o custo médio dos capitais utilizados.

No entanto, para Modigliani e Miller (1958), num mundo hipoteticamente sem impostos, o custo do capital de uma empresa não se altera com as modificações da estrutura de fontes de financiamento e o interesse de um investimento é avaliado pela rentabilidade e o risco associado à decisão económica e não pela forma como é financiado.

Assim, o valor de uma empresa, de acordo com a PROPOSIÇÃO I, é estimado a partir dos seus resultados operacionais esperados e descontados a uma taxa de juro que incorpore o risco. Então, duas empresas iguais do ponto de vista operacional, mesmo que financiadas por diferentes fontes, devem ter o mesmo valor de mercado.

Depreende-se da PROPOSIÇÃO II de MM que a inclusão de capital alheio na estrutura de capitais, mesmo que este seja mais barato não acrescenta vantagens porque o custo do capital próprio irá crescer no sentido do nível de endividamento.

Na PROPOSIÇÃO III, argumentam que uma empresa deve investir nos projetos que consigam um retorno esperado não inferior ao custo do capital e que, deste modo, o que determina o valor da empresa é a sua política de investimentos e não a política de financiamento.

¹³ Combinação entre a dívida e o capital próprio de uma empresa. De acordo com (Brealey, Myers e Allen, (2007)) é a composição da carteira de diferentes títulos emitidos por uma companhia.

Estes autores contextualizaram o mercado de capitais perfeito assente nos seguintes pressupostos gerais: (1) os mercados funcionam em concorrência perfeita, i.e., todos os intervenientes têm igual nível de conhecimento e acesso à informação; (2) todos os ativos são infinitamente divisíveis e negociáveis; (3) a informação não tem custos, não existem impostos, nem inflação, nem taxas bancárias; (4) não há limitações para a obtenção de fundos; (5) as expectativas dos investidores são homogêneas, i.e., partilham da mesma visão quanto às rentabilidades futuras e quanto ao risco dos títulos no mercado; (6) todos os investidores são racionais, portanto, todos têm como objetivo maximizar a utilidade das suas aplicações.

Ora, nas condições enunciadas, os agentes decidem com racionalidade e dada a ausência de restrições aceitariam todas as transações que proporcionassem determinadas taxas de retorno a partir de um nível pré determinado. Mas, na realidade, as cotações formam-se, nos mercados financeiros, a partir das decisões de compra e de venda assumidas pelos agentes económicos. E, as decisões dos intervenientes nos mercados financeiros, com maior ou menor racionalidade, refletem perspectivas futuras que são, obviamente, caracterizadas pela incerteza. A informação também não é perfeita nem uniformemente acessível a todos os participantes. As taxas de juro são variáveis, existem impostos e custos de transação, o acesso à informação é limitado e os investidores têm expectativas heterogêneas.

Mas, Modigliani e Miller (1963) resolvem algumas imprecisões do artigo original e introduziram nas suas proposições os encargos financeiros de financiamento como custo fiscal e admitiram que o endividamento contribui positivamente para o valor de mercado da empresa e, deste modo, a estrutura de capitais releva para o efeito da avaliação.

Os autores referidos atrás, MM, incorporaram na teoria das finanças a noção de mercados perfeitos e Eugene Fama, de acordo com Dimson e Mussavian (2000: 961), «*Building on Samuelson's microeconomic approach, together with a taxonomy suggested by Harry Roberts (1967), ... assembled a comprehensive review of the theory and evidence of market efficiency.*»¹⁴.

¹⁴ «Tradução livre do autor: Com base na abordagem microeconómica de Samuelson, juntamente com a taxonomia sugerida por Harry Roberts (1967), ... compilou uma revisão abrangente da teoria e evidência da eficiência do mercado».

Fama (1970) corrobora três tipos de eficiência relacionada com o modo como o mercado assimila a informação: (1) na forma forte; (2) na forma semiforte, e (3) na forma fraca e demonstrou que a *Efficient Market Hypothesis* (EMH) não poderia ser rejeitada sem se rejeitar também um modelo de avaliação de ativos num mercado em equilíbrio: problema da hipótese conjunta.

Da hipótese dos mercados eficientes, para mercados que o sejam, decorre a implicação de que os preços futuros dos ativos financeiros deverão ter um comportamento aleatório, evoluindo na medida em que nova informação chega ao mercado e é incorporada neles: estatisticamente, deverá observar-se uma correlação, entre taxas de retorno presentes e passadas, igual a zero e conseqüentemente não será possível prever preços futuros com base na informação histórica. Por outro lado, as possibilidades de arbitragem, quando detetadas, contribuem, elas próprias, para acelerar o processo de incorporação da informação, relevante, nos preços. Portanto, não deverão ocorrer ganhos supranormais, já que o rápido ajustamento dos preços leva a que estes reflitam, a todo o instante, o ganho expectável para o risco associado.

Ainda nos anos 70, edifica-se mais um importante pilar da MTF, cujos alicerces se encontram no modelo de avaliação de opções de Black e Scholes que, segundo Ferreira (2005), com o contributo de Merton através de uma abordagem matemática mais rigorosa, alargou o campo de aplicação da teoria, de modo que «... a actual [sic] teoria das finanças refere-se ao modelo Black-Scholes-Merton (*B-S-M*) 1973.» (ibid.:21).

Entretanto, diversos autores testaram empiricamente a validade do CAPM, mensurando o poder explicativo do fator de risco do mercado relativamente às variações dos retornos dos ativos. Uns, incluindo Black, Jensen e Scholes (1972) e Fama e MacBeth (1973), validaram-no, mas outros como Lakonishok e Shapiro (1986) e Fama e French (1992) detetaram, nas suas investigações, a incapacidade do modelo de Sharpe para explicar a referida variação de retornos e observaram que outros fatores para além do β têm melhor poder explicativo.

Fama e French (1993), perante as limitações do CAPM evidenciadas nos seus trabalhos anteriores e também em investigações de outros autores, propuseram um modelo de três fatores representado matematicamente pela seguinte expressão:

$$E[R_i] - r_f = b_i E[R_m - r_f] + s_i E[SMB] + h_i E[HML]$$

Onde os fatores de sensibilidade b_i , s_i e h_i são os coeficientes da regressão de uma série temporal assim definida:

$$R_i - r_f = \alpha_i + b_i(R_m - r_f) + s_i(SMB) + h_i(HML) + \epsilon_i.$$

Segundo Fama e French (1993), os três fatores deste modelo: beta do mercado, tamanho e índice B/M deveriam ser significativos e também suficientes para explicar os retornos dos ativos financeiros. Assim, o fator qualitativo tamanho poderia ser B (*Big*), M (*Medium*) e S (*Small*) e o factor qualitativo B/M (*Book Value/Market Value*) poderia ser H (*High*), M (*Middle*) e L (*Low*). Os autores, a partir destas classificações, consideraram seis (SL, SM, SH, BL, BM e BH) das nove combinações possíveis, criaram várias carteiras e trabalharam com valores médios mensais.

O modelo dos três fatores evidenciou possuir maior poder explicativo mas entretanto os trabalhos de outros autores permitiram identificar uma anomalia capaz de proporcionar retornos excessivos e não explicados pelos modelos existentes. Carhart (1997) propôs, então, a partir da constatação de Jegadeesh e Titman (1993) de que era possível obterem-se retornos excessivos com a estratégia de compra de ações com retorno passado positivo e venda de ações com retorno passado negativo, acrescentar ao modelo dos três fatores uma nova variável explicativa: o quarto fator.

Este novo fator momento WML (*winner minus loser*) é determinado pelos retornos de carteiras com ações ganhadoras (*Winners*) e os retornos das carteiras com ações perdedoras (*Losers*) e a sua inclusão na fórmula do modelo dos três fatores de Fama e French (*three-factor model*), conduz ao modelo dos quatro fatores (*four-factor model*), definido pela seguinte equação:

$$E[R_i] - r_f = b_i E[R_m - r_f] + s_i E[SMB] + h_i E[HML] + w_i E[WML].$$

Neste ponto do nosso passeio na história já percebemos que o CAPM, por ser um modelo simples e lógico, foi sobrevivendo, mas está fundamentado em suposições muito restritivas sobre o funcionamento do mercado e são muitas as evidências empíricas que o desacreditam. Mas, para Bornholt (2007) o modelo de Fama e French também não é a alternativa que os participantes nos mercados financeiros precisam para explicar as variações dos retornos e avaliar os respectivos ativos.

De acordo com o seu próprio autor, Graham Bornholt, o *reward beta approach* consegue melhores resultados do que o CAPM e mesmo do que o modelo dos três fatores de

Fama e French. Estudos empíricos, particularmente de Fama e French (1992) levantaram dúvidas quanto à validade do CAPM e, conforme Bornholt (2007: 3) «*three-factor model are receiving more attention in empirical research.*».

Contudo, ainda segundo Bornholt (2007) o modelo de Fama e French tem dois grandes inconvenientes: primeiro, o método usado para construir os fatores dimensão/tamanho (*size*) e *book-to-market* é empírico e parece “*ad hoc*”, portanto, fica a ideia de faltar ao modelo uma fundamentação teórica; segundo, no campo prático, o interesse do modelo é limitado pela necessidade de estimativas fiáveis das três medidas de sensibilidade e respetivos prémios dos fatores de risco.

Bornholt recupera a fórmula da taxa de retorno de um ativo financeiro do CAPM, reescreve-a em ordem a β e considera esta medida de sensibilidade, que identifica por β_r , como o risco médio calculado pela taxa do prémio de risco do ativo em relação ao prémio de risco do mercado, conforme a equação:

$$\beta_r = E[R_i - R_f] / E[R_m - R_f].$$

2.1.1. O modelo do passeio aleatório (*Random Walk*)

É comum a referência aos estatísticos Cowles e Working que, nas décadas passadas dos anos 30 e 40, apresentaram trabalhos sobre séries de variações sucessivas dos preços dos ativos financeiros: as suas conclusões eram claramente a favor da teoria do passeio aleatório. Segundo tais autores, as variações eram aleatórias e independentes e, portanto, não podiam ser antecipadas, i.e., previstas. Estes resultados, punham em causa a perceção tradicional de que os preços tinham ritmos, tendências e ciclos ou períodos que podiam ser usados para prever o comportamento futuro.

No entanto, nem no meio académico, nem os investidores deram grande importância àquelas conclusões e é, somente em 1953, com o trabalho de Kendall¹⁵, que se inicia um novo período no tratamento e investigação de dados de natureza financeira.

Kendall analisou vários índices em longos períodos e não encontrou padrões. Era como se as sucessões cronológicas, por ele, estudadas fossem geradas como - «... *the Demon*

¹⁵ Maurice Kendall (1953). The analysis of time series, Part 1: Prices, *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General)*, 116 (1), 11-34.

of chance drew a random number ... and added it to the current price to determine the next ... price,»¹⁶

Os preços pareciam, desde modo, seguir um comportamento de acordo com o modelo do passeio aleatório. Tais conclusões já tinham, contudo, sido antecipadas por Bachelier na sua tese de doutoramento que foi, no entanto, desconsiderada.

De acordo com a literatura especializada, os estudos empíricos de Roberts (1959), Osborne de 1959, Granger e Morgenstern de 1963, bem como a compilação de trabalhos de Cootner de 1964, corroboraram a hipótese do passeio aleatório.

Fama (1965), depois do contributo dos trabalhos atrás aludidos e, em especial, do estudo de Bachelier, analisou cotações diárias dos trinta títulos do índice *Dow Jones Industrial Average* (DJIA), relativas ao período 1957-1962 e chegou a duas conclusões:

- As variações logarítmicas dos preços relativos a intervalos de um, quatro, nove e dezasseis dias não revelaram relações de dependência estatisticamente significativas.
- As variações logarítmicas dos preços eram identicamente distribuídas¹⁷ mas, tendo em conta o carácter leptocúrtico das distribuições empíricas das ações analisadas, a distribuição de Pareto estável com expoente característico inferior a dois, era mais adequada do que a distribuição normal para descrever as variações analisadas.

2.1.1.1 Suporte matemático do modelo do passeio aleatório

A ideia de que o preço corrente de um título reflete a informação disponível tem implícito que as variações sucessivas são independentes. Assumindo-se, também, que tais variações são identicamente distribuídas em cada momento da sua ocorrência, determinamos o modelo matemático. De acordo com Fama (1970: 386), «*Together the two hypotheses constitute the random walk model*» que podemos representar pela equação $f(r_{j,t+1}|\Phi_t) = f(r_{j,t+1})$, onde f é uma função de probabilidade e significa que a probabilidade de ocorrência do rendimento r do título j no momento $t+1$, condicionada ao conjunto de informação Φ_t é igual à probabilidade de ocorrência não condicionada, i.e., a informação histórica não influencia o rendimento do momento seguinte. Por

¹⁶ Maurice Kendall (1953) «Tradução livre do autor: ... o Demónio do acaso desenhou um número aleatório ... e acrescentou-o ao preço corrente para determinar ... o preço seguinte.»

¹⁷ Variáveis que seguem uma mesma função densidade de probabilidade (fdp).

outras palavras, se P_t e P_{t-1} são os preços nos momentos t e $t-1$, $\ln P_t = \mu + \ln P_{t-1} + \varepsilon_t$, onde $\varepsilon_t \sim i. i. d. (0, \sigma^2)$ e, deste modo, $r_t = \mu + \varepsilon_t$.

O pressuposto de que os retornos são identicamente distribuídos é questionável, pelo que essa hipótese pode ser abandonada, mas é mantida a hipótese da independência e $\varepsilon_t \sim i. n. i. d. (0, \sigma^2)$. Assim, acomoda-se a possibilidade da variância ser diferente ao longo do tempo.

2.1.2. O modelo *fair game*

Admitia-se, então, que o modelo do passeio aleatório explicava o comportamento do preço dos títulos, pelo que, se aqueles preços refletissem a cada instante a informação relevante disponível, o mercado estava em linha com as leis do passeio aleatório e era eficiente. Mas, nos estudos empíricos realizados estava presente o princípio fundamental do *fair game*¹⁸, i.e., o preço de um título deve corresponder ao valor atualizado das expectativas de ganhos futuros para um dado risco associado. Assim, o valor atual líquido de um negócio deveria ser nulo, pois se tal não acontecesse, o ganho de um seria a perda de outro.

Fama (1970), com o propósito de explicar melhor o significado de “*Fully reflect*”, expressão que usa na definição de mercado eficiente, conforme página 29 deste relatório, descreve o *fair game* de forma bastante intuitiva:

Com efeito, um modelo de avaliação de ativos, em condições de mercado em equilíbrio, pressupõe que se perspetive os retornos futuros ou esperados em função da informação disponível, ao momento, e em função do risco associado, independentemente da definição e de como medir o risco. Podemos, então, escrever:

$$E(\tilde{P}_{j,t+1} | \Phi_t) = [1 + E(\tilde{r}_{j,t+1} | \Phi_t)] \cdot P_{jt}$$

Onde E é o operador do valor esperado e o til (\sim) sobre as variáveis significa que são aleatórias. $\tilde{P}_{j,t+1}$ é o preço do título j no tempo $t+1$; Φ_t é o conjunto de informação disponível no tempo t ; $\tilde{r}_{j,t+1}$ é a percentagem de rentabilidade esperada do título j no tempo $t+1$ e P_{jt} é o preço do título j no tempo t .

¹⁸ Significa jogo equilibrado ou jogo justo. Conforme Fama (1970), «*The role of “fair game” models in the theory of efficient markets was first recognized and studied rigorously by Mandelbrot... and Samuelson...*».

A informação Φ_t é utilizada para avaliar os retornos esperados e, nesse sentido, completamente refletida nos preços.

Num modelo *fair game* exclui-se a possibilidade de se obterem retornos superiores aos que verificam o equilíbrio e, dessa maneira, poderemos afirmar que: $x_{j,t+1} = P_{j,t+1} - E(\tilde{P}_{j,t+1}|\Phi_t)$. A variável x representa a diferença entre o preço e o preço esperado para o título j no tempo t . Se o preço for “justo”, será igual ao preço esperado e, conseqüentemente, $E(\tilde{x}_{j,t+1}|\Phi_t) = 0$

Podemos, agora, escrever equações análogas para a rentabilidade e rentabilidade esperada:

$$z_{j,t+1} = r_{j,t+1} - (\tilde{r}_{j,t+1}|\Phi_t); E(\tilde{z}_{j,t+1}|\Phi_t) = 0.$$

Deste modo, é zero a expectativa de ganho além daquele que for tido por “justo”.

2.1.3. O modelo *martingale*

Um processo estocástico X_t é um *martingale* com um conjunto de informação Φ_t se a melhor previsão para X_{t+1} baseada na informação corrente, for igual a X_t , i.e., $E(X_{t+1}|\Phi_t) = X_t$.

O processo lembra uma estratégia usada nos jogos de azar, segundo a qual o valor da aposta, depois de uma aposta perdedora, deverá ser o dobro e continuar-se-á a duplicar cada aposta até que surja uma aposta ganhadora, por exemplo:

Valor de cada aposta	Aposta Ganha	Aposta perdida	Valor acumulado das apostas	Ganhos Acumulados
20 €		P	20 €	
40 €		P	60 €	
80 €		P	140 €	
160 €		P	300 €	
320 €	G		620 €	640 €
10 €		P	630 €	
20 €		P	650 €	
40 €	G		690 €	720 €

Quando ocorrer um acontecimento ganho, supondo que este deva ser pelo dobro do valor da aposta feita, tendo em conta o valor apostado anteriormente, verifica-se que o ganho é igual ao valor da aposta inicial.

Transpondo a ideia para o preço dos títulos, significará, então, dizer «...*que las expectativas de precio del próximo período son las mismas que las que existen para este período en el que nos encontramos.*» Miralles e Miralles (2003: 23).

Voltemos, então, à equação $E(X_{t+1}|\Phi_t) = X_t$ e expressemos-nos em notação matemática adequada:

$$E(\tilde{P}_{j,t+1}|\Phi_t) = P_{jt}, \text{ e concomitantemente, } E(\tilde{r}_{j,t+1}|\Phi_t) = 0.$$

Assim, uma sequência de preços $\{P_{jt}\}$ para o título j segue um modelo *martingale* para um conjunto de informação Φ_t se o preço esperado para o próximo período, projetado com base na informação Φ_t , é igual ao preço corrente.

Então, a expectativa de ganhos, condicionada aos preços verificados em momentos anteriores e refletindo toda a informação disponível, é nula:

$$E(\tilde{P}_{j,t+1}|P_{jt}, P_{j,t-1}, \dots) = P_{jt}, \text{ ou } E(\tilde{P}_{j,t+1} - P_{jt}|P_{jt}, P_{j,t-1}, \dots) = 0.$$

A evolução da teoria dos processos estocásticos permitiu concluir que um processo *martingale* seria mais apropriado do que o passeio aleatório para descrever o comportamento dos preços e, deste modo, muita da evidência empírica na literatura sobre o passeio aleatório, passou a ser entendida como testes ao modelo *martingale*.

Por outro lado, os *clusters*¹⁹ de volatilidade observados nas distribuições empíricas de dados de natureza financeira constituem uma situação incompatível com o modelo do passeio aleatório que exige a independência do valor esperado condicionado das taxas de rentabilidade e também a independência dos momentos condicionados de ordem superior a um, enquanto o modelo *martingale* admite a previsibilidade na variância condicionada das taxas de rentabilidade.

2.1.4. Modelo *submartingale*

É um caso particular do *fair game*, aliás, tal como o modelo *martingale*. Assume-se que o preço do período seguinte é superior ao preço corrente. Portanto uma sequência de preços $\{P_{jt}\}$ segue um modelo *submartingale*, com um conjunto de informação Φ_t desde

¹⁹ Períodos de elevada ou reduzida volatilidade são, geralmente, seguidos de períodos de volatilidade semelhante e há uma tendência para a volatilidade se concentrar em certos períodos de tempo.

os retornos esperados condicionados ao referido conjunto de informação sejam sempre positivos.

$$E(\tilde{P}_{j,t+1}|\Phi_t) > P_{jt}, \text{ e concomitantemente, } E(\tilde{r}_{j,t+1}|\Phi_t) > 0.$$

O modelo ao supor resultados positivos ao longo dos sucessivos períodos futuros, numa estratégia tipo *buy-and-hold*, permite testar, por comparação, possível retorno anormal, baseado em diferentes regras de negociação.

2.2. Capital Asset Pricing Model (CAPM)

Se a eficiência se refere à precisão com que os mercados valorizam os títulos, e à rapidez com que os agentes descobrem, processam e incorporam nas suas decisões de compra e venda as novas informações, um modelo de avaliação de ativos financeiros em equilíbrio estabelece o preço que, num mercado eficiente, os investidores tendem a lhes atribuir. Existe, portanto uma relação muito estreita entre a hipótese da eficiência dos mercados e um modelo de avaliação dos respetivos títulos.

O CAPM foi, de entre os vários modelos de avaliação de ativos financeiros propostos, aquele que, apesar da pressão de fortes críticas, alcançou maior notoriedade e interesse tanto no meio académico quanto profissional. É por esta razão que, neste ponto, lhe fazemos uma referência.

Os primeiros passos neste campo foram dados por Markowitz (1952) que num quadro de retorno esperado e respetivo risco, colocou combinações de ativos numa relação de domínio entre si, sendo, naturalmente, dominante a combinação que para o mesmo risco originasse maior retorno. Deste modo, todas as combinações dominantes ocupariam uma posição ao longo de uma região que seria a fronteira eficiente, i.e., acima desta região não estaria qualquer combinação pois tal seria contraditório e abaixo dela estariam as combinações não eficientes (ineficientes).

Depois da introdução do conceito de taxa-livre-de-risco, Tobin (1958), algum ativo ou carteira poderia garantir um rendimento cujo nível de risco fosse zero (*risk-free asset*) e a fronteira eficiente tem, agora, início no ponto do eixo das ordenadas que representa o retorno desse ativo, R_f , para o qual o risco, expresso no eixo das abcissas, é zero.

Outro contributo de Tobin para a teoria das finanças materializa-se no princípio da separação cuja ideia central se sintetiza na escolha por parte dos investidores da mesma

carteira, a carteira ótima, mas cada um deverá escolher, a partir desta, uma combinação com o título ou carteira livre de risco de acordo com a sua própria sensibilidade ao risco.

Persistiam, aqui, duas importantes dificuldades no modelo de Markowitz. A primeira refere-se à complexidade de cálculos para se chegar à fronteira eficiente, exigindo a avaliação do risco com base nas inter-relações entre os ativos integrantes da carteira: não bastava diversificar na lógica de não pôr todos os ovos na mesma cesta, era necessário garantir que os títulos não estivessem positivamente correlacionados (princípio básico da diversificação). A segunda dificuldade é que, como modelo geral aplicado à diversificação e composição de carteiras, não possibilitava a avaliação de um ativo específico.

O conceito de risco sistemático, diversificável e total, foi fundamental para o passo seguinte. O primeiro refere-se ao risco característico do sistema, portanto, tem a ver com a política, com a economia e com um conjunto variado de situações que afetem todas as empresas desse sistema. O diversificável ou não-sistemático tem a ver com a empresa especificamente e por isso, também, designado por risco específico. O último (risco total) não é senão a soma dos dois anteriores.

O risco específico é anulável, através da diversificação, mas o risco não específico permanecerá e, por tal razão, deve ser parte da avaliação e incluído no preço dos ativos. Este risco é devido aos movimentos dos mercados que afetam todas as empresas em geral, mas cada uma em particular, i.e., de maneira diferente. Como é que se pode medir, então, este risco? Sharpe (1964) sugere uma medida que, hoje, designamos por beta (β) que indica de que modo o ativo segue os movimentos do mercado.

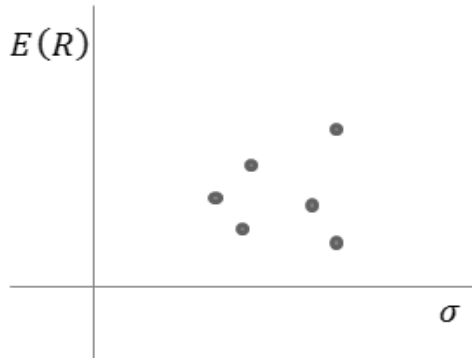
2.2.1. Pressupostos do modelo

1 - Os investidores são avessos ao risco e tomam decisões com base na rentabilidade esperada e variância dos ativos;

É, então, suposto, como na teoria da carteira de Markowitz, que:

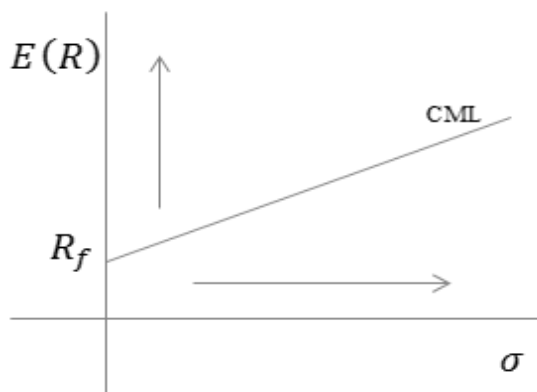
a) A rentabilidade da carteira de ativos siga uma distribuição normal;

- b) As decisões de investimento levem em conta a rentabilidade esperada e a variância (risco), pelo que, o conjunto de oportunidades de cada investidor deve estar contido no espaço $(\sigma, E(R))$.



Além disso, os investidores têm as mesmas expectativas e podem emprestar e pedir emprestado à mesma taxa de juro sem risco, R_f . Então, o conjunto de carteiras eficientes é o mesmo para todos os indivíduos: é a recta tangente ao conjunto de portfólios com risco que passa em R_f .

$$CML \text{ (Capital Market Line): } E(R_p) = R_f + \frac{\sigma_p}{\sigma_m} \cdot (E(R_m) - R_f)$$

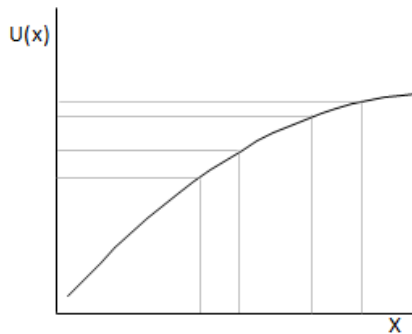


Se qualquer ponto da CML representa uma opção eficiente de investimento, parece que a melhor escolha deveria situar-se o mais à direita possível! Pois bem, seria se apenas ponderássemos a rentabilidade esperada. Porém, quanto mais à direita nos posicionarmos, maior será o risco associado.

Deste modo, perspectiva-se o perfil do investidor na lógica do seu posicionamento face ao risco, em avesso ou afoito ao mesmo. O investidor que não pretenda expor-se a elevados níveis de risco, escolherá uma posição perto da intersecção da CML com o eixo vertical, que representa a rentabilidade

esperada. Nesse ponto, o investidor terá optado por uma carteira com predomínio de ativos sem risco.

- c) A relação entre a utilidade para o investidor e o valor da sua carteira seja descrita por uma função de utilidade do tipo quadrática:



Esta função é do tipo: $U(x) = ax - \frac{1}{2} bx^2$ para $a > 0$ e $b \geq 0$.

A função é significativa para o domínio de $x \leq a/b$ onde é crescente. Para $b > 0$ é estritamente côncava, o que caracteriza o perfil de aversão ao risco. A utilidade marginal é decrescente, i.e., ao acrescentar-se mais uma unidade em x o aumento em $U(x)$ é menor do que o aumento provocado pelo acréscimo (de uma unidade em x) anterior.

O CAPM integra a ideia base de que todos os investidores pretendem maximizar a sua riqueza, mas ao mesmo tempo, são sensíveis ao risco. Nesta aproximação ao risco, de algum modo, todos quererão maximizar a rentabilidade para um dado risco, ou minimizar o risco para um dado nível de rentabilidade. O uso de uma função de utilidade, do género da apresentada, permite simplificar esta abordagem e expressar não só o desejo de todos os investidores de maximizar a sua utilidade esperada, como expressa-la em termos quantitativos. É, também, deste modo que, racionalmente, o investidor decidiria relativamente às diferentes opções eficientes de investimento.

- 2 - Os investidores têm idênticos horizontes temporais quanto aos investimentos e têm expectativas homogêneas relativamente à relação retorno/risco dos ativos;

Isto quer dizer que:

- a) Estão todos de acordo quanto às rentabilidades esperadas dos vários ativos e também quanto às variâncias e às covariâncias entre os mesmos;

b) Os investidores usam a mesma informação para determinar o conjunto de carteiras eficientes e, por conseguinte, o conjunto de carteiras eficientes com risco é o mesmo para todos os investidores.

3 - Existe uma taxa isenta de risco, idêntica para todos os investidores, à qual podem conceder ou obter empréstimos sem restrições quantitativas.

Tal, equivale a admitir a existência de ativos sem risco com a possibilidade de se efetuar *short-sales* desses ativos. Por exemplo, uma obrigação de cupão zero, emitida pelo governo, com uma maturidade igual ao horizonte temporal do investimento é o produto financeiro que mais se aproxima do conceito de ativo sem risco.

4 - Os ativos são negociáveis e infinitamente divisíveis;

Este pressuposto assegura que é possível comprar-se qualquer quantidade de ativos financeiros, mas a sua inobservância não impede a generalização do modelo: existe apenas para o simplificar.

5 - Não existem custos de transação nem impostos;

A inexistência de custos de transação é mais um pressuposto simplificador e a ausência de impostos sobre o rendimento possibilita tratar de forma idêntica os vários tipos de rendimentos de um ativo financeiro (dividendos, mais-valias ou juros).

6 - As informações não têm custo e estão disponíveis de forma idêntica para todos os investidores;

Este pressuposto acomoda a possibilidade de todos os participantes no mercado disporem, sem constrangimentos, das informações necessárias aos processos de avaliação e concomitante, formulação de expectativas quanto a retornos futuros: visa anular assimetrias de informação que confirmam vantagens aos seus possuidores.

7 - Nenhum indivíduo, *per se*, pode influenciar o mercado;

A inexistência deste pressuposto, tal como a possibilidade, prática, de alguém individualmente influenciar o mercado, seria equivalente a admitir que o CAPM teria uma aplicabilidade condicionada. Tal como em economia, este pressuposto é inderrogável para que se verifique uma situação de concorrência perfeita.

8 - O cálculo de *betas* futuros parte do pressuposto que os dados históricos se repetirão.

Embora sejam os β s futuros que relevam para a determinação dos preços de equilíbrio, na prática, os β s de cada ativo são, frequentemente, estimados através das rentabilidades passadas, tanto do ativo, como da carteira de mercado. Com efeito, a evidência empírica sugere que os β s históricos podem ser usados como estimadores de betas futuros, mas é recomendável a consideração de outros fatores susceptíveis de influenciarem os β s.

A estimação do β histórico do um ativo pode ser feita através de uma regressão linear simples em que a variável explicativa é R_m e a variável explicada é R_i . Quanto à carteira do mercado que deveria, em bom rigor, incluir todos os ativos de uma economia e, mesmo, ativos financeiros internacionais e ativos reais, na prática, é representada por um índice do mercado de capitais. Com efeito, muitos autores consideram os índices como *proxys* das carteiras de mercado.

De um modo simples, admitamos que conhecemos os retornos passados de uma acção (R_i) e os retornos passados, relativos a idêntico período, do PSI20 (R_m). Então, podemos calcular o β através da seguinte fórmula:
$$\beta = Cov(R_i, R_m) / Var(R_m).$$

2.2.2. O significado do β

O β , como medida do risco sistemático de um ativo, avalia quão sensível é a rentabilidade de um ativo face às variações da rentabilidade da carteira do mercado. Quais os valores possíveis do β e como os interpretar?

$\beta = 0$: o ativo é insensível às variações do mercado (sensibilidade zero). São os ativos ou carteiras livres de risco. Portanto, significa que, independentemente da evolução do mercado no sentido descendente ou ascendente das suas rentabilidades, o rendimento daqueles ativos não se altera.

$\beta = 1$: os ativos seguem, paralelamente o mercado, i.e., variam com a mesma intensidade. Portanto, sempre que o mercado estiver em alta e subir sucessivamente 2 e 3 p.p.²⁰, o ativo deverá ter o mesmo comportamento e apresentar a mesma subida.

²⁰ Pontos percentuais.

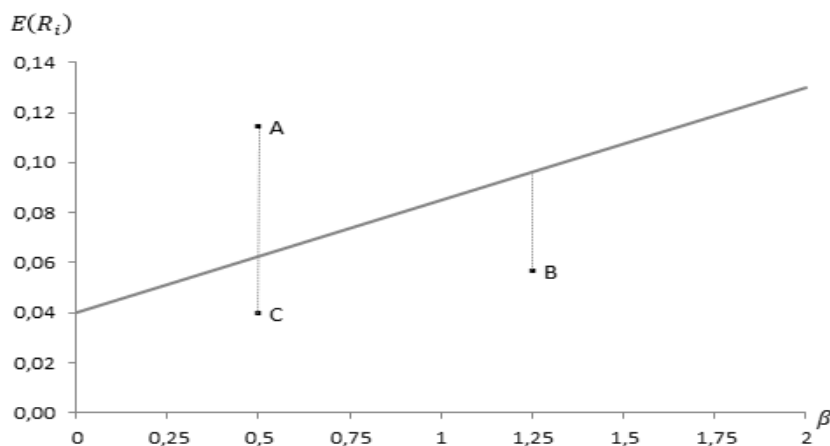
$\beta < 1$: sempre que um ativo tiver um β que se situe entre 0 e 1, tal significa que as variações das suas rentabilidades (de período para período) serão variações inferiores àquelas que se terão verificado no mercado. O investidor que possua ativos com β s desta natureza estará sujeito a um nível de risco inferior ao do mercado, que é, naturalmente, 1.

$\beta > 1$: agora, inversamente ao que se disse para os β s inferiores a 1, aqueles que sejam superiores representam níveis de risco maiores que o risco do mercado e as variações que neste ocorram, serão potenciadas nos ativos financeiros em função dos seus β s.

2.2.3. Diferença entre CML e SML

A *capital market line* representa o conjunto de portfólios eficientes, formado a partir do portfólio de mercado e do ativo sem risco. Os portfólios não eficientes ou ativos individuais não pertencem à CML e localizam-se, no referencial cartesiano, à direita da CML. O declive da reta é dado por $(R_m - R_f)/\sigma_m$ e representa o *trade off* entre, a rentabilidade esperada e o risco. Indica-nos, então, a rentabilidade esperada adicional por cada unidade de risco que é aceite.

A *security market line* relaciona a rentabilidade esperada de um ativo com o seu β e o declive desta reta é $(R_m - R_f)$. Encontrar-se-ão, nesta linha, todos os ativos, quer sejam títulos individuais quer sejam carteiras de títulos, desde que estejam em situação de equilíbrio. Então, a SML pode ser utilizada para encontrar títulos sub ou sobrevalorizados, conforme se observa no gráfico seguinte:

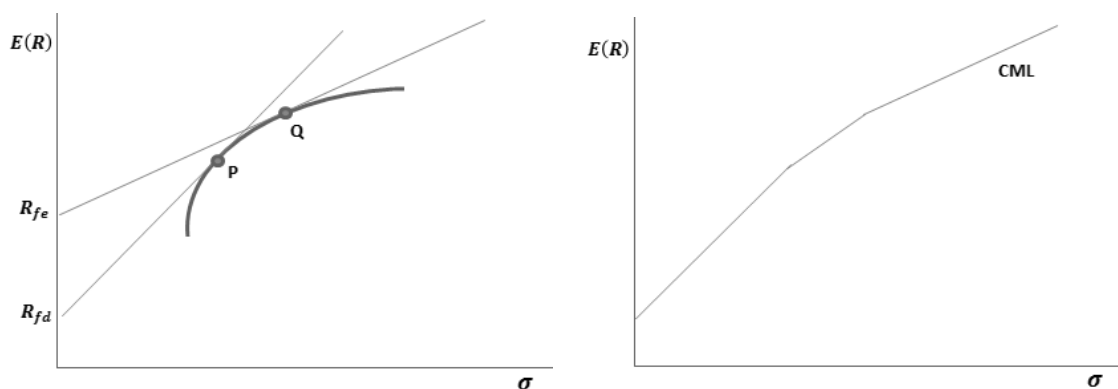


O título A encontra-se subavaliado e tende a ficar sobre pressão da procura que fará subir o seu preço e a rentabilidade cairá para o ponto de equilíbrio. Os títulos B e C

estão do lado debaixo da linha, sobreavaliados, com rentabilidades inferiores à que seria de esperar para os respectivos níveis de risco associados: tendem a serem vendidos, os preços caem e a rentabilidade sobe para a linha.

2.2.4. Abandonar pressupostos

Alguns dos pressupostos analisados não têm paralelo com a realidade. Vejamos, então, a hipótese de abandonar parte do pressuposto 3, dado que no mundo real os investidores, em geral, pagam uma taxa de juro pelos empréstimos obtidos superior à taxa de juro que auferem pelos empréstimos concedidos: as taxas de juros dos empréstimos são superiores às taxas de juro dos depósitos. A CML passaria a ser representada por três segmentos distintos, como nas figuras seguintes:



O primeiro segmento de recta que forma, agora, o conjunto de carteiras eficientes, é o que une o ponto $(0, R_{fd})$ a P. Se a carteira óptima do investidor estiver neste segmento, o investidor estará a emprestar.

A segunda parte do conjunto de carteiras eficientes é a fronteira dos ativos com risco entre P e Q. Neste segmento, o investidor não empresta, mas também não pede emprestado.

A terceira parte é a semi-recta à direita de Q. Se a carteira óptima estiver neste segmento, o investidor está a pedir emprestado para investir uma fracção superior ao que tem, numa carteira formada por ativos exclusivamente com risco.

2.2.4.1 O pressuposto da homogeneidade de expectativas

Abandonar este pressuposto, equivale a admitir a heterogeneidade de expectativas. Então, se os investidores tiverem expectativas diferentes, o conjunto de carteiras com

risco deverá ser específico para cada investidor e, portanto, a combinação ótima, supostamente tangente à recta CML iria, agora, variar de investidor para investidor deixando de ser a mesma para todos, pelo que, a carteira ótima para um investidor já não dependerá apenas do seu perfil face ao risco mas também das suas expectativas e só por acaso seria igual à de outro investidor.

Nestas circunstâncias, as variáveis do modelo, rentabilidades esperadas, variâncias e covariâncias, deveriam ser uma média ponderada das expectativas de cada indivíduo e tornaria extremamente difícil a determinação dos preços de equilíbrio.

2.2.4.2 O problema da liquidez

Por liquidez de um ativo pode, *grosso modo*, entender-se o custo de vender ou de comprar o referido ativo num intervalo de tempo pequeno, e.g., o *bid-ask spread* pode ser uma medida de liquidez para ativos financeiros transacionados nos mercados organizados. Mas, quanto a este tema, sabemos que nem todos os investidores têm as mesmas preferências: uns dão-lhe muito mais importância do que outros.

Então, se para a seleção da carteira de ativos, os investidores levassem em conta a rentabilidade esperada, o risco e também a liquidez da carteira, os preços dos ativos financeiros ajustar-se-iam até que todos os investidores estivessem satisfeitos com as suas opções e, neste caso, a rentabilidade esperada de cada ativo dependeria do contributo marginal do ativo para o risco da carteira de ativos, medido pelos β s, e do contributo marginal do ativo para a liquidez da carteira, medido, por hipótese, por L . Assim, duas carteiras com o mesmo nível de risco, mas com diferentes preferências por liquidez, em equilíbrio, não deverão ter a mesma rentabilidade esperada.

2.3. Finanças Comportamentais (*Behavioural Finance*)

O pressuposto da racionalidade na MTF implica que o comportamento dos intervenientes nos mercados financeiros seja consistente com um processo homogéneo de incorporação de informação nas suas decisões e estas devam estar em linha com o conceito de utilidade esperada.

Mas, a racionalidade, entendida dessa maneira, parece, afinal de contas, ter mais afinidade com os seres irracionais, i.e., o ser irracional não age de acordo com critérios únicos que o definam enquanto indivíduo, mas de acordo com um padrão

comportamental inerente à espécie. O homem, pelo contrário, responde a cada momento e em cada situação de uma forma, tendencialmente, individual e independente.

Assim, para as Finanças Comportamentais (FC), os modelos matemáticos de suporte a decisões racionais não têm em conta a dimensão intuitiva do indivíduo que contribui para as suas avaliações e escolhas. Argumentam, então, que se tem observado um vasto conjunto de fenómenos nos mercados financeiros, que a MTF não explica de forma concludente.

A literatura relativa às FC refere, ainda, que os desvios relativos ao comportamento racional são inerentes à natureza humana e devem ser incorporados na análise económica e financeira, mesmo como uma extensão dos modelos existentes. De facto, conforme se argumenta, as evidências sugerem que os investidores são capazes de cometerem erros sistemáticos com amplitude suficiente para afetar significativamente o preço dos ativos.

No âmbito da MTF, os comportamentos irracionais anulam-se entre si ou por arbitragem dos intervenientes racionais, no entanto, pesquisadores das FC sustentam que nos mercados onde investidores racionais e irracionais interagem, podem ocorrer significativos impactos nos preços devido aos limites à arbitragem, i.e., para esses autores a arbitragem não é suficiente para anular os comportamentos irracionais.

Em síntese, as FC posicionam-se do lado oposto à EMH, dado que o Homem possui limitações cognitivas e não é perfeita e consistentemente racional. Mas, de acordo com alguns autores das FC, estas não invalidam a teoria tradicional, bem pelo contrário, fortalece-a, uma vez que estuda anomalias não previstas na EMH.

Numa lógica semelhante, para Thaler (1986), afirmações como “os modelos racionais são inúteis” ou, do outro lado, “todo o comportamento é racional” não são verdadeiras. Para o autor, a discussão poderá continuar com alguma tendência para uns distorcerem o trabalho de outros, no entanto se ambos concordassem que qualquer das afirmações anteriores é falsa, as duas teorias, em conjunto, poderiam encontrar uma melhor explicação para a realidade.

2.4. A hipótese de eficiência nos mercados de capitais

«A market in which prices always “fully reflect” available information is called “efficient”.»²¹, Fama (1970: 383).

Quando os agentes do mercado descobrem novas informações e tomam decisões de comprar e de vender com bases nelas, o mercado ajustará os preços. A EMH explica este processo e tudo se passa como se o mercado tendesse para um equilíbrio, cujas condições são contextualizadas em torno das expectativas de retorno dos investimentos ou teoria do rendimento esperado (*fair game*).

EMH assume como pressupostos: (1) a inexistência de custos de transação; (2) a existência de informação acessível, a custo zero, a todos os participantes no mercado e (3) todos os participantes concordam quanto aos efeitos das informações sobre as expectativas futuras e reflexos nos preços atuais (expectativas homogêneas).

Tais pressupostos são tidos como suficientes, mas não necessários já que, por exemplo, custos de transação elevados não impedem que, ao momento da transação, os preços não reflitam a informação disponível. Ainda segundo Fama (1970), o mercado pode ser eficiente desde que um número bastante de participantes tenha acesso rápido à informação disponível e mesmo que, entre eles, não se verifique concordância quanto à implicação dessa informação, tal não constitui razão que chegue para que o mercado seja ineficiente. Na realidade, os preços não são definidos por consenso entre todos os intervenientes, mas por um grupo marginal de operadores que transacionam ativamente cada título.

Existe um grupo de analistas, arbitragistas e investidores que despendem tempo e recursos à procura de títulos com preços desajustados. Esses profissionais têm acessos a poderosas bases de dados com informação atualizada que processam, usando técnicas e modelos evoluídos, de modo a poderem atuar rapidamente. São estes mesmos intervenientes que agindo no seu próprio interesse, contribuem para que os preços, celeremente, incorporem novas informações.

²¹ «Tradução livre do autor: Um mercado no qual os preços reflectem a qualquer momento a totalidade da informação disponível, é chamado eficiente.».

Objetivamente, na EMH, em conformidade com Roberts (1967) e Fama (1970), são consideradas três formas de eficiência em função do tipo de informação que os preços refletem em cada momento:

a) Forma fraca: admite-se, nesta forma, que os preços correntes reflitam a informação histórica (ou passada) e também que os mesmos não estão correlacionados. Deste modo, será impossível, para qualquer investidor, obter ganhos extraordinários com base nos preços passados e, por outro lado, as informações, dado que já estarão refletidas nos preços, são inúteis.

b) Forma semiforte: nesta forma de eficiência, os preços dos ativos financeiros refletem a informação pública disponível, incluindo os dados históricos sobre os títulos e a informação relevante sobre as empresas (anúncios de resultados, emissão de novas ações...), sobre concorrentes e outros participantes e sobre a economia, em geral.

c) Forma forte: nesta forma, os preços devem refletir toda a informação existente no mercado, incluindo a de natureza privada que terá, obviamente, deixado de pertencer a um grupo restrito de investidores.

Aliás, alguns autores, afirmam que a eficiência na forma forte pode transforma-se em eficiência na forma semiforte, assumindo-se que a informação privilegiada é revelada, pelo menos em parte, ao mercado através do comportamento daqueles que a detém.

As formas de eficiências, agora descritas, estão ligadas por uma relação de domínio: assim, deve entender-se que a forma semiforte exige que os requisitos da forma fraca se verifiquem e, analogamente, a forma forte exige que os requisitos da forma semiforte e fraca, também, se verifiquem. Deste modo, um mercado eficiente na forma forte, também o é nas formas semiforte e fraca.

2.4.1. Teste às hipóteses de eficiência do mercado

Os testes consistem em metodologias usadas com a finalidade de se verificar se o mercado está em sintomia com qualquer das formas de eficiência descritas ou se, pelo contrário, não está e, concomitantemente, revela ineficiência.

Mas, segundo Fama (1991), a eficiência, *per se*, não é testável. É necessário que exista um modelo de avaliação de ativos a fim de se saber se os preços refletem adequadamente a informação disponível num contexto de equilíbrio. Deste modo,

estamos perante uma situação de hipótese conjunta onde um eventual comportamento anormal da rentabilidade dos títulos tanto pode ser por razões de ineficiência do mercado como de incapacidade do modelo de avaliação ou ainda por razões imputáveis, em partes, à possibilidade de ineficiência e à possível inadequação do modelo.

2.4.1.1. Teste às hipóteses de eficiência na forma fraca

Para avaliar ou testar se os mercados são eficientes na forma fraca, foram propostos, ao longo do tempo, diferentes tipos de teste. Abordamos, neste ponto, dois testes estatísticos de independência.

Este género de testes permitem concluir sobre a dependência linear entre as variações sucessivas no preço de um ativo financeiro. A teoria sustenta que as novas informações chegam ao mercado de uma forma aleatória e que os preços se ajustam rapidamente a tais informações. Daí que tenham um comportamento, igualmente, aleatório.

Tais testes pretendem medir a significância da dependência das observações, positiva ou negativa, numa série temporal. Podemos colocar a questão desta maneira: estará a variação do preço no dia t relacionada com as variações verificadas nos dias $t-1$, $t-2$ ou $t-3$?

Os testes mais utilizados são os testes aos coeficientes de autocorrelação e os testes de sequências (*runs*). Estes últimos, consistem na observação de sequências de variações positivas e de variações negativas, contando-se os *runs* que se verificam sempre que ocorra uma alternância de sentido das variações.

Se o mercado for eficiente a medida de autocorrelação deverá ser estatisticamente insignificante, portanto, próxima de zero e, caso se use o teste das sequências, o número de *runs* deverá ser consistente com o número de *runs* que se obteria a partir de uma série aleatória.

Mas, os testes, de acordo com Fama (1991), devem ser mais abrangentes do que os testes previsto em Fama (1970). Com efeito, tais testes devem ser alargados a outras variáveis que não apenas aos retornos, e.g., dividendos e taxas de juro, e também aos modelos de avaliação dos ativos. A evidência dos efeitos de calendário e de que os preços são muito voláteis, fazem, igualmente, parte dos testes, mas apenas sob a rubrica previsão dos retornos. Assim, em vez de testes orientados, apenas, para «*How well do past returns predict future returns?*», Fama (1991:1576), mantem-se a questão de fundo

que é testar a possibilidade de se preverem preços futuros, mas não apenas através dos preços ou retornos passados.

2.4.1.2. Teste às hipóteses de eficiência na forma semiforte

Os testes à eficiência na forma semiforte analisam a resposta do mercado de capitais ao anúncio de acontecimentos importantes, *event studies*, em duas dimensões:

- a) Na variação do preço e no volume de títulos transacionados por altura da divulgação do acontecimento. A questão reside em saber quão rápido o preço se ajusta. A hipótese de eficiência admite que o preço poderá ajustar-se antes da divulgação do acontecimento por via de fuga de informação ou, então, rapidamente após o anúncio.
- b) No potencial de ganhos supranormais: esta dimensão não pode estar dissociada da anterior. Com efeito, a hipótese de eficiência determina que a compra ou a venda de títulos após a divulgação de acontecimentos não conduz a ganhos extraordinários uma vez que o preço já deverá refletir o efeito da nova informação. Assim, desde que a primeira destas duas dimensões seja verdadeira, o ganho expectável deverá ser apenas o tido como normal para o nível de risco associado.

A realização destes testes exige que se ajuste o preço do título em causa ao movimento geral do mercado num período de tempo considerado para o teste. Subjaz a este procedimento a necessidade de se conhecerem as eventuais variações no preço, em linha com o mercado, como se o acontecimento não tivesse ocorrido.

2.4.1.3. Teste às hipóteses de eficiência na forma forte

Nesta forma, a teoria sustenta, também, a hipótese da inexistência de ganhos supranormais, mas é mais exigente do que para as formas anteriores e afirma que nenhum grupo de investidores pode deter monopólio de acesso a determinadas informações.

No contexto da hipótese conjunta do CAPM e da EMH, na forma forte, as estimativas do coeficiente β do rendimento esperado são feitas com base na análise de toda a informação conhecida e o rendimento dos títulos deverá posicionar-se na SML. Quando o valor de um título se posiciona a uma distância, estatisticamente relevante, relativa à linha do mercado é porque as estimativas não levaram em conta a totalidade de informação. Deste modo, possíveis ganhos supranormais estarão directamente ligados a informação não pública, mas esta, justamente por não ser pública, não é identificável.

Os testes a esta forma de eficiência, baseiam-se na observação dos resultados dos investimentos efetuados por grupos de investidores identificados como possíveis detentores de acesso a informação privilegiada, tais como:

- a) Investidores internos das empresas (*corporate insiders*), pertencendo a este grupo os responsáveis das empresas e outros que possam deter uma determinada percentagem no capital ou que ocupem um lugar cimeiro na estrutura hierárquica das empresas;
- b) Gestores dos fundos de investimento.

Em conformidade com o descrito, é expectável que diretores, acionistas com elevada percentagem de participação no capital e alguns funcionários das empresas emitam mais ordens de compra ou de venda do que a média do mercado antes de grandes subidas ou descidas do preço dos títulos.

2.4.2. A formação dos preços num mercado eficiente

O valor intrínseco ou fundamental de um ativo financeiro depende de muitos fatores incertos, tais como a evolução da economia, a envolvente política ou mesmo a fase do ciclo dos negócios, mas corresponde ao equivalente atual das expectativas que os intervenientes, a cada momento e com base na informação disponível no mercado, expressam.

Assim, a motivação para vender ou comprar um produto do mercado financeiro depende do valor fundamental percecionado pelos agentes e do respetivo preço. Um investidor comprará um título cujo valor fundamente, segundo a sua avaliação, seja superior ao preço no momento. Mas, o interveniente vendedor, se outras razões não estiverem a condicionar a sua decisão de venda, deverá ter uma perceção ao contrário quanto ao valor fundamental.

Num mercado eficiente, considera-se que o preço, como média ponderada dos valores que lhe são atribuídos pelo conjunto dos participantes, constitui uma boa estimativa do valor dos ativos. É, então, suposto que os preços expressem expectativas formuladas a partir de um conjunto de informação verdadeira e relativa a todos os fatores que incidam e influenciem o valor intrínseco, i.e., a informação deve ser completa.

Mas, na prática, estão no mercado investidores racionais que puxam o preço dos títulos para o seu valor intrínseco e especuladores que baseiam as suas ações em sinais do

mercado dados, por exemplo, por volumes de transações e preços passados. Quando é elevada e participação dos especuladores e se os sinais forem identicamente interpretados, formam-se tendências acentuadas de compra ou de venda que se reflectem nos preços e na volatilidade.

2.4.3. Expectativas racionais, comportamento racional e expectativas homogéneas

No palco do pensamento económico actual, temos: de um lado, a nova economia clássica (escola das expectativas racionais) com uma análise edificada a partir dos modelos da economia neoclássica, integrando a hipótese monetarista de Milton Friedman.

Segundo a literatura económica, para os actuais e mais importantes representantes desta escola, e.g., Robert Lucas, a teoria das expectativas racionais, conceito formulado por John Muth em 1961, baseia-se na possibilidade dos agentes económicos, com recurso a toda a informação disponível, perspectivarem o futuro da economia e condicionarem, no presente, as suas decisões. Está hipótese tem uma implicação forte ao nível dos efeitos das políticas futuras dos governos, cuja eficácia tenderá a diminuir, já que os agentes económicos, por antecipação, incorporam tais políticas na sua atuação presente. Vistas as coisas deste modo, poder-se-á pensar que os governos, tendencialmente, deverão perder poder face aos mercados.

Do outro lado, a contra ponto da escola nova economia clássica, surge nos anos de 1980, a nova economia *Keynesiana*, merecendo destaque os nomes de Paul Krugman e de Joseph Stiglitz. Para Keynes, ainda que reconhecesse a importância das expectativas, tratava-se de uma variável exógena, i.e., externa ao sistema económico. No entanto os seguidores deste ilustre economista, acabaram por introduzir o “futuro” nos modelos económicos, mas considerando as previsões futuras assentes na observação de acontecimentos passados: expectativas adaptativas.

Mas, no campo das finanças, a discussão em torno das expectativas e da racionalidade não tem tão amplo sentido. A EMH conjectura que os investidores têm atitudes racionais quando o seu comportamento, enquanto participantes no mercado, usando todas as informações disponíveis, estiver alinhado com a função de utilidade que se lhes adequa e, basicamente, em conformidade com a teoria das escolhas racionais. É igualmente assumido que todos os investidores deverão estar de acordo quanto aos efeitos da

informação sobre preços, portanto, tal significa estarem também de acordo na previsão de retornos futuros. No entanto, de acordo com Fama (1970: 388), «... *disagreement among investors about the implications of given information are not necessarily sources of market inefficiency...*»²².

2.4.4. A informação

A hipótese dos mercados eficientes assume que os preços dos ativos refletem plenamente todas as informações relevantes disponíveis e que os próprios preços as veicula entre investidores informados e investidores não informados: conforme Fama (1970: 383) «... *security prices at any time “fully reflect” all available information.*»

Mas Grossman e Stiglitz (1980), argumentaram que, existindo custos para se obter informação e perante a condição de equilíbrio geral de que as utilidades esperadas dos investidores informados e investidores não-informados são iguais, os preços não podem refletir plenamente as informações disponíveis. Caso refletissem, não haveria motivação para que alguns investidores se informassem e, por outro lado, os possíveis ganhos adicionais no mercado, com o uso da informação adquirida, dever-se-iam, precisamente, à vantagem relativa de informação.

Por outras palavras, se o sistema de preços transmitisse aos investidores não informados a informação obtida pelos investidores informados, prevalecendo a EMH, não se verificaria o equilíbrio uma vez que os segundos despenderam recursos para obterem informação.

Então, o paradoxo Grossman-Stiglitz afirma que se num mercado eficiente, na forma forte, os preços refletem toda a informação disponível, incluído a privilegiada, então nenhum investidor teria motivação suficiente para despender recursos à procura de novas informações.

Logo, os mercados não podem ser, do ponto de vista da informação, eficientes, dado que os intervenientes que incorrem em gastos para obterem informação, teriam que ter uma recompensa nos seus ganhos.

²² «Tradução livre do autor: ... discordância entre os investidores sobre as implicações das informações dadas não são necessariamente fontes de ineficiência do mercado...».

Também de acordo com Jensen (1978), um mercado é eficiente no que diz respeito a um conjunto de informações quando é impossível conseguir lucros económicos ao negociar com base nesse conjunto de informação.

Para o autor “lucros económicos” quer dizer retorno ajustado ao risco após todos os gastos. Portanto o ganho de um investidor informado deve incluir uma compensação pelos recursos despendidos a obter informação.

Mais tarde, Fama (1991) corrobora que os preços refletem a informação até o ponto em que o benefício marginal de agir com informação não excede o custo marginal de a possuir.

2.5. Anomalias nos mercados de capitais

Podemos dizer que qualquer acontecimento não esperado ou diferente do usual constitui uma anomalia, i.e., alguma ocorrência que constitua um desvio das condições normais ou expectáveis para a evidência empírica ou alguma teoria.

De acordo com Elton e Gruber (1991), anomalia é algo que se constata existir, mas para o que não há uma total e consensual explicação.

Da hipótese da eficiência dos mercados de capitais decorre que os preços são aleatórios, que o mercado ajusta rapidamente os preços face a nova informação e que os preços devem ser um bom estimador do justo valor dos ativos financeiros.

Portanto, perante a hipótese da eficiência, com a necessária implicação de se aceitar, igualmente, um modelo de avaliação de ativos, nenhum investidor poderá obter ganhos além daqueles que são considerados normais para o risco inerente. Porém, inúmeros estudos revelam que os retornos podem apresentar um comportamento consistente com algum padrão, sendo este o lado visível da anomalia, que permita aos investidores implementar estratégias de investimento com excesso de retorno, i.e., com ganhos supranormais.

Num mercado eficiente, as regularidades, quer do tipo sazonalidades, ou alguma outra tipificação de comportamento de retornos derrogam a hipótese da eficiência, i.e., o mercado onde tais anomalias persistam e sejam estatisticamente significativas é ineficiente. Fama (1998) defende, numa lógica semelhante, que certas anomalias, no entanto, são consistentes com a EMH, e.g., se no estudo de eventos as anomalias de

sobrerreação²³ forem tão frequentes quanto as anomalias de subreação²⁴ e ocorrerem de forma aleatória, então, serão consistentes com a hipótese da eficiência. Por outro lado, o autor defende também que caso as anomalias sejam evidentes deverá pôr-se em causa o modelo de avaliação, dado que muitas vezes perante alterações metodológicas, tais anomalias tornam-se marginais ou, simplesmente, desaparecem.

2.5.1. Anomalias de calendário

Tais anomalias, ou efeito calendário, concretizam-se no comportamento dos retornos dos ativos financeiros em momentos concretos do calendário civil. Abordamos, no presente trabalho, as seguintes: (1) efeito dia-da-semana, (2) efeito janeiro, (3) efeito mudança de mês ou “fim vs início de mês” e (4) o efeito feriado.

2.5.1.1. Efeito dia-da-semana (*day-of-the-week effect*)

Este efeito também é conhecido por efeito fim de semana, *weekend effect*, ou por efeito segunda feira, *Monday effect* ou, ainda, por *Monday seasonal*. É definido como o dia da semana no qual é mais significativa a diferença diária dos retornos ou rentabilidades dos ativos financeiros, sendo, em média, inferiores às dos restantes dias.

Conforme Prokop (2010: 176), «*The day-of-the-week effect... which according to Maberly (1995) was documented for the first time by Kelly (1930)...*» e «*... re-discovery ... by Cross (1973)...*»²⁵ (ibid.). No entanto, para Silva, Melo e Edimeire (2010: 4), «O primeiro estudo registrado foi de Osborne (1962)...».

French (1980) estudou os retornos diários do Standard and Poor's (S&P 500) índice compostos pelas ações de 500 das maiores empresas negociadas na bolsa de Nova York e concluiu que os retornos observados às segundas feiras eram negativos, os das terças praticamente nulos e os dos restantes dias eram positivos. O autor propôs uma fundamentação teórica suportada por duas hipóteses: a hipótese de calendário que supõe um processo contínuo de geração de rentabilidade e a hipótese de tempo de negociação segundo a qual as rentabilidades seriam geradas no período de atividade dos mercados.

²³ Conforme Brav e Heaton (2002), refere-se à previsibilidade de bons (maus) retornos futuros dependendo do mau (bom) desempenho passado.

²⁴ Conforme Brav e Heaton (2002), refere-se à previsibilidade de bons (maus) retornos futuros dependendo do bom (mau) desempenho passado.

²⁵ «Tradução livre do autor: o efeito dia-de-semana..., de acordo com Maberly (1995) foi documentado pela primeira vez por Kelly (1930) ...» e «... redescoberto... por Cross (1973)...».

Então, em conformidade com tais conjeturas, as rentabilidades obtidas em cada segunda feira deveriam ser três vezes superiores, perante a primeira das hipóteses, e iguais às rentabilidades dos demais dias da semana, observando-se a segunda. Porém, a realidade não confirmava nenhuma das suposições.

Entretanto, outros trabalhos efectuados nos anos 80 com amostras, algumas bastante longas, retiradas das cotações do índice *Dow Jones Industrial Average* corroboraram a hipótese das taxas de retorno relativas às segundas feiras serem significativamente negativas.

Este efeito também foi observado noutros mercados tais como no Canadá, em Inglaterra, no Japão, na Austrália e em tantos outros como Singapura ou Tailândia, mas verificou-se nalguns destes mercados asiáticos e australiano que as rentabilidades negativas ocorriam às terças feiras.

A literatura das finanças, também menciona a existências de combinações deste com outros efeitos, nomeadamente, com o efeito janeiro e o efeito dimensão²⁶, Rogalski (1984), verificou, neste caso, que as rentabilidades das segundas feiras de janeiro eram positivas e negativas nos restantes meses. Este autor, tal como French (1980), também decompôs o efeito dia-da-semana em duas partes: uma para a rentabilidade gerada no período de encerramento dos mercados e outra gerada durante o dia de segunda feira e concluiu que as rentabilidades negativas se deviam à primeira parte do efeito, i.e., as rentabilidades negativas das segundas feiras são geradas nos períodos de sexta feira, depois do fecho dos mercados, até segunda feira à abertura dos mesmos.

Miralles e Miralles (2003), analisaram uma amostra relativa ao período de 1993 a 2001 dos índices BVL 30²⁷ e PSI20 da bolsa de valores de Lisboa e Porto. Sondaram os efeitos janeiro, tamanho, sobrereação e dia-da-semana e chegaram à conclusão, relativamente a este último, que as rentabilidades relativas às segundas feiras não eram sequer baixas, as relativas às sextas feiras não eram significativamente mais elevadas e tendencialmente as rentabilidades das quintas apresentaram-se fracas, pelo que o efeito apresentava no mercado português características algo distintas. Os autores tendo em

²⁶ Efeito relacionado com a dimensão das empresas que se manifesta pela tendência das de menor dimensão apresentarem melhores rentabilidades, ajustadas ao risco, do que as empresas de maiores dimensões.

²⁷ Índice da Bolsa de Valores de Lisboa que agregava, na década de 90, as principais 30 empresas cotadas nessa bolsa.

conta a apreciação dos demais efeitos, o aspecto relativo do conceito de eficiência, a metodologia utilizada e a significância estatística dos resultados, foram favoráveis à hipótese da eficiência do mercado Português na forma fraca.

Brounen e Ben-Hamo (2009), analisaram o preço de ações de dez mercados dos mais importantes do mundo e do mercado da África do Sul (Estados Unidos, Japão, Hong Kong, Reino Unido, Austrália, France, Singapura, Canadá, Holanda e Áustria) e, em parte, as suas conclusões, de acordo com os próprios, foram que «*For the daily returns we find price anomalies for Fridays and Mondays in all markets.*» (ibid.:115). Referem, ainda, que o efeito era mais forte nos anos 80 e 90, para os países mais pequenos da amostra. Naturalmente que já não estamos na presença da anomalia típica *weekend* ou *monday effect*, mas perante um retorno excepcional num dia da semana, aliás, já assinalado noutros exemplos.

Como é óbvio, não pretendemos ser exaustivos, mas desejamos deixar presente que sobre este, bem como outros efeitos, muitos estudos foram realizados e nem sempre consensuais. Existe, de facto, na literatura das finanças, inúmeros trabalhos relacionados com o efeito dia-da-semana, pelo que achamos interessante resumir na Tabela seguinte (2.1) alguns exemplos e na Tabela 2.2 as respectivas conclusões.

Tabela 2.1 Síntese dos principais trabalhos sobre o efeito dia-da-semana

Autores:	Publicações	Mercados	C ⁽¹⁾
Osborne	1962	Estados Unidos	1
Cross	1973	Estados Unidos	1
Gibbons e Hess	1981	Estados Unidos	2
Lakonishok e Levi	1982	Estados Unidos	1
Keim e Stambaugh	1984	Estados Unidos	1
Jaffe e Westerfield	1985a, 1985b	Canadá, Austrália ⁽²⁾ , Japão ⁽²⁾ e Reino Unido	1
Smirlock e Starts	1986	Estados Unidos	3
Harris	1986	Estados Unidos	4
Condoyanni, O'Hanlon e Ward	1987	Singapura, Japão ⁽²⁾ e Austrália ⁽²⁾	1
Lakonishok e Smidt	1988	Estados Unidos	1
Aggarwal e Rivoli	1989	Hong Kong, Malásia, Singapura e Filipinas	1
Kato	1990	Japão	5
Solnik e Bousquet	1990	França	6
Barone	1990	Itália	7
Chang, Pinegar e Ravichandran	1993	Bélgica, Dinamarca e Alemanha	8
Agrawal e Tandon	1994	Cerca de 18 países	2
Athanassakos e Robinson	1994	Canadá	7
Balaban	1995	Turquia	1
Kim et al.	1998	Coreia e Tailândia	1

Herwartz	2000	Alemanha	10
Kiyamaz e Berument	2001	Alemanha, Japão, Canadá, EU e Reino Unido	11
Kohers, Kohers, Pandey e Kohers	2004	Países do “World Index” (23 índices nacionais)	12
Hui	2004	Hong Kong, Coreia, Singapura e Taiwan	13

⁽¹⁾ Conclusões

⁽²⁾ O efeito é observado nos retornos das terças feiras.

Tabela 2.2 Síntese das conclusões dos trabalhos apresentados na tabela 2.1.

1	Os retornos das segundas feiras são negativos e significativamente inferiores aos retornos dos restantes dias da semana;
2	Os autores confirmaram rentabilidades negativas às segundas feiras e observaram retornos muito elevados às quartas e sextas feiras;
3	Os autores analisam as rentabilidades a cada hora e confirmam as conclusões de Rogalski;
4	Harris, também, analisou as rentabilidades nas diferentes horas do dia e concluiu que: (1) o rendimento de segunda feira era negativo, (2) o rendimento dos restantes dias era positivo e não significativamente diferente, (3) o efeito tinha relação com a dimensão da empresa e nas grandes empresas as rentabilidades negativas eram geradas durante o período de pós-fecho;
5	Retornos negativos às terças feiras;
6	Foram observados retornos persistentes e fortemente negativos às terça feiras;
7	Corroboraram as rentabilidades negativas nas segundas feiras, no entanto, concluíram que as rentabilidades das terças feiras eram ainda mais negativas;
8	O efeito foi observado mas desvaneceu;
10	O autor analisou dados de 1960 a 1997 e, numa subamostra relativa ao período de 1980 a 1997, obteve evidência a favor da mitigação do efeito.
11	Os autores utilizaram dados de 1988 a 2002 e concluíram que o efeito estava presente em vários países, mas em dias diferente. Paralelamente corroboraram conclusões de outros trabalhos no sentido de associarem altas volatilidades a baixos volumes de negociação;
12	Estudaram 23 mercados e verificaram que o efeito estava presente nos anos 80 e enfraqueceu na década de noventa;
13	A presença do efeito foi apenas observada no mercado de Singapura onde se verificaram baixas rentabilidades às segundas e terças feiras e altas, nos restantes dias;

2.5.1.2. *Efeito janeiro (The January Effect)*

O Efeito janeiro²⁸, no mercado de capitais, consiste no maior retorno de títulos durante o mês de janeiro comparado com o retorno dos restantes meses do ano. Com efeito, a literatura especializada, menciona que entre o último dia de dezembro e o fim da

²⁸ O efeito janeiro aqui tratado não se confunde com outro efeito relacionado com o mesmo mês, o **barómetro de janeiro**, que conjectura que o retorno do mês de janeiro possa servir de sinalizador para o retorno no resto do ano.

primeira semana de janeiro o mercado, em geral, regista maiores rentabilidades, mas este efeito, no entanto, não foi confirmado em muitos mercados.

Na literatura das finanças, chegou a ser considerada a possibilidade de muitos analistas aconselhem investidores a vender títulos que se encontrassem em baixa para que registassem perdas fiscais e que os readquirissem ou comprassem outros, no início do ano seguinte. Assim, as pressões sobre a venda e depois sobre a compra (procura) encarregar-se-iam de produzir o efeito, mas para a EMH, a ação dos especuladores e de arbitragistas acabaria, também, por o anular.

Mas, alguns trabalhos mostraram que essa estratégia permitia obter lucros superiores à média e também identificaram uma relação com o efeito dimensão ao verificarem que os maiores ganhos eram obtidos pelos títulos das empresas mais pequenas.

A literatura também refere que o efeito, depois de descoberto por *Roll* e por *Keim* em 1983, enfraqueceu na década seguinte. Para alguns analistas poderá ter desaparecido ou mudado para outro período, ainda por razões fiscais, embora outros analistas não considerem que o fenómeno se relacione com tais razões já que a legislação fiscal diverge de país para país e, por isso, não poderia ser essa, pelo menos, a principal razão. Apresentamos na Tabela 2.3 uma síntese dos principais trabalhos e na Tabela 2.4, as respectivas conclusões.

Tabela 2.3 Síntese dos principais trabalhos sobre o efeito

Autores:	Publicações	Mercados	C ⁽¹⁾
Roll	1983	Estados Unidos	1
Keim	1983	Estados Unidos	2
Reiganum	1983a	Estados Unidos	3
Hensel e Ziemba	1995	Austrália, Áustria, Canadá, França, Alemanha, Japão, Suíça, Reino Unido e Estados Unidos	4
Porter, Powell e Weaver	1996	Estados Unidos	5
Star	1996	Estados Unidos	6
Haug e Hirschey	2006	Estados Unidos	7
Dzhabarov e Ziemba	2010	Estados Unidos	8

⁽¹⁾ Conclusões

Tabela 2.4 Conclusões dos trabalhos referidos na tabela 2.3.

1 Observa o efeito e verifica uma relação com o efeito dimensão;

- 2 Observa o efeito, verifica a relação com o efeito dimensão e conclui que mais de metade dos ganhos supranormais de janeiro, ocorrem na primeira semana;
 - 3 Corrobora as conclusões anteriores e verifica, também, que são os títulos das empresas de menor dimensão que registam maiores ganhos;
 - 4 Os autores não encontraram padrões diferenciados de retornos para o mês de janeiro em relação aos demais;
 - 5 Os autores corroboram as conclusões anteriores no que se refere à existência do efeito e à relação do mesmo com o efeito dimensão;
 - 6 O efeito desvaneceu e tende a desaparecer ou mudar para outra altura do ano;
 - 7 Dependendo das amostras analisadas, verificaram o efeito e a relação com as empresas de menor dimensão;
 - 8 Dependendo das amostras analisadas, observaram o efeito, mas com os títulos das empresas de menor dimensão a registar menores ganhos do que o das empresas de maior dimensão.
-

2.5.1.3. Efeito fim vs início do mês (*Turn of the month effect*)

Este efeito documentado por Ariel (1987 *apud* Dimson e Marsh, 1997), refere-se ao aumento temporário nos preços dos ativos financeiros durante os últimos dias de cada mês e os primeiros dias do mês seguinte.

Agrawal e Tandon (1994) observaram retornos elevados no último dia do mês em cerca de catorze dos dezoito países analisados. Lakonishok e Smidt (1988), similarmente, reportaram retornos elevados nos últimos dias de cada mês e nos primeiros três do mês seguinte.

2.5.1.4. Efeito feriado (*holiday effect*)

O efeito feriado é caracterizado pela ocorrência de rentabilidades anormais positivas nos dias de negociação imediatamente anteriores a feriados. Lakonishok e Smidt (1988) observaram o mercado norte americano através retornos do índice *Dow Jones Industrial Average*, relativos ao período de 1897 a 1986 e os resultados obtidos permitiram concluir que a taxa de retorno média em dias de negociação que imediatamente antecediam os feriados era mais de vinte vezes maior do que a taxa média relativa aos dias regulares de negociação.

Também Ariel (1990), através de uma amostra relativa aos anos de 1963 a 1988 do índice de retornos fornecidos pelo centro de pesquisa de preços dos títulos mobiliários (*Center for Research in Security Prices*) e também pelas cotações, hora a hora, do *Dow Jones Industrial Average* nos dias em torno dos feriados, concluiu que os retornos

relativos aos dias anteriores aos feriados eram entre nove a catorze vezes maiores que os retornos dos outros dias.

Kim e Park (1994) analisaram rentabilidades dos mercados norte americano, japonês e inglês através dos índices *New York Stock Exchange* (NYSE), *American Stock Exchange* (AMEX) e *North American Securities Dealers Automated Quotation System* (NASDAQ), no período de 1966 a 1986, e do S&P 500, *Nikkei* e *UK Financial Times 30*, entre 1972 e 198 e concluíram que o efeito estava presente nesses mercados, independentemente dos dias feriados serem diferentes. Também concluíram que este efeito, ao contrário de outros, nos mercados inglês e japonês não é correlacionado com o efeito no mercado americano.

No campo das razões para esta anomalia, Ariel (1990) refere a preferência dos participantes para comprar ou evitar vender em dias imediatamente anteriores a feriados. Thaler (1987), entende que as vésperas de feriados pode ser motivo de bom humor dos investidores que por sua vez motiva, maioritariamente, decisões de compra.

Meneu e Pardo (2004) realizaram um estudo com as principais ações do mercado espanhol que também eram negociadas nas bolsas de Nova Iorque e de Frankfurt, relativo ao período de 1990 a 2000 e verificaram a incidência do efeito feriado nessas ações com altos retornos anormais no dia de negociação que antecede os feriados. Observaram também a independência do efeito relativamente a outros e pelas análises relacionadas com a liquidez do mercado, sugeriram outra explicação para o efeito baseada na relutância dos pequenos investidores para comprarem nesses dias.

3. SUPORTE ESTATÍSTICO E ECONOMÉTRICO

O presente capítulo é despretensioso mas necessário para facilitar o entendimento do trabalho prático. Com efeito, abordaremos, de seguida, alguns conceitos elementares, regularidades estatísticas inerentes a séries financeiras, métodos e instrumentos de análise estatística e econométrica.

3.1. Como calcular retornos?

Admitamos as duas fórmulas seguintes:

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

Onde:

R_t : é o retorno no momento t ;

P_t : é o preço do ativo no momento t ;

P_{t-1} : é o preço do ativo no momento $t-1$;

e

$r_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$, em que r_t é o retorno no momento t e \ln o logaritmo natural.

então, $r_t = \ln(1 + R_t)$. Mas, em geral, $r_t \cong R_t$.

No presente trabalho, usaremos retornos diários calculados pelas diferenças logarítmicas das cotações do índice:

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \text{ ou } r_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$$

3.2. Devemos estudar os preços ou os retornos?

De acordo com Campbell, Lo e MacKinlay (1997), a preferência pelas séries de retornos para os estudos financeiros em vez da de cotações, preços ou de índices deve-se basicamente a dois factos: (1) os retornos contem mais e melhor informação para os investidores; (2) as séries de retornos possuem propriedades estatísticas mais interessantes.

3.3. Retornos e volatilidades anualizados

Admitamos que queremos conhecer a taxa de rentabilidade anual, r_A , que aplicada ao investimento P_0 permite, ao fim de T anos, obter o valor acumulado P_T .

Para retornos continuamente reinvestidos, teremos: $P_0 \cdot e^{r_A T} = P_T$; $r_A = \frac{1}{T} \ln \left(\frac{P_T}{P_0} \right)$. Se admitirmos que os $P_0, P_1, P_2, \dots, P_n$ são preços diários e que num ano se observaram 252 preços, teremos a seguinte relação $T = n/252$. Se pretendêssemos, agora, saber a taxa anual de rentabilidade dos 100 primeiros preços, teríamos: $r_A = \frac{252}{100} \ln \left(\frac{P_{100}}{P_0} \right)$.

Obteremos idêntico resultado se multiplicarmos a média das rentabilidades diárias pelo número de preços (N) observados no ano, neste exemplo, 252: $r_A = N\bar{r}$.

Vejamos, por sua vez, a variância através de certa analogia com a taxa anual de retorno, ou rentabilidade, aqui representada por X :

$$X = \ln P_N - \ln P_0 = \sum_{t=1}^N r_t$$

Para $E(r_1) = E(r_2) = E(r_3) = \dots = E(r_N)$, o retorno médio anual é dado por $E(X) = NE(r_t)$. A estimativa $E(X)$ é: $r_A = N\bar{r}$.

Suponhamos, agora, que a sucessão $\{r_t\}$ é não autocorrelacionada e que $Var(r_t) = \sigma^2$. Então, a variância anualizada é dada por: $Var(X) = Var \left(\sum_{t=1}^N r_t \right) = N\sigma^2$

A volatilidade pode, agora, ser obtida por $\sqrt{N\sigma^2}$ ou por $\sqrt{N}\sigma$.

3.4. Regularidades estatísticas

Estudos empíricos com séries financeiras de retornos evidenciam os seguintes factos estilizados:

- Estacionariedade: em geral, as séries de preços são não estacionárias, mas as séries de retornos são estacionárias e, concomitantemente, mais fáceis de modelar²⁹;
- Não normalidade: significa que as séries de retornos apresentam características que se distanciam da distribuição normal, e observa-se também que o coeficiente de curtose, *kurtosis*, tende a aumentar com o aumento das observações das séries;

²⁹ Ajustar a um modelo estatístico ou econométrico.

- c) Retornos não autocorrelacionados: na generalidade dos estudos efetuados, os coeficientes de autocorrelação dos retornos são fracos. Portanto, a evidência sugere a não dependência ou uma dependência pouco significativa entre as observações;
- d) Quadrados dos retornos autocorrelacionados: manifesta-se forte evidência a favor da autocorrelação no quadrado dos retornos que significa a existência de formas de dependência não linear;
- e) Os retornos apresentam agrupamentos de volatilidade, *Volatility Clustering*: valores muito altos e muito baixos ocorrem frequentemente, aliás, com maior frequência do que seria expectável se as variáveis seguissem uma distribuição normal. Entretanto, estes valores extremos tendem a ocorrer de forma seguida;
- f) Os retornos de ações e de índices são, em geral, assimétricos: as distribuições reais das rentabilidades, tendem, em geral, a exporem assimetrias negativas já que, por norma, ocorrem mais variações negativas fortes do que variações positivas fortes;
- g) Os retornos seguem distribuições leptocúrticas: para a maioria das séries financeiras, o coeficiente de *kurtosis* é muito superior a três;
- h) Desvio padrão diferentes para ativos diferentes: os ativos que, em geral, apresentam maior variabilidade e, concomitantemente, maior risco associado são, por ordem decrescente: as ações, os índices bolsistas e taxas de câmbio;
- i) A persistência da volatilidade: acresce aos fenómenos já descritos relativamente à volatilidade (valores extremos muito altos e muito baixos e tendência para se concentrar) a tendência para persistir, i.e., se a volatilidade é alta ou baixa, então, é razoável supor-se que continue alta ou baixa durante considerável período de tempo;
- j) Prémio de risco (mercado) positivo: o valor esperado do retorno de um investimento no mercado de capitais deve exceder o retorno do investimento sem risco. Se assim não fosse, qual seria, então, a motivação para se aceitar um investimento com retornos incertos quando se dispõe de uma alternativa com retorno garantido.

3.5. Testes estatísticos

Pretendemos, neste ponto, fazer referência a alguns dos testes estatísticos que utilizámos no tratamento dos dados, mas limitamo-nos a uma curta descrição:

a) Jarque-Bera

A estatística (JB) tem a seguinte fórmula: $JB = n \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(k-3)^2}{24} \right]$ e o limite determina-se a partir do nível de significância pré-estabelecido, tendo em conta que o teste segue a distribuição qui-quadrado (χ^2).

Na fórmula n é número de observações ou dimensão da amostra; S representa o coeficiente de assimetria e K o coeficiente de *kurtosis*. Numa distribuição normal S e K têm os valores 0 e 3, respectivamente. Então o teste JB tem como hipótese nula conjunta $S = 0$ e $K = 3$.

b) Sequências (*runs*)

O teste consiste, numa linguagem simples, em esperar que as taxas de rentabilidade se distribuam aleatoriamente em torno da sua média. As observações abaixo e acima da média podem ser identificadas por uma variável dicotómica, e.g., 0 e 1 ou v e f (verdadeiro e falso), respectivamente.

O teste de hipóteses é: H_0 : A amostra é aleatória; H_1 : A amostra não é aleatória

Na sequência $\{0,1,1,0,1,0,1,1\}$ existem 6 *runs*. Se a amostra tivesse apenas a primeira observação, teria uma sequência. Tendo mais, contam-se *runs* sempre que na observação seguinte a variável muda de estado. Então, numa amostra de dimensão N , identificamos as observações abaixo da média por N_0 e as que ficam acima da média, por N_1 .

A estatística do teste baseia-se no número de sequências contidas na amostra R cuja distribuição pode ser aproximada à distribuição normal com parâmetros:

$$\mu_R = \frac{N_0 N_1}{N} + 1$$

$$\sigma_R = \sqrt{\frac{2N_0 N_1 (N_0 N_1 - N)}{N^2 (N - 1)}}$$

e, nestes termos, a estatística é:

$$z = \frac{R - \mu_R}{\sigma_R} \sim N(0,1).$$

c) Teste Box-Pierce

É utilizado para avaliar o nível de dependência entre variáveis, neste caso, entre retornos sucessivos. A hipótese nula do teste afirma que $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_L = 0$,

onde,

$$\rho_L = \frac{Cov(y_t; y_{t-L})}{Var(y_t)}$$

Significa que os coeficiente de autocorrelação para os desfasamentos considerados (L) devem ser todos iguais a zero, o que implica como hipótese alternativa que exista, pelo menos um, $\rho_L \neq 0$.

A estatística e valor limite do teste são: $Q_L = N \sum_{j=1}^L \rho_j^2$; $limite = \chi_\alpha^2(L)$, onde α representa o nível de significância.

d) BDS (Brock, Dechert e Scheinkman)

Neste teste admite-se como hipótese nula que as taxas de rentabilidade são variáveis aleatórias, independentes e identicamente distribuídas, mas não se especifica a hipótese alternativa. Assim, a rejeição da hipótese nula pode ser explicada pela evidência de relações, lineares ou não lineares estatisticamente significativas entre as variáveis.

Entretanto, é possível remover relações lineares através de um procedimento baseado na estimação de um modelo ARMA³⁰ onde as ordens p e q ($ARMA(p, q)$) podem ser determinadas através da metodologia de Box-Jenkins que utiliza os padrões de comportamento das funções de autocorrelação (ACF)³¹ e autocorrelação parcial (PACF).

$$ARMA(p, q); r_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i \mu_{t-i} + \mu_t$$

Valores elevados do teste, indicam a presença de relações e dois casos são possíveis: (1) as estruturas lineares terem sido previamente removidas, pelo procedimento referido e o teste executado sobre os resíduos da regressão, ficando assim revelada a presença de relação do tipo não linear, embora não saibamos qual; (2) as estruturas lineares não terem sido removidas e, nestas circunstâncias, não ser possível saber se a

³⁰ *Autoregressive Moving Average.*

³¹ *Autocorrelation function; partial autocorrelation function.*

rejeição da hipótese nula se deve à presença de estrutura lineares, não lineares ou de ambos os tipos. É, portanto, recomendável a remoção das estruturas lineares e efetuar o teste sobre a série dos resíduos.

e) McLeod-Li

O teste McLeod-Li (1983) também é sensível à presença de relações não lineares, sendo por isso usado para as encontrar. Fundamenta-se nas estatísticas Box-Pierce e Ljung-Box aplicadas ao quadrado das taxas de rentabilidade ou ao quadrado dos resíduos filtrados linearmente.

A hipótese a ser testada é:

H_0 : X_t^2 é independente e implica que a série é linear;

H_1 : X_t^2 é dependente e implica que a série é não linear.

Onde (X_1, X_2, \dots, X_n) são os resíduos de um modelo ARMA e $\hat{\rho}_{X_t^2}$ o coeficiente de autocorrelação X_t^2 e X_{t-j}^2 dado por:

$$\hat{\rho}_{X^2}(k) = \frac{\sum_{j=1}^{n-k} (X_j^2 - \hat{\sigma}^2)(X_{j+k}^2 - \hat{\sigma}^2)}{\sum_{j=1}^n (X_j^2 - \hat{\sigma}^2)^2}$$

em que $\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{j=1}^n X_j^2}{n}$

e estatística de teste: $LB = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{\rho}_k^2}{(n-k)} \sim \chi_m^2$

f) Hsieh

De acordo com Hsieh (1989 e 1991), podemos encontrar, nos erros filtrados linearmente (u_t), dois tipos de dependência não linear: a dependência não linear aditiva, onde $u_t = \varepsilon_t + f(r_{t-1}, r_{t-2}, \dots, u_{t-1}, u_{t-2}, \dots)$ e a dependência não linear multiplicativa, onde $u_t = \varepsilon_t f(r_{t-1}, r_{t-2}, \dots, u_{t-1}, u_{t-2}, \dots)$, nas quais ε_t é uma variável aleatória independente, identicamente distribuída, com média igual a zero e independente dos valores passados de r e de u .

Em conformidade com Curto, Reis e Esperança (2003: 16), «Uma relação não linear aditiva pode significar que as taxas de rentabilidade foram geradas por um processo não linear estocástico do tipo não linear de Médias Móveis (NMA) de Robinson (1977), ... entre outros». Podem, também, ser geradas por processos não lineares

determinísticos do tipo caos. Nos tipos de dependência não linear aditiva, a relação de dependência acontece na média do processo e, em conformidade com a literatura das finanças, tais dependências podem criar possibilidades de prever preços futuros e, conseqüentemente, porem em causa a hipótese da eficiência dos mercados.

Mas, por outro lado, a relação não linear do tipo multiplicativo revela um processo não linear estocástico de heteroscedasticidade condicionada que é consistente com a noção de eficiência. Neste caso, a não lineariedade acontece ao nível da variância do processo.

O teste de Hsieh permite determinar o tipo de relação não linear existente e a sua hipótese nula afirma que os dados evidenciam uma dependência não linear do tipo multiplicativo com a seguinte implicação: $E(u_t | r_{t-1}, r_{t-2}, \dots, u_{t-1}, u_{t-2}, \dots) = 0$.

$$r_{eee}(i, j) = \frac{\frac{1}{n} \sum e_t e_{t-i} e_{t-j}}{\left(\frac{1}{n} \sum e^2\right)^{1,5}}$$

onde e_t representa os resíduos filtrados linearmente. Para H_0 verdadeira, $r_{eee}(i, j)$ tem distribuição assintótica normal com média zero e variância $V(i, j)$ que pode ser estimada pelo método dos momentos:

$$\hat{V}(i, j) = \frac{\frac{1}{n} \sum e_t^2 e_{t-i}^2 e_{t-j}^2}{\left(\frac{1}{n} \sum e_t^2\right)^3}$$

g) Multiplicador de Lagrange de Engle

Este teste é utilizado para verificar a presença de heteroscedasticidade condicionada e a evidência do efeito ARCH, pressupondo que a variância de um dado período tem relação com a variância de períodos anteriores:

$LM = nR^2$, n é o número de observações e R^2 o coeficiente de determinação da regressão auxiliar: $\hat{u}_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{u}_{t-1}^2 + \gamma_2 \hat{u}_{t-2}^2 + \dots + \gamma_q \hat{u}_{t-q}^2 + v_t$.

\hat{u}_t^2 representa os resíduos filtrados linearmente e elevados ao quadrado. A hipótese nula sustenta a não existência do efeito ARCH.

3.6. Os modelos ARCH/GARCH/EGARCH

Como já o dissemos, uma característica presente nas séries financeiras é a volatilidade e as ferramentas de análise destas séries temporais devem, de acordo com Ferreira (2005: 324), incorporar técnicas capazes de «... prever a volatilidade, de capturar e de reflectir os factos mais relevantes sobre a volatilidade dos rendimentos dos preços, em especial, persistência, reversão à média, impacto assimétrico das boas e das más notícias e a influência de variáveis exógenas diversas.».

Outro facto estilizado, os grupos (*clusters*) de volatilidade, sugere a conveniência de se recorrer a modelos heteroscedásticos condicionais, onde se considera que a variância de um retorno, num dado instante de tempo, depende de retornos passados e de outras informações (taxas de inflação, de juros...) disponíveis até àquele instante. Para estes modelos, existirá uma variância condicional que, não sendo constante, não coincide com a variância (incondicional) da série a observar e, do mesmo modo, é possível que, a média e outros momentos da distribuição de retornos, variem com o tempo.

3.6.1. Modelo-base ARCH

(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)

Os modelos econométricos utilizados até à década de 70, passada, tinham várias limitações, nomeadamente, quanto à relação funcional de linearidade e estacionariedade, entre outras, mas «*We can remove trends and cycles from a series through differencing.*»³² Box e Jenkins (1970: 470), i.e., a solução proposta passava pelo ajustamento das séries a estudar aos processos existentes. O modelo ARIMA é um exemplo de um processo ARMA acrescido da capacidade de tornar a série estacionária por operações de diferenciação.

Quanto à não linearidade, Engle (1982) considerou ser possível criar um modelo paramétrico, considerando a média e variância condicional não constantes, que captasse a volatilidade das autocorrelações, considerando que o risco do presente depende do risco observado no passado. Propôs, desse modo, um modelo baseado na existência de heteroscedasticidade condicional.

³² «Tradução livre do autor: Nós podemos remover tendências e ciclos de uma série através de diferenciação.».

O modelo assume as premissas de que o retorno de um ativo qualquer é, serialmente, não correlacionado e que a variância condicional é uma função quadrática de retornos passados. Portanto, é assumido que o passado dos retornos não influencia os retornos presentes mas influencia a volatilidade.

Fórmulas base:

$$y_t = \beta x_t + \mu_t,$$

$$\mu_t = \varepsilon_t \sigma_t,$$

$$ARCH(q) \rightarrow \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \mu_{t-i}^2$$

onde, $E(\varepsilon_t) = 0$, $Var(\varepsilon_t) = 1$, $Cov(\varepsilon_t; \mu_{t-i}) = 0$

com, ε_t i. i. d. $\sim(0,1)$ e independente de μ_{t-i} ,

$\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$ ($i = 1, 2, \dots, q$), devendo a soma deste parâmetros ser inferior a 1 para se manter a condição de fraca estacionariedade.

A literatura das finanças menciona algumas limitações do modelo, tais como:

- a) Está, basicamente, orientado para os retornos e as decisões financeiras são tomadas sob uma matriz que inclui outras variáveis;
- b) Trata retornos positivos e negativos de forma idêntica, já que os quadrados dos retornos entram na fórmula da volatilidade. Na prática, sabe-se que a volatilidade reage de modo diferente a retornos de uma ou de outra natureza, i.e., a volatilidade tende a aumentar mais quando os retornos são negativos do que quando são positivos (efeito alavanca). Os retornos negativos transmitem ao mercado sentimentos geradores de instabilidade que ampliam a volatilidade.

3.6.2. Modelo GARCH

O modelo *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* é uma generalização do modelo ARCH, sugerida por Bollerslev (1986). É mais abrangente e, nele, a variância condicional depende das observações passadas e também da própria variância passada, i.e., o modelo edifica-se, de acordo com Ferreira (2005: 328), «... no pressuposto que as previsões das variações da variância no tempo dependem da variância passada... Subidas ou descidas não esperadas nos rendimentos de um activo

[sic] financeiro no tempo t conduzirá a aumentos da volatilidade esperada no período a seguir.».

Fórmula da variância:

$$GARCH(q, p) \rightarrow \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \mu_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \delta_j \sigma_{t-j}^2$$

Sujeito às restrições a seguir indicadas para assegurar que a variância condicional é não negativa:

$$\alpha_0 > 0;$$

$$\alpha_i \geq 0 \quad (i = 1, 2, \dots, q);$$

$$\delta_j \geq 0 \quad (j = 1, 2, \dots, p).$$

Para se determinar os graus q e p necessários à identificação do modelo, utilizam-se os mesmos princípios de um processo ARMA: metodologia Box-Jenkins.

3.6.3. Modelo EGARCH (Exponencial GARCH)

Este modelo é uma resposta à incapacidade do modelo GARCH(q, p) de captar o efeito assimétrico. «A variância condicional, σ_t^2 , do modelo é uma função assimétrica dos valores passados de $\mu_{t-s} \dots$ » (ibid.: 332).

$$EGARCH(q, p) \rightarrow \ln \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \frac{|u_{t-i}|}{\sigma_{t-i}} + \sum_{i=1}^q \gamma_i \frac{\mu_{t-i}}{\sigma_{t-i}} + \sum_{j=1}^p \beta_j \ln \sigma_{t-j}^2$$

O γ diferente de zero indica o efeito assimétrico e quando negativo evidencia o caso de más notícias (*bad news*) que geram impactos superiores às *good news*.

4. Dados e análise de dados

No presente trabalho, utilizámos as pontuações do PSI20, à hora de fecho das sessões de bolsa, que formam uma série temporal num processo univariado, i.e., com intervenção de uma única variável, onde cada pontuação é um valor da mesma, sem que seja explicado por outras realidades. Na verdade, a proposta de investigação visa apenas testar a hipótese de eficiência fraca assente na análise da correlação serial e complementarmente averiguar a possível presença do efeito dia-da-semana e, como referimos na introdução, consideramos o índice PSI20 suficientemente representativo do mercado de capitais Português.

Tanto os preços como a respetiva volatilidade dos ativos financeiros variam muito ao longo do tempo. Se existem períodos nos quais os preços permanecem relativamente estáveis, outros há, no entanto, onde as variações são frequentes e, por vezes, muito acentuadas. As distribuições empíricas das taxas de rentabilidade também têm as suas características, tais como assimetrias, *clusters* de volatilidade e formas leptocúrticas.

Aqueles aspectos já foram objecto do ponto anterior, mas numa contextualização abstracta. Neste capítulo, a abordagem incide sobre o tratamento dos dados em estudo, com a utilização, simultânea, de incontornáveis recursos informáticos: o Excel 2010 e o EViews - *Econometric Views* (versão 6).

4.1. Período da amostra

A amostra é constituída por 4.135 observações ao longo de um espaço temporal com início a 2-1-1996 e fim a 22-5-2012, compreendendo um horizonte de 16,4 anos nos quais se verificou, em média, uma frequência de 252 dias de negociação por ano.

4.2. Teste à eficiência na forma fraca

A hipótese de eficiência na forma fraca equivale a verificar que o passado de retornos é irrelevante para prever retornos futuros, i.e., $H_0 = E(r_t | \Phi_{t-1}) = E(r_t)$. Na hipótese nula, os retornos esperados condicionadas à informação passada são iguais aos retornos esperados não condicionados, implicando que, para o efeito, a informação passada não tem utilidade.

Portanto, a não rejeição da hipótese nula exige que não haja relações significativas, entre as variações sucessivas das cotações dos títulos ou das pontuações dos índices, que proporcionem alguma estratégia de negociação geradora de ganhos supranormais. Por outras palavras, a ausência de qualquer estrutura linear ou não linear aditiva entre os dados, em princípio, garante a impossibilidade de prever preços futuros com base nos preços passados e a melhor previsão, conforme Fama (1970), será a média dos preços ou dos retornos.

4.2.1. Metodologia

Seguimos um modelo exploratório do comportamento dos dados de acordo com a Figura seguinte:

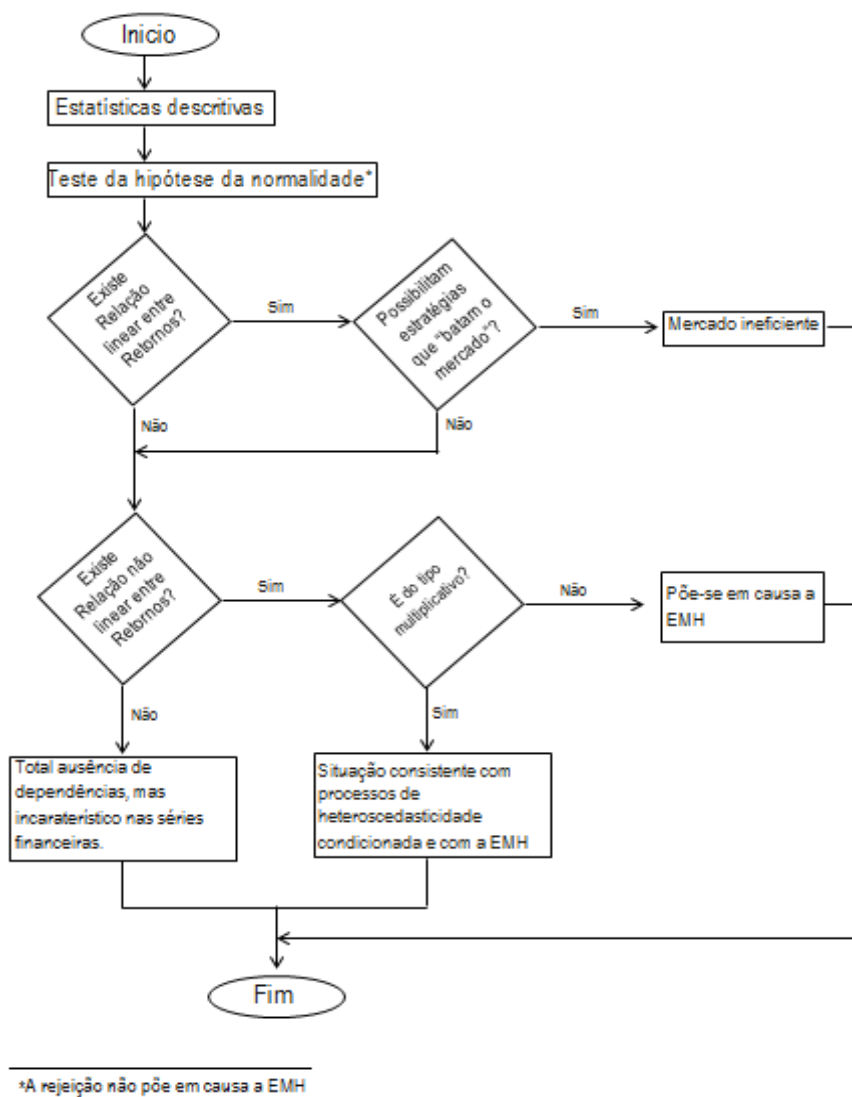
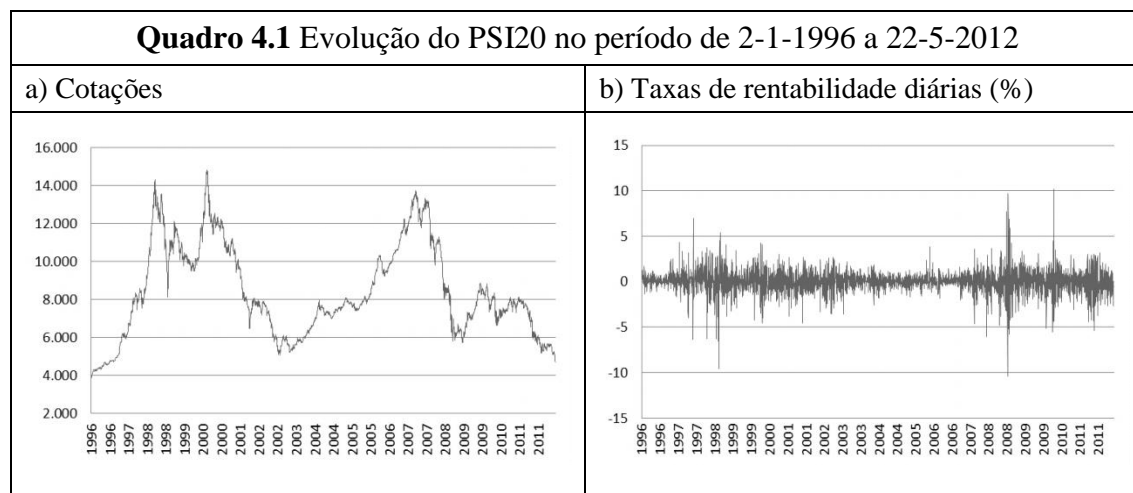


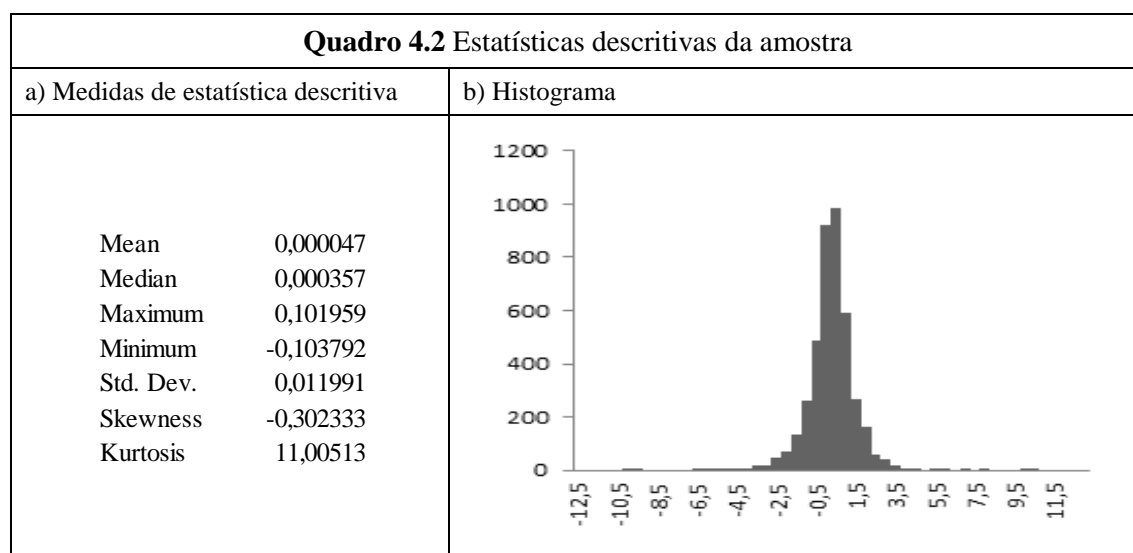
Figura 4.1 Fluxograma do processo metodológico

4.2.2. Resultados empíricos

No Quadro seguinte (4.1), o gráfico a) evidencia os valores assumidos pelo índice e o gráfico b), as variações das rentabilidades. São visíveis os agrupamentos de volatilidade e períodos de grande perturbação que também se sucedem a longos períodos de acalmia.

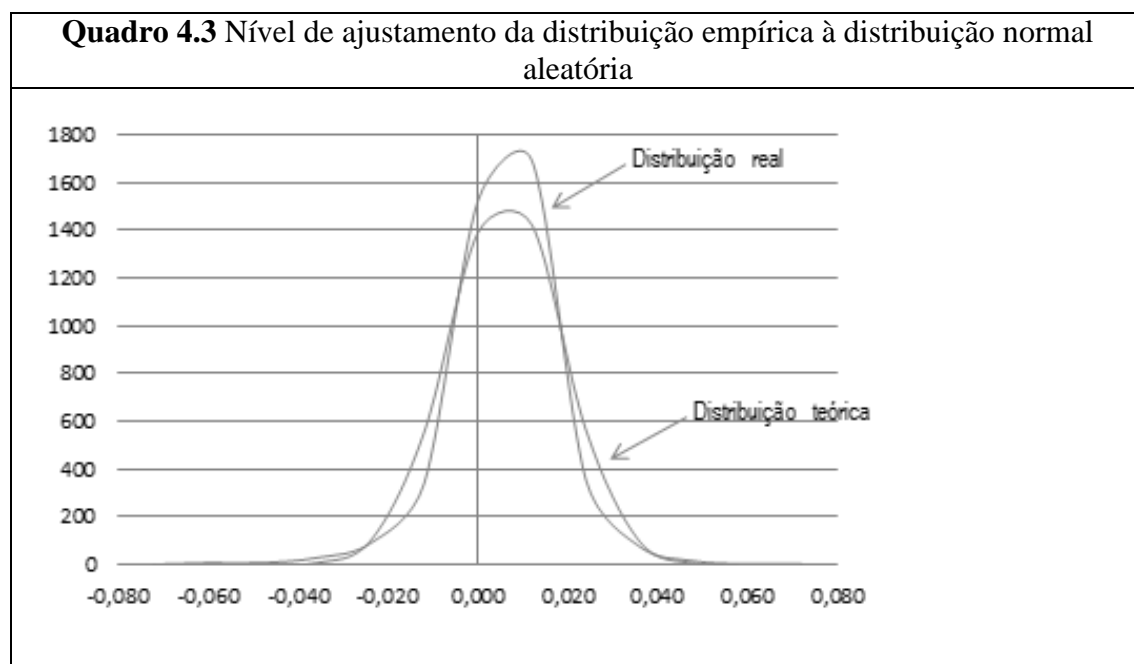


A interpretação de algumas das medidas de estatística descritiva, inseridas no Quadro 4.2 a) permite concluir que a série é leptocúrtica e assimétrica. O histograma, 4.2 b), proporciona a mesma informação em modo gráfico e, nele, é possível ver-se observações extremas, tanto à direita quanto à esquerda. Consequentemente, estas evidências sugerem a rejeição da hipótese da série seguir uma curva Gaussiana.

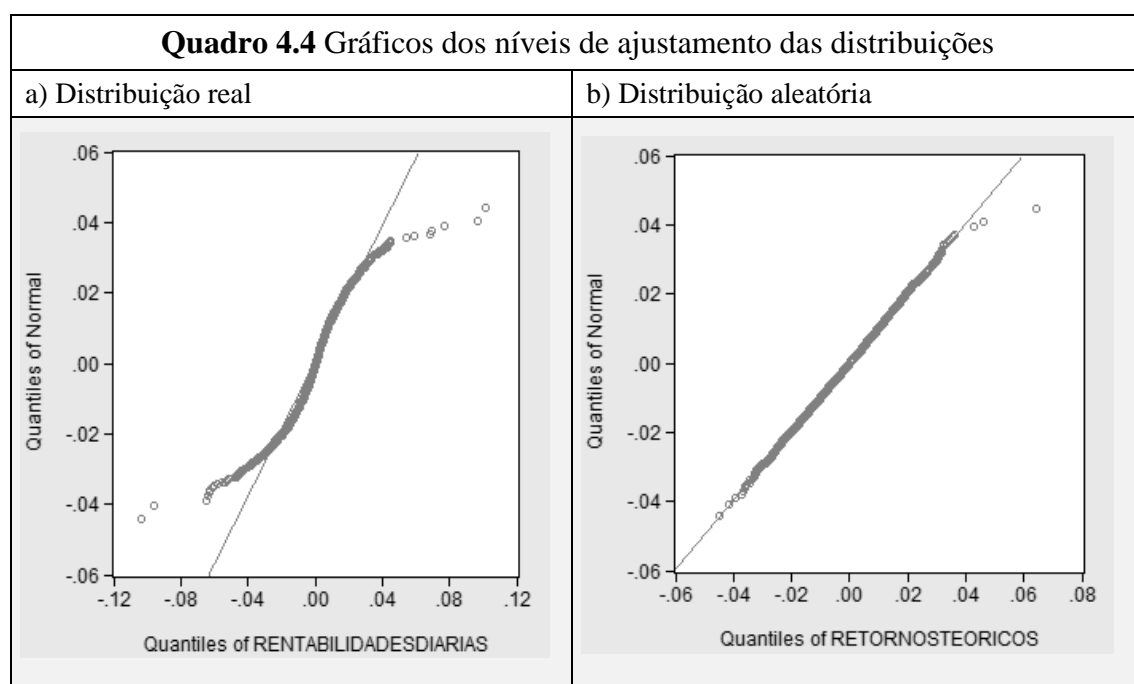


O pressuposto da normalidade, aqui, questionado pelos valores de *skewness* e *kurtosis* é mais evidente no Quadro seguinte (4.3), no qual sobrepusemos à distribuição empírica

uma distribuição, com a mesma média e variância, de dados gerados aleatoriamente em conformidade com a distribuição normal.



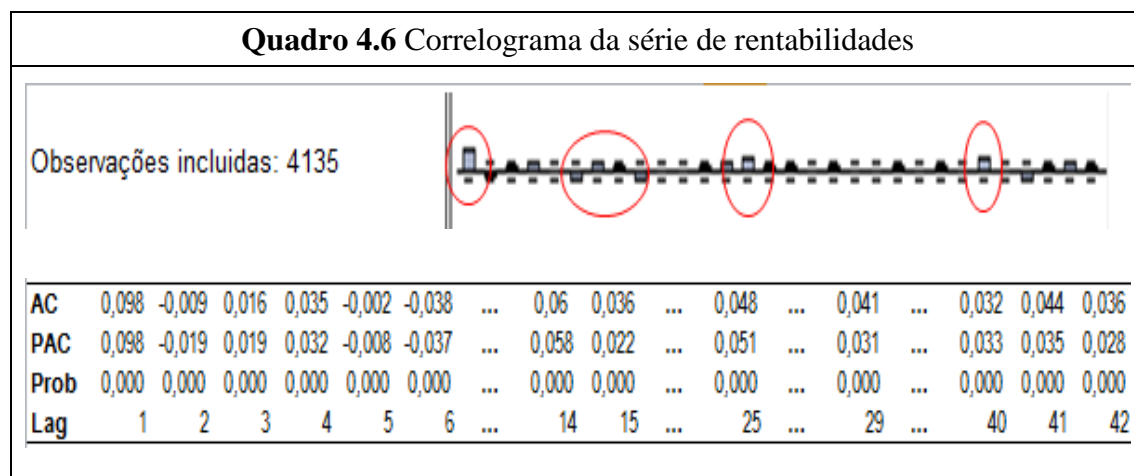
O gráfico de QQ-plot de pares ordenados $\{(q_\alpha, \tilde{q}_\alpha), \alpha \in (0,1)\}$ permite-nos ver esta realidade de outra maneira. No Quadro 4.4 a), apresentamos o gráfico da distribuição real e no 4.4 b), o gráfico da distribuição aleatória que serviu para traçar a curva da distribuição normal no gráfico do Quadro 4.3.



Realizámos ainda três testes de aderência da distribuição empírica à distribuição normal para avaliar a “bondade” do ajustamento (*goodness-of-fit*): Jarque-Bera (JB); Kolmogorov-Smirnov (KS) e Anderson-Darling (AD). Em todos, quer interpretando o afastamento ao valor crítico, no caso do teste JB, ou pela probabilidade do erro tipo I nos casos dos teste KS e AD, corrobora-se a decisão de rejeitar a hipótese da normalidade: Quadro 4.5.

Quadro 4.5 Testes de ajustamento à normalidade			
	Jarque-Bera	Kolmogorov-Smirnov	Anderson-Darling
Estatística	11.103,8	5,34	60,157
Probabilidade ¹	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Valor crítico ²	5,99		
¹ H ₀ : Distribuição normal			
² Nível de significância pré-estabelecido de 5%			

Quanto à hipótese da independência das taxas de rentabilidades, verificámos as possibilidades das mesmas poderem ser explicadas por taxas de períodos anteriores, i.e., procurámos alguma estrutura do tipo linear entres as observações da série e apresentamos o resultado no Quadro seguinte: 4.6.



Só o primeiro desfasamento apresenta um coeficiente elevado mas observámos que, dos restantes, existem muitos com significado estatístico e as probabilidades associadas vão no sentido de se rejeitar que os retornos sejam independentes.

Mas, de acordo com Fama (1970), em amostras de grandes dimensões, como é a nossa, o facto de os coeficientes de autocorrelação terem significado estatístico não implica, necessariamente, a rejeição da hipótese da eficiência dos mercados.

Apresentamos, agora, os resultados dos testes de sequências e Box-Pierce, nos Quadros 4.7 e 4.8.

Quadro 4.7 Teste de sequências	
<i>Runs</i>	1.916
<i>z</i>	-5
<i>p-value</i>	0,000003

Quadro 4.8 Teste Box-Pierce	
<i>Estatística</i>	147
Limite (n.s.5%)	68

Os dois testes anteriores corroboram a evidência a favor da dependência linear sugerindo que as taxas de rentabilidade se afastam de um exemplo de ruído branco³³, mas a relação linear não inibe uma dependência não linear e de acordo com Fama (1970 e 1991) existem relações de dependência não linear entre os preços que podem ser aproveitadas lucrativamente em certas estratégias de negociação.

Então, com o objectivo de averiguar a possibilidade da existência de estruturas do tipo não linear entre as taxas de rentabilidade, efectuámos uma autorregressão através do processo ARMA, a fim de remover as dependências lineares, e aplicámos o teste BDS aos resíduos, obtendo-se os resultados que apresentamos na Tabela seguinte: 4.1.

Tabela 4.1 Teste BDS

Included observations: 4135					
Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
2	0,025894	0,001472	17,585890	0,0000	
3	0,054166	0,002335	23,200570	0,0000	
4	0,075141	0,002774	27,085200	0,0000	
5	0,088871	0,002886	30,797830	0,0000	
6	0,095437	0,002777	34,363630	0,0000	
Dimension	C(m,n)	c(m,n)	C(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))^k
2	4433297	0,518945	5998622	0,702175	0,493050
3	3417959	0,400287	5995216	0,702116	0,346121
4	2714576	0,318065	5991743	0,702049	0,242924
5	2215827	0,259753	5991207	0,702327	0,170882
6	1838513	0,215626	5989754	0,702496	0,120189

Conforme esperávamos, o output do teste sugere a rejeição da hipótese nula, pois evidencia valores elevados e as probabilidades³⁴ associadas a todas as dimensões do

³³ Modelo básico de um processo estocástico onde a variável aleatória α_t é independente com média igual a zero e variância constante.

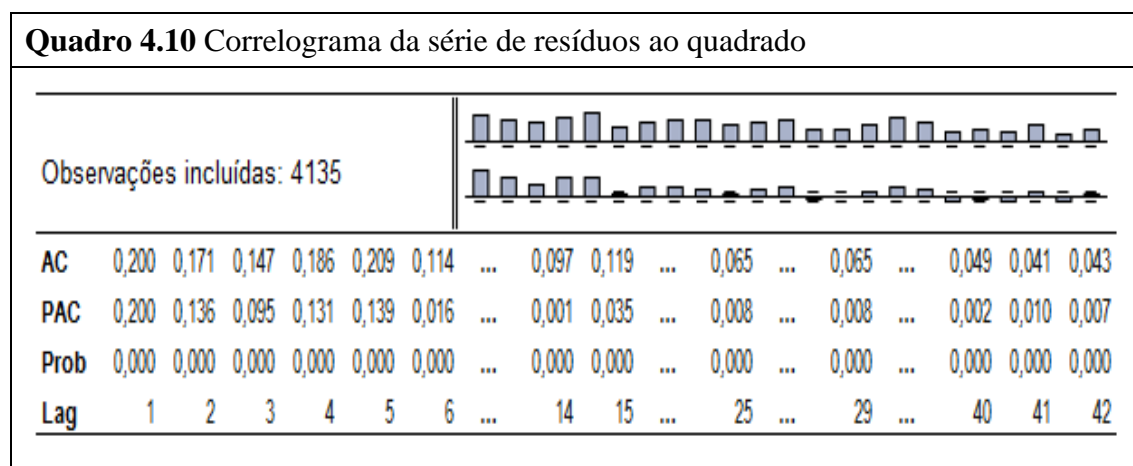
³⁴ Recordamos que estas são as probabilidades de se cometer um erro tipo I, i.e., de se rejeitar a H_0 sendo verdadeira.

teste têm valores nulos. Assim, uma vez que tínhamos removido a dependência linear, a rejeição da H_0 fica a dever-se à existência de relações não lineares.

Outro teste, frequentemente utilizado, para indagar a presença deste tipo de relações é o teste McLeod-Li que se baseia nas estatísticas de Box-Pierce e Ljung-Box aplicadas ao quadrado dos resíduos: Os resultados são apresentados no Quadro 4.9.

Quadro 4.9 Estatística do teste McLeod-Li	
$Q(50)$	2.183
	(0,000)

As funções de autocorrelação e de autocorrelação parcial também indiciam a existências de tais relações: Quadro 4.10.



Os testes, já realizados, BDS e McLeod-Li sugerem, de facto, a presença de estruturas não lineares, mas não sabemos de que tipo elas são. Se as taxas de rentabilidade fossem geradas por um processo caótico³⁵, em conformidade com Barnett e Serletis (2000), a hipótese de eficiência do mercado poderia ser posta em causa. Mas, se a relação não linear for do tipo multiplicativo, já não se questiona a hipótese de eficiência porque este tipo de dependência é consistente com o modelo *martingale*.

Seguindo o exemplo de outros trabalhos, para determinar a natureza das relações não lineares, efetuámos o teste Hsieh, cujos resultados apresentamos no Quadro a seguir: (4.11).

³⁵ Processo que segue complexos modelos matemáticos cujas equações diferenciais do movimento são do tipo determinístico, muito sensível às condições iniciais e com tendência para a repetição de padrões ainda que aperiódicamente.

Quadro 4.11 Resultados do teste Hsieh aplicado aos resíduos filtrados de relações lineares							
Os valores entre parêntesis correspondem ao rácio: $r_{eee}(i,j) / \sqrt{\hat{V}(i,j)}$ cujos valores, se próximos de zero, apontam para a aceitação da hipótese nula.	(i,j)	1	2	3	4	5	6
	1	0,11266 (0,0146)	0,08861 (0,0227)	0,07969 (0,0221)	0,01554 (0,0045)	0,13817 (0,0213)	-0,04124 (-0,0105)
	2		0,03886 (0,0048)	0,02960 (0,0073)	0,01730 (0,0046)	-0,02857 (-0,0094)	0,03558 (0,009)
	3			-0,08424 (-0,0122)	0,11483 (0,0307)	0,09647 (0,021)	0,02048 (0,006)
	4				-0,12445 (-0,014)	0,08401 (0,0316)	-0,01396 (-0,0041)
	5					0,07135 (0,0066)	0,00141 (0,0005)
	6						-0,03065 (-0,0047)

Em conformidade com o teste anterior, conclui-se que existe uma dependência não linear do tipo multiplicativo, devendo ser transmitida pela variância.

Poderíamos ficar nesta fase do trabalho porque já reunimos evidências suficientes, mas pretendemos procurar o melhor modelo ARCH capaz de capturar e refletir os factos mais relevantes relacionados com a volatilidade dos preços.

O primeiro teste que fizemos, nesse sentido, consistiu em confirmar a presença do efeito ARCH. Este teste, cujo resultado é apresentado no Quadro 4.12, abaixo, realizado através do EViews, utiliza a série de resíduos filtrados linearmente elevados ao quadrado e a sua hipótese nula sustenta a não existência do efeito ARCH, se for verdadeira, e tem uma distribuição assintótica do qui-quadrado com q (número de desfasamentos) graus de liberdade.

Quadro 4.12 Teste efeito ARCH			
Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	169,104300	Prob. F(1,4132)	0,0000
Obs*R-squared	162,534300	Prob. Chi-Square(1)	0,0000

As probabilidades evidenciadas no resultado do teste, quadro anterior, realizado para um nível de significância de 1%, rejeitam a hipótese nula.

Para identificar as ordens do processo, recorreremos à função de autocorrelação parcial, cujo gráfico se apresenta a seguir, no Quadro 4.13.

Quadro 4.13 Autocorrelação parcial dos resíduos ao quadrado



Em teoria, o correlograma acima indicaria a ordem q e sugere um processo ARCH(q), porém Bollerslev, Chou e Kroner (1992) e Bera e Higgins (1993) observam que na maior parte das utilizações em séries financeiras, o processo GARCH(1,1) é adequado.

Portanto, em sintonia com os autores referidos, utilizámos o modelo GARCH(1,1) com as seguintes equações:

$$r_t = \beta_0 + \beta_1 r_{t-1} + \mu_t;$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \mu_{t-1}^2 + \delta_1 \sigma_{t-1}^2.$$

Estimámos a regressão e apresentamos no Quadro 4.14, abaixo, os coeficientes do modelo GARCH(1,1) que segue o pressuposto de que os resíduos têm distribuição normal.

Quadro 4.14 Coeficientes estimados no modelo GARCH(1,1)

β_0	β_1	α_0	α_1	δ	AIC	SBC	$\alpha_1 + \delta$
0,000618	0,107096	0,000001	0,131194	0,868371	-6,4176	-6,4100	0,9996

A validação do modelo utilizado depende, nesta fase, da análise aos resíduos a fim de percebermos até que ponto o modelo consegue capturar e descrever as relações de dependência na variância condicionada e se consegue explicar a não linearidade evidenciada.

Fizemos o teste McLeod-Li sobre o quadrado dos resíduos estandardizados e, de acordo com a sua estatística, não se nega a hipótese nula que sustenta que os resíduos não evidenciam a presença de estruturas não lineares. Isto significa que os resíduos não revelam dependência de segunda ordem porque que o modelo foi capaz de a capturar: Quadro 4.15.

Quadro 4.15 Teste McLeod-Li ($Q^2(20)$)

<i>Estatística</i>	23
Limite (n.s.5%)	31

No que concerne à normalidade, admitida para a distribuição dos erros, verificamos nas estatísticas seguintes, e em especial no teste Jarque-Bera, que a hipótese é rejeitada: continua, embora menos, leptocúrtica, portanto, há um excesso de curtose que o modelo não consegue explicar: Quadro 4.16.

Quadro 4.16 Estatísticas e histograma dos resíduos da regressão do modelo GARCH(1,1)	
a) Medidas de estatística descritiva	b) Histograma
Mean	-0,047754
Median	-0,024174
Std. Dev.	0,998472
Skewness	-0,085668
Kurtosis	4,902
Jarque-Bera	628,2
Probability	0,0000

Mas esta, é uma constatação empírica frequente e têm sido consideradas, em alternativa, outras distribuições para modelar a variância condicionada dos erros. O EViews permite a t-Student, de acordo com por Bollerslev (1986), e a *Generalized Error Distribution* (GED). Apresentamos no Quadro seguinte (4.17) os resultados das tentativas de modelização com estas distribuições.

Quadro 4.17 GARCH(1,1) - Dist.: Normal, t-Student e GED					
Variáveis	β_0	β_1	α_0	α_1	δ
Dist: Normal					
Coefficients	0,0006181	0,1070960	0,0000013	0,1311937	0,8683706
Std. Error	0,0001259	0,0157705	0,0000002	0,0075989	0,0072670
Prob	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Log likelihood	13.270,26				
Akaike Criterion	-6,4176				
Persistência da volatilidade	0,9996				
Dist: t-Student					
Coefficients	0,0006204	0,0872820	0,0000007	0,1120633	0,8926235
Std. Error	0,0001170	0,0156994	0,0000002	0,0103512	0,0089332
Prob	(0,0000)	(0,0000)	(0,0005)	(0,0000)	(0,0000)
Log likelihood	13.362,66				
Akaike Criterion	-6,4619				
Persistência da volatilidade	1,0047				
Dist: GED					
Coefficients	0,0006017	0,0886127	0,0000009	0,1195031	0,8822600
Std. Error	0,0001154	0,0154806	0,0000002	0,0106332	0,0097775
Prob	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Log likelihood	13.353,65				
Akaike Criterion	-6,4575				
Persistência da volatilidade	1,0018				

Utilizámos o critério Akaike e o log da função verosimilhança (*log likelihood*) para avaliar a “bondade” de cada ajustamento e concluímos, embora por diferenças pequenas, que o modelo que suporta a distribuição t-Student é mais adequado. Por outro lado, os coeficientes, para qualquer das distribuições, a avaliar pelas probabilidades associadas, são todos significativos.

A persistência da volatilidade é, neste modelo, dada pela soma dos coeficientes α_1 e δ_1 da fórmula da variância (σ_t^2) que indicia a velocidade e a intensidade com que os choques ocorridos num dado período se reflectem na volatilidade dos períodos seguintes. Quando o valor é inferior a 1, significa que o efeito vai perdendo intensidade ao longo do tempo (*dies out over time*), mas se o valor é próximo de 1, de acordo com Kiyamaz e Berument (2001), indica que a volatilidade é persistente.

Procurámos, deste modo, um modelo com um bom nível de ajustamento, mas conforme Ferreira (2005:330), «A principal desvantagem do modelo GARCH é a sua não capacidade para modelar o efeito de assimetria ...». Fomos, assim, tentados a ensaiar aproximações aos modelos EGARCH com as mesmas distribuições.

No Quadro 4.18, apresentado a seguir, podemos ver as estatísticas dos dois critérios que utilizámos para avaliar o nível de cada ajustamento e, como se pode verificar, o modelo EGARCH(1,1,1) com distribuição t-Student reúne os dois melhores valores, i.e., tem o maior dos valores da função log verosimilhança e o valor mais baixo do critério Akaike.

Quadro 4.18 Comparação entre os modelos GARCH e EGARCH com diferentes distribuições

		Normal	t-Student	GED
GARCH(1,1)	LogL	13.270,26	13.362,66	13.353,65
	AkC	-6,41764	-6,46186	-6,45750
EGARCH(1,1,1)	LogL	13.305,37	13.392,87	13.381,41
	AkC	-6,43414	-6,47599	-6,47045











LogL - Log likelihood. O maior valor é: 13392,87
 AkC - Akaike Criterion. O menor valor é: -6,47599

Portanto, de acordo com os valores referidos, poderíamos supor que o modelo EGARCH(1,1,1) com distribuição t-Student é adequado para modelar a nossa série de trabalho, as cotações de fecho do PSI20 de 2-1-1996 a 22-5-2011. O Quadro seguinte (4.19) evidencia detalhes do cálculo de coeficientes efectuado pelo modelo escolhido.

Quadro 4.19 Cálculo de coeficientes - modelo EGARCH(1,1,1)				
Dependent Variable: RT				
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution				
Sample (adjusted): 3 4136				
Included observations: 4134 after adjustments				
Convergence achieved after 13 iterations				
Presample variance: backcast (parameter = 0.5)				
LOG(GARCH) = C(3) + C(4)*ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)				
*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(6)*LOG(GARCH(-1))				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000473	0.000116	4.088222	0.0000
RT(-1)	0.090520	0.015450	5.858748	0.0000
Variance Equation				
C(3)	-0.351670	0.039020	-9.012566	0.0000
C(4)	0.220993	0.017889	12.35348	0.0000
C(5)	-0.067732	0.010041	-6.745794	0.0000
C(6)	0.980265	0.003519	278.5657	0.0000
T-DIST. DOF	6.826744	0.679108	10.05252	0.0000
R-squared	0.008234	Mean dependent var	4.54E-05	
Adjusted R-squared	0.006793	S.D. dependent var	0.011992	
S.E. of regression	0.011951	Akaike info criterion	-6.475990	
Sum squared resid	0.589446	Schwarz criterion	-6.465277	
Log likelihood	13392.87	Hannan-Quinn criter.	-6.472199	
F-statistic	5.710909	Durbin-Watson stat	1.979064	
Prob(F-statistic)	0.000006			

Numa primeira observação pode concluir-se que, também neste modelo, os coeficientes são estatisticamente significativos. O coeficiente C(5), (RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) que tem sinal negativo (-0,067732), representa o efeito assimétrico das más notícias.

Porém, a análise ao quadrado dos resíduos estandardizados evidencia que o modelo GARCH(1,1) com distribuição normal captura melhor as relações não lineares, conforme gráfico e o teste Ljung-Box que revela um valor de 53,347 para 50 lags, com uma probabilidade igual a 0,347, apresentados no Quadro seguinte (4.20).

Quadro 4.20 Correlograma do quadrado dos resíduos estandardizados: modelo GARCH(1,1)						
Sample: 3 4136						
Included observations: 4134						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.026	0.026	2.6964	0.101
		2	0.005	0.004	2.7888	0.248
		3	0.003	0.003	2.8383	0.417
		4	0.016	0.016	3.9480	0.413
		5	-0.011	-0.012	4.4734	0.483

deste modo, a presença dos mesmos acabaria por ser consistente com a noção de eficiência do mercado de capitais.

Coloca-se, assim, o problema de não ser suficiente presenciar anomalias para se concluir pela ineficiência do mercado. É, realmente, necessário que as mesmas permitam definir estratégias de negociação com vista à obtenção de ganhos superiores ao normal. Mas, após inclusão dos custos associados à implementação destas estratégias, muitas vezes, verifica-se que, afinal, não são compensadoras.

4.3. Efeito dia-da-semana no PSI20

Osborne (1962) através de duas amostras de 12 títulos cotados na NYSE³⁸ e Cross (1973), utilizando cotações do índice *S&P Composite*, demonstraram que os rendimentos obtidos em cada segunda feira eram, tendencialmente, menores que os rendimentos relativos às sextas feiras.

Esta é uma anomalia intrigante porque, afinal, os retornos de segunda feira reflectem três dias de investimento, logo, deveriam ser maiores. Então, French (1980), estuda este fenómeno, também com cotações do *S&P Composite* numa amostra de 24 anos, sob duas hipóteses: retornos relativos a dias de calendário e retornos relativos a dias de negociação, i.e., retornos gerados continuamente ou gerados apenas durante os tempos de negociação.

Em Portugal, PSI20, Miralles e Miralles (2003) analisaram os rendimentos sob estas duas perspectivas e observaram «*que la rentabilidad generada durante el fin de semana y materializada en el periodo de pre-apertura del lunes es de signo positivo aunque no significativamente distinta de cero.*»³⁹ (ibid.: 179).

Cáceres Apolinario et al. (2006) também analisaram as rentabilidades do PSI20 no período de 1997 a 2004, utilizando as cotações diárias de fecho. Mas, retiraram da sua amostra as observações relativas a semanas incompletas.

O nosso trabalho, foi realizado na condição das rentabilidades serem geradas apenas nos períodos de funcionamento do mercado e excluímos da amostra semanas incompletas.

³⁸ New York Stock Exchange.

³⁹ «Tradução livre do autor: ... que a rentabilidade gerada durante o fim de semana e materializada no período de pré abertura de segunda feira é positiva, ainda que não significativamente distinta de zero.»

4.3.1. Metodologia

A análise foi efectuada sob a hipótese de que os retornos gerados diariamente no mercado de capitais são independentes do dia da semana e, para uma aproximação inicial, utilizámos um modelo de regressão idêntico ao usado em tantos outros trabalhos, tais como; French (1980), Kiyamaz e Berument (2001), Miralles e Miralles (2003) ou Cáceres Apolinario et al. (2006).

$$r_t = \beta_1 D_{1,t} + \beta_2 D_{2,t} + \beta_3 D_{3,t} + \beta_4 D_{4,t} + \beta_5 D_{5,t} + \epsilon_t \quad (4.1)$$

Onde:

r_t : é o retorno diário;

$D_{j,t}$: são variáveis *dummy* que tomam o valor 1 se corresponder ao dia da semana e 0 se não corresponder;

β_j : são os coeficientes que representam o retorno médio de cada um dos dias da semana;

ϵ_t : é o termo do erro da regressão.

Alternativamente ao modelo acima (definido pela equação 4.1) é, também, comum o modelo mais elaborado, designado por Miralles e Miralles (2003: 176) por «...”*modelo de rentabilidades puras*”». Esta alternativa consiste em efetuar a regressão por um modelo que acrescente, ao primeiro, como variáveis explicativas, as rentabilidades desfasadas uma semana, com a finalidade, segundo os autores, de eliminar a presença de autocorrelações nos resíduos.

De facto, conforme Cáceres Apolinario et al. (2006), o primeiro modelo tem dois problemas, dos quais, um deles é que os resíduos obtidos pelo modelo de regressão, podem estar autocorrelacionados e causar erros na inferência. Esta é também a razão explicada por Miralles e Miralles (2003) que entretanto acrescentam mais três variáveis *dummy* para retirar os efeitos dos “efeitos” janeiro e feriado.

Com a inclusão das variáveis explicativas das rentabilidades de cada semana anterior, o modelo, utilizado também por Easton e Faff (1994 *apud* Cáceres Apolinario et al., 2006), Corredor e Santamaria (1996) e Kiyamaz e Berument (2001), entre outros, é agora definido da seguinte forma: equação 4.2.

$$r_t = \beta_1 D_{1,t} + \beta_2 D_{2,t} + \beta_3 D_{3,t} + \beta_4 D_{4,t} + \beta_5 D_{5,t} + \sum_{j=1}^4 \beta_{j+5} r_{t-j} + \epsilon_t \quad (4.2)$$

Onde:

- r_t : é o retorno diário;
- $D_{j,t}$: são variáveis dummy que tomam o valor 1 se corresponder ao dia da semana e 0 se não corresponder;
- $\beta_{1,2,3,4,5}$: são os coeficientes que representam taxas (puras) de rentabilidade por dia da semana;
- $\beta_{6,7,8,9}$: coeficientes associados a observações até quatro defasamentos;
- ϵ_t : é o termo do erro da regressão .

A incorporação destas novas variáveis explicativas tem como consequência que os coeficientes correspondentes a cada dia da semana não refletem a rentabilidade média para cada dia, como ocorreria no modelo original. Conforme Miralles e Miralles (2003: 176), «En este caso, dichos coeficientes se pueden interpretar como rentabilidades puras generadas para cada día de la semana.»⁴⁰.

O segundo problema referido por Cáceres Apolinario et al. (2006), é que a variância dos resíduos não é constante e provavelmente dependente do tempo. A solução está em utilizar um modelo de regressão da família ARCH, desenvolvidos, aliás, com o propósito de tratar a heteroscedasticidade, onde a variância condicional pode ser expressa como uma função de erros passados. Nestes modelos a variância dos resíduos não é contante no tempo e é distribuída como $\epsilon_t \sim i. i. d. (0, \sigma_t^2)$.

Por esta razão introduzimos, no modelo de rentabilidades puras, o processo GARCH(p, q), ajustado pelos critérios Akaike e função Log Verosimilhança para, descrever a situação de volatilidade condicional das rentabilidades do PSI20 e, nestas condições, o modelo ficou completo com a especificação da fórmula da variância num processo GARH(1,1): $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \mu_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$ ou, de modo mais geral, conforme a equação 4.3.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \mu_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \delta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (4.3)$$

Onde:

- σ_t^2 : Variância no momento t ;
- μ_{t-1}^2 : Quadrado do termo de erro no momento $t-1$ multiplicado pelo respectivo desvio padrão (parte da componente ARCH);
- σ_{t-j}^2 : Variância desfasada j períodos do momento t (parte da componente GARCH);

⁴⁰ «Tradução livre do autor: ... nestes casos, pode-se interpretar os ditos coeficientes como rentabilidades puras geradas em cada dia da semana.».

- α_0 : Constante do efeito volatilidade;
- α_i : Coeficientes da variância passada (parte da componente ARCH);
- δ_j : Coeficiente da previsão da volatilidade (parte da componente GARCH).

Portanto, a hipótese de presença do efeito dia-da-semana contrasta com a hipótese nula, na qual as rentabilidades serão iguais ou, pelo menos, não significativamente diferentes de dia para dia da semana:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5.$$

A validação desta hipótese é realizada pelo teste Wald que segue uma distribuição χ^2 de Pearson com quatro graus de liberdade⁴¹.

4.3.2. Estimativas do modelo e resultados empíricos

Para percebermos a evolução ao longo do período da amostra, adotamos um procedimento que consiste em seccionar os dados a analisar em partes ou subamostras.

Portanto, considerámos as seguintes secções, conforme Tabela 4.2.

De janeiro de 1996 a março de 2012	3.660 observações
De janeiro de 1996 a dezembro de 2002	1.405 observações
De janeiro de 2003 a dezembro de 2007	1.205 observações
De janeiro de 2008 a março de 2012	1.050 observações

Apresentamos no Quadro 4.21, a seguir, o sumário das estatísticas descritivas relativas às rentabilidades diárias de cada um dos subperíodos considerados.

Amostra: 1996-2012 (16 anos), 3.660 observações	
Mean	-0,00010
Std. Dev	0,01216
Skewness	-0,31430
Kurtosis	11,199
Jarque-Bera	10.310,9
Probability	(0,000)

⁴¹ Depende do número de restrições da hipótese nula (5-1).

Subamostra: 1996-2002 (7 anos), 1.405 observações	
<p>Mean 0,00003 Std. Dev 0,01260 Skewness -0,58967 Kurtosis 8,204 Jarque-Bera 1.666,7 Probability (0,000)</p>	
Subamostra: 2003-2007 (5 anos), 1.205 observações	
<p>Mean 0,00059 Std. Dev 0,00699 Skewness -0,29979 Kurtosis 7,051 Jarque-Bera 842,2 Probability (0,000)</p>	
Subamostra: 2008-2012, 1.050 observações	
<p>Mean -0,00106 Std. Dev 0,01567 Skewness 0,06127 Kurtosis 9,260 Jarque-Bera 1.715,0 Probability (0,000)</p>	

Depois de efetuarmos a primeira regressão, obtivemos as taxas de rentabilidade diária e anualizadas para cada dia da semana, conforme a Tabela seguinte:4.3.

Tabela 4.3 Rentabilidades diárias

		Segunda	Terça	Quarta	Quinta	Sexta
1996-2012	Diárias	0,00002	-0,00041	0,00020	-0,00059	0,00028
	Anualizadas	0,00548	-0,09760	0,05252	-0,13819	0,07280
1996-2002	Diárias	0,00019	0,00005	-0,00042	-0,00035	0,00069
	Anualizadas	0,04896	0,01253	-0,10020	-0,08400	0,19022
2003-2007	Diárias	0,00064	0,00012	0,00144	-0,00011	0,00085
	Anualizadas	0,17531	0,03091	0,43712	-0,02807	0,23825
2008-2012	Diárias	-0,00091	-0,00163	-0,00038	-0,00146	-0,00093
	anualizadas ⁽¹⁾	-0,20583	-0,33625	-0,09227	-0,30821	-0,20829

⁽¹⁾ Estimada com bases nas primeiras 99 observações do ano.

A nossa análise não será baseada nestas taxas, que designaremos de normais, mas naquelas que, por analogia com Miralles e Miralles (2003), iremos chamar taxas ou rentabilidades puras. No entanto, observámos, na Tabela 4.3, que no período total da amostra: (1) a taxa mais elevada ocorre às sextas feiras; (2) a taxa mais baixa é negativa e verifica-se às quintas feiras; (3) a rentabilidade das terças feiras também é negativa e a taxa relativa às segundas feiras é praticamente nula.

No primeiro subperíodo, a taxa mais elevada continua a pertencer às sextas feiras e os retornos negativos das terças, deslocaram-se para as quartas feiras. As quintas feiras continuam com rentabilidades negativas e as rentabilidades das segundas e terças são baixas mas positivas. No segundo subperíodo, as rentabilidades mais altas ocorreram, por ordem decrescente: às quartas, às sextas e às segundas feiras. As quintas feiras registam rentabilidades negativas. Relativamente ao terceiro subperíodo, todas as taxas são negativas, sendo que a menos negativa ocorre às quartas e a mais negativa às terças feiras. As rentabilidades relativas às sextas e às segundas feiras são praticamente iguais.

Para uma primeira conclusão, verificamos que as taxas não evidenciam, entre si, diferenças significativas nem dependem de um determinado dia da semana. De facto, tal constatação ainda é mais evidente numa análise feita a subamostras anuais.

Por outro lado, testando a hipótese nula que sustenta serem iguais, o mesmo que não serem estatisticamente diferentes, o teste Wald, cujo resultado apresentamos na Tabela abaixo (4.4), corrobora a hipótese:

Tabela 4.4 Teste à hipóteses da igualdade das taxas normais

Amostras	Test Statistic	Value	df	Probability
<u>1996-2012</u>	F-statistic	0,723993	(4, 3655)	0,5754
	Chi-square	2,895972	4	0,5754
<u>1996-2002</u>	F-statistic	0,356923	(4, 1400)	0,8393
	Chi-square	1,427694	4	0,8394
<u>2003-2007</u>	F-statistic	1,862702	(4, 1200)	0,1147
	Chi-square	7,450809	4	0,1139
<u>2008-2012</u>	F-statistic	0,208032	(4, 1045)	0,9340
	Chi-square	0,832127	4	0,9341
Null Hypothesis: C(1)=C(2)=C(3)=C(4)=C(5)				

Mas, analisando os resíduos da regressão que efetuámos, através da estatística Jarque-Bera, do teste ARCH de Engle e o teste Q de Box-Pierce-Ljung, concluímos que não

cumprem o pressuposto i.i.d., ou seja, não são independentes nem identicamente distribuídos, sendo, conseqüentemente, criticáveis os resultados: Apresentamos os referidos testes na Tabela 4.5.

Tabela 4.5 Teste da normalidade, heteroscedasticidade e autocorrelação dos resíduos

		Jarque-Bera	ARCH	Ljung-Box
1996-2012	Estatística	10.218,40	152,4931	116,250
	Probabilidade	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
1996-2002	Estatística	1.658,28	77,7095	101,810
	Probabilidade	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
2003-2007	Estatística	808,40	3,5773	72,281
	Probabilidade	(0,0000)	(0,0588)	(0,0210)
2008-2012	Estatística	1.708,07	24,8340	58,860
	Probabilidade	(0,0000)	(0,0000)	(0,1830)

Entretanto calculámos as rentabilidades puras através do modelo final, definido pelas fórmulas 4.2 e 4.3, cujos resultados apresentamos a seguir, na Tabela 4.6.

Tabela 4.6 Rentabilidades puras

		Segunda	Terça	Quarta	Quinta	Sexta
1996-2012	Diárias	0,00068	0,00036	0,00103	0,00012	0,00068
	Anualizadas	0,18756	0,09429	0,29757	0,03193	0,18605
1996-2002	Diárias	0,00057	0,00042	0,00038	0,00032	0,00060
	Anualizadas	0,15555	0,11269	0,09979	0,08449	0,16273
2003-2007	Diárias	0,00088	0,00044	0,00150	0,00015	0,00077
	Anualizadas	0,24759	0,11642	0,45951	0,03981	0,21509
2008-2012	Diárias	-0,00023	-0,00031	0,00004	-0,00074	0,00001
	anualizadas ⁽¹⁾	-0,05678	-0,07571	0,01108	-0,17088	0,00189

⁽¹⁾ Estimada com bases nas primeiras 99 observações do ano.

Como se pode ver, estas taxas puras são, com efeito, diferentes das taxas calculados no modelo simples. Mas, de acordo com Miralles e Miralles (2003), o que importa, do ponto de vista financeiro, não é tanto as taxas em si mesmas porque já as conhecemos, mas a análise e teste da hipótese de estatisticamente não serem diferentes entre si.

Validámos as estimativas realizadas através dos procedimentos habituais de testes relativos à normalidade, heteroscedasticidade e autocorrelação dos resíduos, cujos resultados são apresentados na Tabela 4.7.

Tabela 4.7 Teste da normalidade, heteroscedasticidade e autocorrelação dos resíduos

		Jarque-Bera	ARCH	Ljung-Box
1996-2012	Estatística	405,13	0,01991	58,615
	Probabilidade	(0,0000)	(0,8878)	(0,1890)
1996-2002	Estatística	109,04	0,93085	44,285
	Probabilidade	(0,0000)	(0,3348)	(0,7010)
2003-2007	Estatística	268,33	0,02716	62,720
	Probabilidade	(0,0000)	(0,8691)	(0,1070)
2008-2012	Estatística	46,82	0,06629	37,898
	Probabilidade	(0,0000)	(0,7969)	(0,8950)
$\chi^2(5\%)$		5,99	3,84	67,50
$\chi^2(10\%)$		4,61	2,71	63,17

A interpretação destes testes é que o modelo ARCH(p, q) que utilizámos capturou bem as estruturas não lineares denunciadas nos testes ao efeito ARCH e correlação serial que apresentámos na Tabela 4.3. Deste modo, poderemos considerar que, mesmo rejeitando-se a hipótese da normalidade, os resíduos não são autocorrelacionados.

Para concluir, apresentamos o resultado do teste Wald à hipótese nula, conforme Tabela 4.8.

Tabela 4.8 Teste à hipóteses da igualdade das taxas puras

Amostras	Test Statistic	Value	df	Probability
1996-2012	F-statistic	1,740650	(4, 3641)	0,1381
	Chi-square	6,962600	4	0,1379
1996-2002	F-statistic	0,064381	(4, 1386)	0,9924
	Chi-square	0,257524	4	0,9924
2003-2007	F-statistic	2,216065	(4, 1186)	0,0653
	Chi-square	8,864258	4	0,0646
2008-2012	F-statistic	0,158548	(4, 1031)	0,9591
	Chi-square	0,634191	4	0,9592

Null Hypothesis:

$$C(1)=C(2)=C(3)=C(4)=C(5)$$

Portanto, para um nível de significância de 10%, podemos admitir que as taxas de rentabilidade por dia da semana não apresentam significativas diferenças entre si, ficando por provar a presença do efeito dia-da-semana. No entanto, para o mesmo nível de significância, admitimos que o efeito ocorreu no período da amostra compreendido entre 2003 e 2007. Neste período, as rentabilidades puras verificadas às quartas feiras foram mais de 10 vezes superiores às rentabilidades relativas às quintas feiras e

sensivelmente o dobro das observadas às segundas e às sextas feiras, conforme Tabela 4.9 apresentada a seguir.

Tabela 4.9 Taxas de rentabilidade normais e puras do período de 2003 a 2007

		Segunda	Terça	Quarta	Quinta	Sexta
Normais	diárias	0,00064	0,00012	0,00144	-0,00011	0,00085
	anualizadas	0,17531	0,03091	0,43712	-0,02807	0,23825
Puras	diárias	0,00088	0,00044	0,00150	0,00015	0,00077
	anualizadas	0,24759	0,11642	0,45951	0,03981	0,21509

Poderá assim, colocar-se a questão – terá sido, o mercado de capitais Português, ineficiente naquele período de 2003 a 2007? No entanto, como já referimos neste trabalho, para que o mercado seja ineficiente não basta a presença de alguma anomalia: é necessário que a partir da mesma, com base em alguma regra técnica, seja possível criar uma estratégia de negociação capaz de proporcionar ganhos supranormais depois de deduzidos os custos inerentes à sua implementação.

5. Reflexões e conclusão

A série de retornos do índice PSI20, no período estudado neste trabalho (janeiro de 1996 a março de 2012), apresenta dependência linear e, complementarmente, foi diagnosticada a existência de relações estruturais não lineares do tipo multiplicativo.

A primeira forma de dependência colocaria em causa a hipótese da eficiência do mercado se a intensidade da mesma fosse elevada e se alternativamente a uma estratégia *buy-and-hold*, e com base nela, fosse possível implementar alguma estratégia de negociação, baseada em regras técnicas, capaz de, consistentemente, superar o rendimento normal do mercado.

Quanto à dependência não linear, só a do tipo aditivo conduz à existência de relações determinísticas entre as taxas de rentabilidade dos ativos financeiros. Os testes efectuados sugerem-nos a existência de relações não lineares do tipo multiplicativo onde a dependência ocorre na variância e esta situação é consistente com a existência de heteroscedasticidade condicionada e, também, com a hipótese da eficiência dos mercados.

Na pesquisa de evidências contrárias à hipótese da eficiência, por outros processos de estudo, procurámos detetar a presença do efeito dia-da-semana e o trabalho realizado permite-nos, perspetivando a amostra no seu todo ou seccionalmente, declinar a possibilidade da presença do referido efeito, para um nível de significância de 5%. Contudo, ao nível de significância de 10% o efeito é visível nas rentabilidades do período de 2003 a 2007.

É questionável se a dependência linear detetada pode ou não alicerçar estratégias de negociação capazes de “bater o mercado”. Contudo, em muitos trabalhos efetuados onde tais possibilidades se colocaram, concluiu-se que, depois de considerados os custos induzidos pelas próprias estratégias, não se conseguiam resultados superiores aos ganhos normais do mercado.

Assim, recordando que o conceito de eficiência não exclui a possibilidade do mercado ser mais ou menos eficiente, podemos afirmar que consideramos o mercado de capitais português “suficientemente” eficiente na forma fraca.

A nossa conclusão incorpora as evidências empíricas relativas a estratégias de negociação agressivas suportadas pelas regras técnicas. Mais concretamente,

acreditamos que devido aos efeitos de destruição de ganhos que os custos de transação têm e pelo caráter aleatório do comportamento dos preços, seja impossível que estratégias implementadas por negociadores que procuram ganhos nas variações diárias ou ao minuto, consigam, de forma consistente, apresentar melhores resultados dos que os ganhos normais, num mercado eficiente, obtidos pelos investidores que mantem as suas posições.

Se considerarmos que tais negociadores são fundamentais, pelo acréscimo de liquidez que introduzem no mercado, e que os custos, não só os de transação mas também os relacionados com a criação e implementação de estratégias, podem evoluir no sentido inverso ao do desenvolvimento das tecnologias de informação e comunicação. Então, admitimos questionar a nossa convicção presente e deixamos em aberto o mote para uma investigação posterior que aporte a possibilidade de investidores conseguirem “bater o mercado” com base em regras técnicas.

Referências Bibliográficas

Aggarwal, Reena; Rivoli, Pietra - Seasonal and Day-of-the-Week Effects in Four Emerging Stock Markets, *The Financial Review*. 24: 4 (1989) 541-550.

Agrawal, Anup; Tandon, Kishore - Anomalies or illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries. *Journal of International Money and Finance*.13:1 (1994) 83-106.

Ariel, Robert A. - High Stock Returns before Holidays: Existence and Evidence on Possible Causes. *The Journal of Finance*. 45: 5 (1990) 1611-1626.

Arsad, Zainudin; Coutts, J. Andrew - Security price anomalies in the London International Stock Exchange: A 60 year perspective. *Applied Financial Economics*.7:5 (1997) 455-464.

Balaban, Ercan - Day of the week effects: new evidence from an emerging stock market, *Applied Economics Letters*.2:5 (1995) 139-143.

Barnett, William A.; Serletis, Apostolos - Martingales, nonlinearity, and chaos. *Journal of Economic Dynamics & Control*. 24 (2000) 703-724.

Bera, Anil K.; Higgins, Matthew L. - ARCH Models: Properties Estimation and Testing. *Journal of Economic Surveys*. 7 (1993) 305-366.

Black, Fischer; Jensen, Michal C.; Scholes, Myron S. - The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests. in *Studies in the theory of Capital Markets*. Praeger Publishers Inc., (1972) 79-121.

Bollerslev, Tim - Generalized Autoregressive Conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*. 31 (1986) 307-327.

Bollerslev, T.; Chou, R.; Kroner, K. - ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence. *Journal of Econometrics*. 5 (1992) 5-59.

Bornholt, Graham - *Extending the CAPM: the Rewad Beta Approach*. 2007.

Box, George; Jenkins, G.M. - *Time series analysis: Forecasting and control*, San Francisco: Holden-Day. 1970.

Brav, Alon; Heaton, J. B. - Competing Theories of Financial Anomalies. *The review of Financial Studies*. 15:2 (2002) 575-606.

Brealey, Richard A.; Myers, Stewart C.; Allen, Franklin – O que é um Mercado eficiente. in *Princípios de Finanças Empresariais*. 8ª.ed.. Espanha: McGraw-Hill Interamericana de Espanha, Inc., 2007. ISBN 978-84-481-6085-2.

Brounen, Dirk; Ben-Hamo, Yair - Calendar anomalies: the case of international property shares. *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 38 (2009) 115 -136.

Cáceres Apolinario, Rosa Maria; Maroto Santana, Octavio; Jordán Sales, Lourdes - Day of the Week Effect on European Stock Markets. *International Research Journal of Finance and Economics*. ISSN 1450-2887. 2 (2006) 53-70.

Campbell, John Y.; Lo, Andrew W.; MacKinlay, A. Craig - *The Econometrics of Financial Markets*. New Jersey: Princeton University Press, 1997. ISBN 0-691-04301-9.

Carhart, M. M. - On Persistence in Mutual Fund Performance. *Journal of Finance*. 52: 1 (1997) 57-81.

Condoyanni, L.; O'Hanlon, J.; Ward, C.W.R. - Day of the week effects on stock returns: international evidence, *Journal of Business Finance and Accounting*. 14 (1987) 159-174.

Copeland, Thomas E.; Weston, J. Fred; Shastri, Kuldeep - *Financial Theory and Corporate Policy* 4ª. ed. Addison-Wesley Publishing Company, 2005. ISBN 0-321-2235-3.

Corredor, P.; Santamaría, R. - El efecto día de la semana: resultados sobre algunos mercados de valores europeos. *Revista española de Financiación y contabilidad*. 86 (1996) 235-252.

Cross, F. - The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays. *Financial Analyst Journal*. 29 (1973) 67-69.

Curto, J. J. D.; Reis, E.; Esperança, J. P. - Testes à forma fraca da eficiência dos mercados: aplicação aos índices PSI20, DAX e DJIA. (2003).

Dimson, Elroy; Marsh, Paul - *Security Market Imperfections in World Wide Equity Markets*. Donald B. Keim & William T. Ziemba, 1997. ISBN 0-521-57138-3.

Dimson, Elroy; Mussavian, Massoud - Market Efficiency - in *The Current State of Business Disciplines* VOL 3. Sheffield - South Yorkshire: SP Spellbound Publications, Ltd., 2000. ISBN 81-7600-052-3.

Dzhabarov, C.; Ziemba, W. T. - Do seasonal anomalies still work?, *The Journal of Portfolio Management*. 36:3 (2010) 93-104.

Elton, J. Edwin; Gruber, Martin J. - *Modern Portfolio Theory and Investment Analyses* 4ª Ed.. New York: John Wiley and Sons, Inc., 1991. ISBN 0471532487.

Engle, Robert F. – Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*. 50:4 (1982) 987-1008

Fama, Eugene F. - The Behavior of Stock-Market Prices. *The Journal of Business*. 38 (1965) 34-105.

Fama, Eugene F. - Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*. 25:2 (1970) 383-417.

Fama, Eugene F. - Efficient Capital Markets II. *Journal of Finance*. 46:5 (1991) 1575-1617.

Fama, Eugene F. - Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance. *Journal of Financial Economics*. 49 (1998) 283-306.

Fama, Eugene F.; French, Kenneth R. - The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*. 47:2 (1992) 427-465.

Fama, Eugene F.; French, Kenneth R. – Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*. 33:1 (1993) 3-56.

Fama, Eugene F.; MacBeth, James D. – Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *The Journal of Political Economy*. 81:3 (1973) 607-636.

Ferreira, Domingos - *Opções Financeiras - Gestão de Risco, Especulação e Arbitragem*. Lisboa: Edições Silabo, Lda, 2005. ISBN 972-618-384-7.

French, Kenneth R. - Stock returns and the weekend effect. *Journal of Financial Economics*. 8 (1980) 55-69.

Gregoriou, A.; Kontonikas, A.; Tsitsianis, N. - Does the day of the week effect exist once transaction costs have been accounted for? Evidence from the UK. *Applied Financial Economics*. 14 (2004) 215-220.

Gibbons, Michael R.; Hess, Patrick - Day of the Week Effects and Asset Returns. *The Journal of Business*. 54: 4 (1981) 579-596.

Grossman, Sanford; Stiglitz, Joseph - On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *American Economic Review*.70:3 (1980) 393-408.

Haug, Mark; Hirschey, Mark - The January Effect. *Financial Analysts Journal*. 62:5 (2006) 78-88.

Hsieh, D. A. - The Statistical Properties of Daily Foreign Exchange Rates: 1974-1983. *Journal of International Economics*. 24 (1989) 129-145.

Hsieh, D. A. - Chaos and nonlinear dynamics: applications to financial markets. *Journal of Finance*. 46 (1991) 1839-1877.

Hui, Tak-Kee - Day-of-the-week effects in US and Asia-Pacific stock markets during the Asian financial crisis: a non-parametric approach. *The international Journal of management Science*.33 (2005) 277-282.

Jaffe, Jeffrey; Westerfield, Randolph -The Weekend Effect in Common Stock Returns: The International Evidence. *The Journal of Finance*. 40 (1985) 433-454.

Jegadeesh, Narasimhan; Titman, Sheridan - Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*. 48:1 (1993) 65-91.

Jensen, Michael. Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency. *Journal of Financial Economics*. 6 (1978) 95-102.

Keim, Donald B.; Stambaugh, Robert F. - A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns. *The Journal of Finance*.39: 3 (1984) 819-835.

Kim, Chan-Wung; Park, Jinwoo - Holiday Effects and Stock Returns: Further evidence. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 29: 1 (1994) 145-157.

Kiyamaz, Halil; Berument, Hakan - The day of the week effect on stock market volatility and volume: International evidence. *Review of Financial Economics*. 12 (2001) 363-380

Kohers, G.; Kohers N.; Pandey, V.; Kohers, T. - The disappearing day-of-the-week effect in the world's largest equity markets. *Applied Economics Letters*.11:3 (2004) 167-171.

Lakonishok, Josef; Levi, Maurice - Weekend Effects on Stock Returns: A Note. *The Journal of Finance*. 37:3. (1982) 883-889.

- Lakonishok, Josef; Shapiro, Alan C. - Systematic Risk, total risk and size as determinants of stock market returns. *Journal of banking and finance*. 10 (1986) 115-132.
- Lakonishok, Josef; Smidt, Seymour - Are seasonal anomalies real? A ninety-year perspective. *The Review of Financial Studies*. 1: 4 (1988) 403-425.
- Markowitz, Harry M. - Portfolio Selection. *Journal of Finance*. 7:1 (1952) 77-91.
- McLeod, A. I.; Li, W. K. - Diagnostic Checking ARMA Time Series Models Using Squared residual autocorrelations. *Journal of Time Series Analysis*. 4: 4 (1983) 269-273.
- Meneu, Vicente; Pardo, Angel. Pre-holiday Effect, Large Trades and Small Investor Behaviour. *Journal of Empirical Finance*. 11: 2 (2004) 231-246.
- Miralles, José Luis; Miralles, María Del Mar - *La eficiência de la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto*. Mérida: Editora Regional de Extremadura, 2003. ISBN 84-7671-0.
- Modigliani, Franco; Miller, Merton H. - The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment. *American Economic Review*. 48: (1958) 261-297.
- Modigliani, Franco; Miller, Merton H. - Corporate Income Taxes and the Cost of Capital. *American Economic Review* 53: (1963) 433-443.
- Osborne, M. F. M. - Periodic Structure in the Brownian Motion of Stock Prices. *Operations Research*. 10:3 (1962) 345-379.
- Prokop, Jörg - *On the Persistence of a Calendar Anomaly: The Day-of-the-Week Effect in German and US Stock Market Returns*. International Research Journal of Finance and Economics. ISSN 1450-2887. 54 (2010) 176-190.
- Roberts, Harry V. - Stock Market 'Patterns' and Financial Analyses: Methodological Sugestions. *Journal of Finance*. 14:1 (1959) 146-155.
- Roberts, Harry V. - Statistical versus clinical prediction of the stock market. Unpublished manuscript: Center for Research in Security Prices, University of Chicago (1967).
- Rogalski, Richard J. - New Findings Regarding Day-of-the-Week Returns Overriding Periods: A Note. *The Journal of Finance*. 39: 5 (1984) 1603-1614.
- Ross, Stephen. A. - Finance. In *New Palgrave Dictionary of Economics*. John Eatwell, Murray Milgate and Peter Newman, 1^a ed. (1987).

Sharpe, William F. - Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance*. 19:3 (1964) 425-442.

Silva, Wendel A.C.; Melo, Alfredo A. de Oliveira; Pinto, Edimeire Alexandra - *Efeito dia-da-semana: Análise de Anomalias de Retorno dos Índices Acionários no Mercado Brasileiro*. XIII SemeAd Seminários em Administração. ISSN 2177- 3866. (2010) 1-17.

Stiglitz, J. E. - The allocation role of the stock market: Pareto optimality and competition. *The Journal of Finance*.36: 2 (1981) 235-251.

Thaler, Richard H. - The Behavioral Foundations of Economic Theory. *The Journal of Business*.59: 4.2 (1986) S279-S284.

Thaler, Richard H. - Anomalies: The January Effect. *The journal of Economic Perspectives*.1: 1 (1987) 197-201.

Tobin, J. - Liquidity Preference as Behavior Towards Risk. *Review of Economic Studies*. 67 (1958) 65-86