

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



ISCAL

EFEITO DOS DIAS DA SEMANA NA  
VOLATILIDADE DO ÍNDICE S&P 500:  
UM ESTUDO EMPÍRICO

---

Tito Dominguez Dias Paulino

Lisboa, Março de 2016



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

EFEITO DOS DIAS DA SEMANA NA  
VOLATILIDADE DO ÍNDICE S&P 500:  
UM ESTUDO EMPÍRICO

---

Tito Dominguez Dias Paulino

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 Análise Financeira, realizada sob a orientação científica de Sónia Margarida Ricardo Bentes (Professora Adjunta).

Constituição do Júri:

Presidente \_\_\_\_\_ Doutor Joaquim Martins Ferrão

Vogal \_\_\_\_\_ Doutor Paulo Pereira Alves

Vogal \_\_\_\_\_ Doutora Sónia Ricardo Bentes

Lisboa, Março de 2016

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.

## **Agradecimentos**

Manifesto a minha gratidão a todos aqueles que contribuíram com os seus conhecimentos, experiência e disponibilidade para a realização do presente trabalho. Deixo uma menção especial de apreço à minha orientadora, a doutora Sónia Margarida Ricardo Bentes, à minha mulher, à minha família, ao meu tutor e restantes camaradas da Marinha Portuguesa e aos meus colegas e amigos do Instituto Superior de Contabilidade e Administração de Lisboa. Agradeço ainda o apoio prestado, das mais diversas formas, pela Marinha Portuguesa, concretamente pela Direção de Pessoal, pela Direção de Formação e pelo Centro de Investigação Naval.

## Resumo

Neste trabalho investiga-se o efeito dos dias da semana na volatilidade dum reputado e representativo índice bolsista internacional, o *Standard & Poor's 500*.

Formularam-se várias teorias de referência sobre a matéria, as quais poderão dividir-se em dois grandes grupos. No primeiro grupo estas apontam para uma eficiência dos mercados e no segundo para possíveis falhas de eficiência, suscetíveis de conduzir à ocorrência de anomalias de mercado como a estudada.

Embora não seja inédita, esta investigação revela-se pertinente porque analisa o período de 2000 a 2014, aferindo a influência da atual crise económica e financeira nos dados estudados.

O processo metodológico observa as peculiaridades das sucessões cronológicas económico-financeiras. Utilizam-se assim o método da máxima verosimilhança e a distribuição não gaussiana *general error distribution* para estimar um modelo AR (2) – GARCH (1, 1).

O modelo selecionado especificou-se assim por se revelar eficaz e ao mesmo tempo parcimonioso, sendo que a componente AR (2) se destina à remoção da autocorrelação serial detetada.

Os resultados da estimação dos parâmetros para o modelo especificado sugerem, no período em análise, a ocorrência do efeito terça-feira e do efeito sexta-feira, com clara preponderância do primeiro.

A bateria de testes estatísticos efetuadas ao modelo confirmam a sua qualidade para efeitos previsionais.

A estrutura do trabalho contém uma componente teórica, com identificação das teorias de base e do estado da arte, bem como uma componente prática, em que se descreve a metodologia adotada, seguindo-se a interpretação dos resultados. Na conclusão procura-se enquadrar os resultados nas teorias de referência.

Palavras-chave: eficiência de mercado; anomalias de mercado; anomalias de calendário, efeito dia da semana; volatilidade; heteroscedasticidade condicionada.

## Abstract

This paper investigates the weekday effect in the volatility of a reputed and representative international stock market index, the Standard & Poor's 500.

Several reference theories were formulated on the matter, which can be divided into two major groups. In the first group they point to an efficiency of markets and in the second to possible efficiency failures, likely to lead to the occurrence of market anomalies similar to those studied.

Although not unprecedented, this research proves to be relevant because it analyzes the period 2000-2014, checking the influence of the current economic and financial crisis in the studied data.

The methodological process observes the peculiarities of the economic and financial time series. It is used so the maximum-likelihood estimation and the generalized error distribution to estimate an AR (2) - GARCH (1, 1) model.

The selected model was specified so because it proved to be effective and simple at the same time. The AR (2) component was included to remove the serial autocorrelation detected.

The results of the estimation of the parameters for the specified model suggested, in the period under review, the occurrence of Tuesday and Friday effects, with clear preponderance of the first.

The battery of statistical tests performed to the model confirmed its quality for forecasting purposes.

The structure of this paper contains a theoretical component, identifying the basic theories and state of the art as well as a practical component, which describes the methodology adopted, followed by the interpretation of the results. In conclusion it is sought to frame the results in the reference theories.

Keywords: market efficiency; market anomalies; calendar anomalies; weekday effect; volatility; conditional heteroskedasticity.

# Índice

Índice de quadros e tabelas.....	x
Índice de figuras.....	xi
Lista de Abreviaturas.....	xii
1. Introdução.....	1
1.1 Objeto.....	1
1.2 Objetivos.....	1
1.3 Breve enquadramento teórico.....	2
1.4 Metodologia geral.....	3
1.5 Estrutura.....	3
2. Enquadramento teórico.....	4
2.1 Teorias de referência.....	4
2.1.1 Teoria da eficiência dos mercados.....	4
2.1.2 Finanças comportamentais.....	11
2.1.3 Anomalias de mercado.....	14
2.1.3.1 Deriva de preços a curto-prazo.....	15
2.1.3.2 Fixação errada dos preços de fundos de investimento.....	15
2.1.3.3 Arbitragem nas aquisições.....	15
2.1.3.4 Rácio entre o valor contabilístico e o valor de mercado.....	16
2.1.3.5 Variação de preços pós-anúncio de ganhos.....	16
2.1.3.6 Efeito das pequenas firmas em janeiro e efeitos relacionados.....	16
2.1.3.7 Efeito meio do mês.....	17
2.1.3.8 Efeito mudança de mês.....	17
2.1.3.9 Efeito dia da semana.....	18
2.1.4 Outras teorias.....	20
2.2 Estado da arte.....	21
2.3 Síntese do capítulo.....	25
3. Metodologia.....	27
3.1 Dados.....	27
3.1.1 S&P 500.....	27
3.2 Modelo de análise.....	28
3.2.1 Volatilidade.....	28
3.2.2 Modelos de análise e previsão da volatilidade heteroscedástica.....	30
3.2.2.1 Modelos ARCH.....	31

3.2.2.2 Modelos GARCH .....	33
3.2.2.3 Extensões e generalizações aos modelos ARCH/GARCH ..	37
3.2.3 Análise visual gráfica .....	38
3.2.4 Análise das estatísticas descritivas .....	43
3.2.5 Análise do histograma.....	45
3.2.6 Aferição dos requisitos dos modelos econométricos .....	45
3.2.6.1 Estacionariedade.....	46
3.2.6.2 Ausência de Autocorrelação .....	51
3.2.6.3 Heteroscedasticidade .....	53
3.2.6.4 Remoção da autocorrelação.....	56
3.2.6.5 Análise das estatísticas descritivas .....	57
3.2.6.6 Análise do histograma.....	58
3.2.6.7 Testes LB e BG .....	59
3.2.7 Estimação do modelo AR (2) – GARCH (1, 1).....	60
3.2.7.1 Método para a estimação do modelo de análise.....	61
3.3 Síntese do capítulo .....	61
4. Resultados.....	66
4.1 Resultados da estimação do modelo de análise .....	66
4.2 Propriedades estatísticas do modelo de análise estimado .....	69
4.3 Síntese do capítulo .....	72
5. Conclusões.....	75
Referências bibliográficas.....	82

## Índice de quadros e tabelas

<b>Tabela 3.1</b> - Estatísticas Descritivas.....	43
<b>Tabela 3.2</b> - Testes de estacionariedade.....	50
<b>Tabela 3.3</b> - Correlograma das rendibilidades do S&P 500.....	52
<b>Tabela 3.4</b> - Teste de autocorrelação BG aplicado às rendibilidades.....	53
<b>Tabela 3.5</b> - Teste de ARCH-LM de Engle (1982).....	54
<b>Tabela 3.6</b> - Correlograma do quadrado os resíduos.....	55
<b>Tabela 3.7</b> - Estatísticas descritivas dos resíduos do modelo AR (2).....	57
<b>Tabela 3.8</b> - Correlograma dos resíduos do modelo AR (2).....	59
<b>Tabela 3.9</b> - Teste de autocorrelação BG aplicado ao modelo AR (2).....	59
<b>Tabela 4.1</b> - Estimativas do modelo AR (2) – GARCH (1, 1).....	67
<b>Tabela 4.2</b> - Teste de ARCH-LM de Engle (1982).....	70
<b>Tabela 4.3</b> - Estatísticas descritivas dos resíduos do modelo AR (2) – GARCH (1, 1), com variáveis <i>dummy</i> .....	70

## Índice de figuras

<b>Figura 3.1</b> - Evolução dos preços do S & P 500 no período 10/01/2000 a 12/12/2014. ....	39
<b>Figura 3.2</b> - Evolução das rendibilidades do S&P 500 no período 10/01/2000 a 12/12/2014. .....	42
<b>Figura 3.3</b> - Histograma das rendibilidades do S&P 500 no período 10/01/2000 a 12/12/2014.....	45
<b>Figura 3.4</b> - Histograma dos resíduos do modelo AR (2). ....	58
<b>Figura 4.1</b> - Histograma dos resíduos do modelo AR (2) – GARCH (1, 1), com variáveis dummy.....	71

## Lista de Abreviaturas

ACD	<i>Autoregressive Conditional Duration</i>
ACF	<i>Autocorrelation Function</i>
ADF	<i>Augmented Dickey-Fuller</i>
AIC	<i>Akaike Information Criterion</i>
ARCH	<i>Autoregressive Conditional Heteroskedasticity</i>
ARMA	<i>Autoregressive Moving Average</i>
AR (p)	Modelo Autorregressivo de Ordem (p)
BDS	Brock-Dechert-Scheinkman
BEKK	Baba-Engle-Kraft-Kroner
BG	Breusch-Godfrey
BIC	<i>Bayesian Information Criterion</i>
CAPM	<i>Capital Asset Pricing Model</i>
CBOE	<i>Chicago Board Options Exchange</i>
DVEC	<i>Diagonal Vector ARCH</i>
DY	<i>Dividend Yield</i>
EGARCH	<i>Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity</i>
EUA	Estados Unidos da América
FIGARCH	<i>Fractional Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity</i>
GARCH	<i>Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity</i>
GARCH-M	<i>Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity in Mean</i>
GED	<i>General Error Distribution</i>
IGARCH	<i>Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity</i>
IID	<i>Independent and Identical Distribution</i>
IPL	Instituto Politécnico de Lisboa
ISCAL	Instituto Superior de Contabilidade e Administração de Lisboa

JB	Jarque-Bera
KPSS	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
LB	Ljung-Box
LM	Lagrange <i>Multiplier</i>
MAD	<i>Minimum Absolute Estimation</i>
MCRL	Modelo Clássico de Regressão Linear
MGARCH	<i>Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity</i>
MMQ	Método dos Mínimos Quadrados
MMV	Método da Máxima Verosimilhança
NYSE	<i>New York Stock Exchange</i>
PACF	<i>Partial Autocorrelation Function</i>
S&P	<i>Standard &amp; Poor's</i>
SR-SARV	<i>Square-Root Autoregressive Stochastic Volatility</i>
TARCH	<i>Threshold Autoregressive Conditional Heteroskedasticity</i>
TSP	<i>Trend Stationary Process</i>



# 1. Introdução

O presente trabalho constitui uma dissertação de mestrado, enquadrada no Mestrado em Contabilidade e Análise Financeira, ministrado no Instituto Superior de Contabilidade e Administração de Lisboa (ISCAL), do Instituto Politécnico de Lisboa (IPL), estando subordinada ao tema: “Efeito dos dias da semana na volatilidade do índice S&P 500: Um estudo empírico”.

## 1.1 Objeto

Como objeto de estudo desta investigação, tomou-se em consideração as cotações de fecho diárias de um conceituado índice bolsista internacional, o *Standard & Poor's* (S&P) 500, no período compreendido entre o ano 2000 e o ano 2014. Pela observação e análise destes dados pretende conhecer-se o efeito de todos os dias da semana na volatilidade das ações, não só em conjunto como individualmente, quer do ponto de vista qualitativo, quer do quantitativo. Será analisado o impacto que cada dia da semana tem sobre a variável em estudo, assim como a respetiva magnitude.

## 1.2 Objetivos

A presente investigação visa determinar a potencial influência que os dias da semana têm sobre a volatilidade do referido índice bolsista. Através de um estudo empírico, procura-se assim determinar o efeito de todos os dias da semana na volatilidade das ações, em conjunto e individualmente, tanto do ponto de vista qualitativo como quantitativo.

Deste modo, pode avaliar-se o impacto que cada dia da semana produz sobre a variável em estudo, assim como a sua grandeza. É intenção também que o modelo a utilizar neste estudo possa ser aplicado para efeitos previsionais, satisfazendo a antiga e generalizada ambição de automaticamente se anteciparem o sentido e a dimensão das flutuações das cotações das ações.

Não obstante a realização de anteriores investigações similares, o cenário de crise económica e financeira que se vive desde 2007 confere a este estudo motivos de interesse acrescidos, na medida em que poderá aferir-se a referida influência, não só para o período da crise como também para a fase que a precedeu.

### 1.3 Breve enquadramento teórico

O perfil estocástico do comportamento do preço das ações tem vindo a ser sugerido por diversos investigadores desde o início do século passado. Desde a teoria da especulação apresentada por Bachelier (1900) até aos estudos de Kendall (1953), muitos foram os estudos que apontaram nesse sentido.

No campo das teorias que apontam para a aleatoriedade e, conseqüente, imprevisibilidade das variações dos preços das ações, a teoria da eficiência dos mercados, formulada por Fama (1970), assume-se como a mais notória. Esta prevê que unicamente a informação recente de relevo teria capacidade para influenciar o valor das ações (ibid.: 396). Deste modo, num mercado eficiente, os preços das ações conterão instantaneamente toda informação publicamente disponível, refletindo deste modo uma adequada alocação dos recursos (ibid.: 383).

Fama estabeleceu três níveis distintos de eficiência dos mercados, com vista a testar a teoria por si desenvolvida. Estes níveis correspondem às formas de eficiência dos mercados fraca, semiforte e forte.

Num mercado eficiente na forma fraca o valor das ações não poderia ser previsto recorrendo a uma mera análise técnica (Bodie, Kane e Marcus, 2009: 348-350).

Numa situação de eficiência dos mercados na forma semiforte, em virtude dos preços das ações incorporarem de forma imediata toda a informação económico-financeira publicamente disponível, nem uma análise fundamental seria útil para efeitos de previsão atempada do valor das ações.

Uma situação de eficiência dos mercados na forma forte já não seria muito exatável, em virtude desta pressupor que os preços das ações já conteriam informação disponível somente a um limitado número de indivíduos, os quais têm a sua atuação muito limitada, sobretudo por imperativos legais.

Em contraciclo com a teoria da eficiência dos mercados, genericamente enquadrada nas finanças tradicionais, surgem as finanças comportamentais. Estas advogam uma série de outros fatores que poderão condicionar o comportamento dos investidores, para além da simples racionalidade.

As finanças comportamentais abrem assim a porta para a ocorrência de anomalias de mercado, como por exemplo as anomalias de calendário, nas quais conseguem estabelecer-se relações entre os preços das ações e a altura do ano, do mês, da semana ou até mesmo do dia correspondente.

É dentro destas anomalias de calendário que se encontra o efeito dia da semana, o qual constitui o fenómeno que pretende identificar-se no presente trabalho de investigação e que engloba, por sua vez, efeitos específicos de cada dia da semana.

## **1.4 Metodologia geral**

Atendendo as características geralmente verificáveis nas séries temporais de natureza económico-financeira, o processo metodológico adotado baseia-se no método da máxima verosimilhança (MMV), recorrendo para tal a uma distribuição estatística distinta da normal, neste caso a *general error distribution* (GED).

Partindo-se dos valores reais obtidos para as cotações do S&P 500 obtém-se a variável dependente e especifica-se o modelo de inferência estatística univariado mais adequado.

Seguidamente estimam-se os parâmetros de interesse do modelo econométrico para efeitos previsionais, considerando que, na sua equação, cada um dos cinco dias da semana será considerado nas variáveis explicativas.

Finalmente, no sentido de avaliar a qualidade e adequação do modelo selecionado, são efetuados testes de significância estatística, para aferir o grau de significância das variáveis explicativas, ensaios de hipóteses e margens de erro, entre outras baterias de testes, a fim de determinar o nível de confiança do modelo encontrado.

## **1.5 Estrutura**

Tendo em conta a sua especificidade e para uma melhor compreensão do fenómeno estudado, a estrutura da dissertação contempla, em primeiro lugar, um enquadramento teórico, contendo uma alusão clara às teorias de referência e ao estado da arte da literatura sobre a matéria, onde serão ainda salientados os motivos de interesse do estudo. Posteriormente, no avanço deste estudo, procede-se à exposição detalhada da componente prática, na qual se explica a metodologia adotada, no presente trabalho, com referência aos dados, à amostra e aos procedimentos de análise estatística. Finalmente, em função dos resultados, procede-se à sua interpretação e apresentam-se as respetivas conclusões.

## 2. Enquadramento teórico

### 2.1 Teorias de referência

Por contraponto à teoria da eficiência dos mercados, segundo a qual apenas a informação nova relevante teria efeito sobre os valores das ações (Fama, 1970 *apud* Linden e Louhelainen, 2004: 2)<sup>1</sup>, surgiram posteriormente teorias que suportam a existência de finanças comportamentais, as quais «consideram que os investidores podem agir de maneira não racional, impactando consistentemente o comportamento do mercado» (Kimura, 2003: 3).

É, precisamente, dentro destas finanças comportamentais que se verificam algumas anomalias de mercado, sendo dado como exemplo ilustrativo destes fenómenos «o efeito feriado, pelo qual os retornos em dias úteis imediatamente anteriores a feriados são, na média, significativamente maiores do que os retornos nos outros dias» (Bruni e Famá, 1998 *apud* Rêgo e Mussa, 2008: 2)<sup>2</sup>.

Tomando em consideração as teorias acima aludidas, o estudo proposto visa, então, testar a ocorrência no índice bolsista *Standard & Poor's* 500 da anomalia do efeito dia da semana, fenómeno este caracterizado pelo impacto dos dias da semana na cotação das ações, demonstrando no estudo em questão que no início da semana as cotações são inferiores às dos restantes dias (Linden e Louhelainen, 2006: 193).

#### 2.1.1 Teoria da eficiência dos mercados

Corria o ano de 1900 quando o matemático francês Louis Bachelier apresentou a sua teoria da especulação. Com base nos estudos por si levados a cabo, o autor afirmou a impossibilidade de se preverem as flutuações das cotações da bolsa e de, por conseguinte, um investidor conseguir retirar dividendos dessa previsão de forma consistente (1900).

Posteriormente, nos seus estudos pioneiros sobre séries temporais, através do exame dos coeficientes de correlação das séries (Champernowne, 1953: 26), Maurice Kendall apontou para uma aleatoriedade nas variações dos preços das ações, não sendo possível a sua predição (1953: 13).

---

<sup>1</sup> FAMA, Eugene F. - Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*. ISSN 1540-6261. 25:2 (1970) 383-417.

<sup>2</sup> BRUNI, Adriano; FAMÁ, Rubens - Eficiência, previsibilidade dos preços e anomalias em mercados de capitais: teoria e evidências. *Caderno de Pesquisas em Administração*. ISSN 1516-7747. 1:7 (1998) 71-85.

Estes estudos estão na origem da conhecida teoria do *Random walk* (passeio aleatório), segundo a qual a variação do preço das ações segue um padrão aleatório e, por isso mesmo, imprevisível, e vieram corroborar a teoria da eficiência dos mercados, de Eugene Fama (1970), que estabelece que apenas a informação nova relevante teria efeito sobre os valores das ações (Fama, 1970: 396 *apud* Linden e Louhelainen, 2004: 2).

Segundo Fama, a situação ideal para os mercados passaria pelo preço das ações refletir uma correta alocação dos recursos, considerando toda a informação disponível. Neste cenário e segundo o autor, tratar-se-ia de um mercado eficiente (1970: 383).

“O mercado de Capitais diz-se eficiente se os preços dos produtos financeiros, a qualquer momento, refletirem completamente toda a informação disponível.” (ibid.: 383).

Para ensaiar o modelo por si preconizado, Fama implementou baterias de testes para três níveis distintos de eficiência dos mercados: eficiência na forma fraca; eficiência na forma semiforte e eficiência na forma forte.

Na forma fraca a flutuação do valor das ações dependeria de outras condicionantes que não a mera informação passada acerca do seu preço, designadamente a aleatoriedade. Deste modo, a variação dos preços das ações processar-se-ia de forma independente de período para período (Lima, 2013: 3).

Num mercado eficiente na forma fraca não seria assim possível prever o valor das ações a partir de uma análise técnica que, basicamente, consiste no estudo dos valores passados do preço das ações e da sua tendência, em busca de padrões recorrentes e previsíveis (Bodie et al., 2009: 348-350), como por exemplo a ocorrência de *momentum*, caracterizado por uma reação excessiva dos mercados a notícias relevantes (ibid.: 359).

Regista-se, no entanto, um extenso acervo de estudos empíricos cujos resultados contrariam esta forma de eficiência nos mercados desenvolvidos, tanto para curtos como para longos horizontes. Dois exemplos são os trabalhos de Lo e Mackinlay (1988) e de Conrad e Kaul (1988), que detetaram significativa correlação serial positiva para horizontes curtos, rejeitando a teoria do passeio aleatório (Lima, 2013: 3). Foram também obtidos resultados similares em anos mais recentes, nomeadamente nas investigações de Lo, Mamaysky e Wang (2000) e de Hudson, Dempsey e Keasey (1996), que validaram assim algumas das metodologias aplicadas na análise técnica para a previsão do valor das ações (Lima, 2013: 4).

Analogamente à evidência acima reportada, também para horizontes mais longos se identificam estudos que apontam para a correlação serial no valor das ações. Contudo, para este alcance,

verifica-se sobretudo que a correlação serial é negativa, conforme atesta a investigação de Fama e French (1988) para um horizonte de três a cinco anos, ou o trabalho de Poterba e Summers (1988).

De um modo geral, constata-se que a previsão do preço das ações a partir dos seus valores passados se torna mais fidedigna quando são considerados períodos mais longos em detrimento de períodos menores (Flood, Hodrick e Kaplan, 1986 e Poterba e Summers, 1988).

De forma similar aos mercados desenvolvidos, há também o registo de muitas investigações que contestam a eficiência na forma fraca dos mercados emergentes (Lima, 2013: 4). Entre estes salientam-se os de Cheung, Wong e Ho (1993) para os mercados de ações da Coreia e de Taiwan, bem como os de Harvey (1994), Poshakwale (1996) e Gupta e Basu (2007). Genericamente, pode afirmar-se que a eficiência dos mercados na forma fraca é menor nos mercados emergentes do que nos mercados desenvolvidos (Mobarek e Keasey, 2000).

Na forma semiforte de eficiência dos mercados o preço das ações já sofreria imediatamente a influência de outra informação divulgada publicamente, nomeadamente relatórios de contas, anúncios sobre a distribuição de dividendos ou sobre a emissão de novas ações.

Atendendo ao seu ajustamento instantâneo na forma semiforte de eficiência dos mercados, nem uma análise fundamental poderia prever o valor das ações na maioria das situações (Lima, 2013: 5). Esta análise consiste no estudo das perspectivas de ganhos e dividendos, considerando as taxas de interesse futuras e os adequados fatores de risco.

Recorrendo unicamente à informação publicamente disponível, não será assim possível obter grandes ganhos através de uma análise fundamental, já que se espera que os analistas utilizem esta ferramenta em massa (Bodie et al., 2009: 350-351). Quanto mais os analistas se esmeram por maximizar os seus ganhos de capital nas transações de produtos financeiros, mais o mercado se torna eficiente, na medida em que se reduzem as hipóteses de informação relevante não contida nos seus preços (ibid.: 347).

Para um analista obter resultados relevantes através desta análise fundamental, teria de se superiorizar aos seus pares, não lhe bastando apenas identificar boas empresas, mas, mais do que isso, boas empresas que estivessem subavaliadas (ibid.: 351).

À semelhança do registado na forma fraca de eficiência dos mercados, também para a sua forma semiforte se identificam vários estudos cujos resultados não suportam a teoria acima apresentada. Um exemplo é a investigação de Banz (1981), que aponta para rendibilidades superiores nas firmas com menor capitalização bolsista. Os trabalhos de Basu (1977 e 1983)

apontam na mesma direção, sugerindo que baixos rários entre o valor de mercado por ação e o rendimento por ação<sup>3</sup> estarão associados a taxas de retorno mais elevadas.

Foram ainda encontradas outras evidências que rejeitam a forma semiforte de eficiência dos mercados, designadamente os estudos de Fama e French (1992), de Stattman (1980) e de Rosenberg, Reid e Lanstein (1985), que sugerem uma correlação positiva entre as taxas de retorno e o rário entre o valor contabilístico e o valor de mercado das ações das firmas<sup>4</sup>. Chan, Hamao e Lakonishok (1991) chegam à mesma conclusão para o mercado japonês, encontrando também o mesmo efeito nos rendimentos de fluxo de caixa<sup>5</sup>. Esta correlação positiva ainda se verifica com a alavancagem financeira<sup>6</sup> (Bhandari, 1988) e com a *dividend yield* (DY)<sup>7</sup> (Litzenberger e Ramaswamy, 1979).

Finalmente, na forma forte de eficiência dos mercados, o valor das ações já conteria adicionalmente informações relevantes para o ajuste do preço das ações, mas apenas acessíveis de forma monopolística a um restrito grupo de indivíduos (Fama, 1970: 383). Esta situação não é expetável verificar-se em virtude das leis que proíbem e penalizam severamente qualquer utilização oportunista e abusiva deste tipo de informações. Refira-se a título de exemplo a Lei Sarbanes-Oxley<sup>8</sup>, no que aos fundos de pensões diz respeito (United States House of Representatives, 2002: 779).

Pese embora o rigoroso controlo efetuado a este nível, diversas investigações demonstram, todavia, que investidores internos obtêm resultados acima da média com a transação dos títulos das próprias firmas, recorrendo para o efeito a fontes de informação privilegiadas. O estudo de Rogoff (1964), para 45 diferentes empresas, denota que estes investidores obtêm resultados superiores à média do mercado, na ordem dos 9,5%, enquanto que a investigação de Jaffe (1974) aponta para que esta superioridade ronde os 6% ao ano e sugere que os investidores externos que reproduzem os passos destes investidores também obtêm melhores resultados do que os restantes. Para além dos estudos referidos, salientam-se ainda as seguintes investigações que também apontam para resultados superiores obtidos pelos investidores internos e para a

---

<sup>3</sup> No idioma inglês designado por *ratio of a company's share price to its per-share earnings*, o qual é representado pela expressão P/E.

<sup>4</sup> No idioma inglês designado por *book-to-market ratio*.

<sup>5</sup> No idioma inglês designado por *cash flow yield*.

<sup>6</sup> No idioma inglês designado por *financial leverage*.

<sup>7</sup> Índice que mede a rendibilidade dos dividendos de uma empresa relativamente ao preço das suas ações (Investopedia, LLC, 2015).

<sup>8</sup> Lei americana de 2002, promovida pelo senador Paul Sarbanes e pelo deputado Michael Oxley, que, no rescaldo de uma sucessão de avultados escândalos financeiros, encabeçados pelo caso da firma Enron, implementou novos padrões de auditoria para as empresas, assim como penalidades para as más práticas, salientando as responsabilidades dos seus diretores-gerais e diretores financeiros (United States House of Representatives, 2002).

consequente ineficiência do mercado na forma forte: Finnerty (1976); Glass (1966); Lorie e Niederhoffer (1968) e Seyhun (1986).

Mesmo nas condições de eficiência de mercado acima descritas o papel do analista financeiro continua a ser relevante, em virtude da sua capacidade para compor uma carteira de fundos diversificada e adequada ao perfil de cada cliente, acautelando múltiplos aspetos relevantes para uma análise eficaz, como sejam a sua idade, ramo de atividade, nível de aversão ao risco ou escalão de tributação fiscal (Bodie et al., 2009: 352-353).

Há, contudo, determinadas condições dos mercados que condicionam severamente a sua eficiência, designadamente os custos de transação, que inibem o seu fluxo, ou o facto de nem toda a informação relevante estar disponível para a totalidade dos investidores e ao mesmo preço (Fama, 1970: 387). Por outro lado, estes mesmos custos de transação eliminam as vantagens relativamente a uma estratégia de “buy-and-hold”, pelo que não pode dizer-se que exista uma verdadeira ineficiência de mercado.

Fama admite assim que a única forma onde não se verificam eficiências de mercado é na forte, produzindo-se ligeiras alterações diárias que poderão originar ganhos. Estes não serão, porém, suficientes para superar os custos de transação.

O autor cita vários estudos empíricos que poderão suportar ou contrariar a teoria da eficiência dos mercados. Neste seguimento, refere que são mais frequentes as variações consequentes com o mesmo sinal de uma variação inicial, do que de sinal inverso (Niederhoffer-Osborne, 1966 *apud* Fama, 1970: 397)<sup>9</sup>. Não se encontrou, todavia, evidência estatística desta ocorrência, pelo que não poderia falar-se em ineficiência, a não ser na forma forte, visto os corretores terem acesso aos limites oferecidos pelos seus clientes para compra e venda, estando, contudo, proibidos por lei de divulgá-los (Fama, 1970: 398).

Apenas com algum tipo de informação se conseguiu comprovar a teoria da eficiência dos mercados na forma semiforte (ibid.: 404). Refira-se o exemplo dos *stock-splits* que, por si só, não providenciam informação que afete os preços, mas, no entanto, poderão encobrir alguma informação relevante (ibid.: 405).

Segundo o *market model*, a informação relevante por detrás de um *stock-split* está refletida nos valores residuais de uma regressão nos meses próximos da operação (ibid.). Estudos empíricos demonstram que os valores dos preços sobem antes e depois, havendo a perceção pelos

---

<sup>9</sup> NIEDERHOFFER, Victor; OSBORNE, Matthew Fontaine Maury - Market making and reversal on the stock exchange. *Journal of the American Statistical Association*. ISSN 0162-1459. 61:316 (1966) 897-916.

investidores de que a empresa se encontra bem quando procede a uma operação desta natureza (ibid.: 407).

Relativamente a outros anúncios públicos das empresas (forma semiforte), confirma-se também a teoria da eficiência dos mercados (ibid.: 408).

Os estudos de Ball e Brown (1968: 159-178 *apud* Fama, 1970: 408)<sup>10</sup> sugerem que os preços das ações refletem antecipadamente os resultados das empresas, tanto para o bom como para o mau.

Waud (1970: 241-250 *apud* Fama, 1970: 408)<sup>11</sup> conclui o mesmo relativamente aos anúncios de alterações nas taxas de desconto dos Bancos da Reserva Federal, bem como Scholes (1969 *apud* Fama, 1970: 408)<sup>12</sup> relativamente às transações das ações no mercado secundário.

Na forma forte, tanto Scholes (1969 *apud* Fama, 1970: 410) como Niederhoffer e Osborne (1966: 897-916 *apud* Fama, 1970: 409) constataam a existência de informação relevante apenas disponível a um grupo limitado de indivíduos.

O trabalho mais relevante neste âmbito foi, contudo, o de Jensen (1968 e 1969 *apud* Fama, 1970: 410)<sup>13</sup> para os gestores de fundos mútuos “*open ended*”. Os resultados deste estudo reforçam a teoria da eficiência dos mercados, desta feita na forma forte, ou seja, apesar de haver acesso monopolístico à informação, não se registam lucros médios superiores nos investimentos geridos por estes indivíduos.

Já Michael Jensen, no seu trabalho intitulado “*Some anomalous evidence regarding market efficiency*”, relata a existência de vários estudos que colocam em causa a teoria da eficiência dos mercados (1978). Algumas destas investigações relacionaram os resultados obtidos com ineficiências do mercado, mas também com falhas do *capital asset pricing model* (CAPM), relativamente à relação rendimento/risco.

---

<sup>10</sup> BALL, Ray; BROWN, Philip - An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research*. 6:2 (1968) 159-178.

<sup>11</sup> WAUD, Roger N. - Public Interpretation of Federal Reserve Discount Rate Changes: Evidence on the “Announcement Effect”. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. ISSN 0012-9682. (1970) 231-250.

<sup>12</sup> SCHOLES, Myron S. - *A test of the competitive market hypothesis: the market for new issues and secondary offerings*. Graduate School of Business, University of Chicago. (1969). Tese de Doutoramento não publicada.

<sup>13</sup> JENSEN, Michael C. - The performance of mutual funds in the period 1945-1964. *Journal of Finance*. ISSN 0022-1082. 23:2 (1968) 389-416.

JENSEN, Michael C. - Risk, the pricing of capital assets, and the evaluation of investment portfolios. *The Journal of Business*. ISSN 0021-9398. 42:2 (1969) 167-247.

Os estudos de Ball (1978 *apud* Jensen, 1978: 4)<sup>14</sup> apontaram para falhas no modelo CAPM, enquanto que os de Watts (1978 *apud* Jensen, 1978: 5)<sup>15</sup> sugeriram ineficiências do mercado em alguns períodos específicos. Ambos os autores investigaram o comportamento do preço das ações após o anúncio do aumento de risco.

Já Thompson (1978 *apud* Jensen, 1978: 5)<sup>16</sup>, que estudou descontos, prêmios e ofertas públicas iniciais, não conseguiu determinar a qual dos fenômenos se deveram os seus resultados, estando, no entanto, mais inclinado para as falhas no modelo CAPM.

Galai (1978 *apud* Jensen, 1978: 5-6)<sup>17</sup>, que estudou as ações no *New York Stock Exchange* (NYSE) e as respectivas opções no *Chicago Board Options Exchange* (CBOE), verificou a possibilidade de obtenção de ganhos. Todavia, estes seriam tão reduzidos e dispersos por vários títulos, que não seriam suficientes para superarem os custos de transação.

Já Chiras e Manaster (1978 *apud* Jensen, 1978: 6)<sup>18</sup>, que utilizaram o modelo Black-Scholes-Merton (1973), chegaram à conclusão que existiria uma ineficiência do mercado no CBOE.

Long (1978 *apud* Jensen, 1978: 6-7)<sup>19</sup>, que estudou dois tipos de ações de uma mesma empresa, as que pagavam os dividendos em dinheiro e as que pagavam em ações, verificou diferenças nos comportamentos das duas, contrariando a teoria de Modigliani-Miller (1958). A maior procura registava-se nas ações que pagavam em dinheiro, o que não deixa de ser curioso, visto que estes rendimentos são mais taxados pelos impostos. Long atribuiu os seus resultados às falhas no modelo CAPM.

Charest (1978a e 1978b *apud* Jensen, 1978: 7-8)<sup>20</sup> estudou o comportamento das ações relativamente aos anúncios de *stock-splits* e de distribuição de dividendos. Relativamente ao primeiro não encontrou evidências suficientemente fortes que indicassem uma ineficiência do

---

<sup>14</sup> BALL, Ray - Anomalies in relationships between securities' yields and yieldsurrogates. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 6:2 (1978) 103-126.

<sup>15</sup> WATTS, Ross L. - Systematic "abnormal" returns after quarterly earnings announcements. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 6:2 (1978) 127-150.

<sup>16</sup> THOMPSON, Rex - The information content of discounts and premiums on closed-end fund shares. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 6:2 (1978) 151-186.

<sup>17</sup> GALAI, Dan - Empirical tests of boundary conditions for CBOE options. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 6:2 (1978) 187-211.

<sup>18</sup> CHIRAS, Donald P.; MANASTER, Steven - The information content of option prices and a test of market efficiency. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 6: 2 (1978) 213-234.

<sup>19</sup> LONG, John B. - The market valuation of cash dividends: A case to consider. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 6:2 (1978) 235-264.

<sup>20</sup> CHAREST, Guy - Dividend information, stock returns and market efficiency-II. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 6:2 (1978) 297-330.

CHARST, Guy - Split information, stock returns and market efficiency-I. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 6:2 (1978) 265-296.

mercado. No segundo caso já foi possível encontrar esses indícios, com os valores das ações a demorarem muito tempo a reagir ao anúncio efetuado.

### 2.1.2 Finanças comportamentais

Rejeitando alguns dos pressupostos assumidos por Fama e considerando uma panóplia de outros fatores que poderão influenciar a cotação dos títulos, registam-se várias correntes de pensamento, suportadas em diversas investigações, que contradizem as finanças tradicionais, onde se insere a teoria da eficiência dos mercados.

Nesta conformidade, “[n]a área da economia surgem as Finanças comportamentais, por influência da matemática, da psicologia social e cognitiva que estudam a forma como o indivíduo se comporta e rege em sociedade” (Brokers & Brokers, s.d. *apud* Gomes, Teixeira, Paixão, s.d.)<sup>21</sup>.

“As finanças comportamentais consistem na introdução de conceitos da Psicologia e da Sociologia na teoria das finanças modernas. Partem do pressuposto de que os seres humanos nem sempre agem racionalmente, pensando somente na maximização dos lucros” (Gutierrez & Bertrand, 2005 *apud* Gomes et al., s.d.)<sup>22</sup>.

As finanças comportamentais estudam assim o impacto dos fenómenos psicológicos no comportamento financeiro (Shefrin, 2008: 1). Estes fenómenos psicológicos impedem os investidores de atuarem de forma completamente racional. Deste modo, verifica-se uma racionalidade imperfeita que, por sua vez, gera níveis de aversão ao risco irregulares (ibid.: 2-3).

“As finanças comportamentais propõem uma visão mais realista das decisões tomadas pelos investidores e outros agentes económicos” (Lobão, 2012), enquanto que as finanças tradicionais procuram identificar o comportamento ideal do investidor, assumindo os princípios da racionalidade perfeita, do autointeresse perfeito e da informação perfeita.

De acordo com o professor Joseph Stiglitz (2009: 16), a crença na racionalidade está profundamente enraizada na Economia. Deste modo, as finanças tradicionais estão também associadas à noção de eficiência dos mercados.

As finanças comportamentais tomam em consideração, entre outros fatores, a incapacidade dos investidores interpretarem corretamente toda a informação disponível.

---

<sup>21</sup> BROKERS & BROKERS - As finanças comportamentais e as anomalias de mercado. *Brokers & Brokers - Sociedade Consultoria, S.A.* (s.d.).

<sup>22</sup> GUTIERREZ, Margarida, BERTRAND, Hélène - Estudos em Negócios IV. *Estudos COPPEAD*. ISSN 85-7478-170-3. (2005).

Outros exemplos dos efeitos de uma racionalidade imperfeita são: a tendência para sobrevalorizar os acontecimentos mais recentes em detrimento dos mais antigos (Shefrin, 2008: 5); a reprodução das decisões tomadas pelos pares, mesmo que contrárias às próprias conclusões, num denominado “comportamento de rebanho” (Scharfstein e Stein, 1990: 477); os excessos de confiança, que conduzem a uma gestão mais ativa e tendencialmente mais arriscada dos títulos; o conservadorismo, caracterizado por uma certa inércia; ou a negligência do tamanho da amostra e da sua representatividade, extrapolando a existência de padrões com base em amostras pouco expressivas (Bodie et al., 2009: 386-387).

O próprio nível de aversão ao risco de um investidor pode variar consoante o tipo de investimento em questão e, até para o mesmo investimento, a sua aversão ao risco é passível de alterar-se de acordo com a perspetiva pela qual o investimento é encarado. Por exemplo, de um modo geral os investidores revelam-se mais avessos ao risco em negócios pouco ortodoxos, de modo a evitar arrependimentos, podendo modificar-se esta aversão consoante se foque nos ganhos ou nas perdas que pode gerar (ibid.: 387-388).

Segundo Lobão (2012), se as decisões dos investidores, condicionadas pela capacidade de interpretação da informação disponível e/ou afetadas por outros fatores que não principalmente o da racionalidade, influenciarem os preços dos mercados financeiros, estes poderão afastar-se da sua condição de eficiência, gerando-se assim uma ineficiência de mercado.

Os defensores das finanças tradicionais arguem que as limitações acima descritas não influenciam os preços dos mercados, uma vez que os desvios às decisões racionais e informadas são aleatórios, anulando-se entre si. Afirmam também a existência de arbitragistas, perfeitamente racionais, que corrigem os seus erros, transacionando diretamente com esses investidores. Alegam ainda que estes investidores, geralmente, aprendem com as más decisões tomadas no passado, apresentando, por essa razão, uma tendência para tomarem decisões cada vez mais racionais e esclarecidas, ou então, em alternativa, acabam por perder a capacidade para atuarem nos mercados, fruto das más decisões que consistentemente tomaram (ibid.).

Os partidários das finanças comportamentais rebatem, por sua vez, os argumentos dos defensores das finanças tradicionais, na medida em que insistem que “os enviesamentos manifestados pelos investidores nas suas decisões não são aleatórios mas sim sistemáticos” (ibid.) e previsíveis e que os arbitragistas não existem em número suficiente e têm a sua atuação limitada, verificando-se, inclusivamente, que em certas ocasiões, procuram aprofundar os erros, ao invés de corrigi-los. Declaram ainda que a saída de investidores dos mercados é compensada

com a entrada de novos e que a aprendizagem, a partir dos erros do passado, não é um processo linear (ibid.).

No que aos arbitragistas diz respeito, formularam-se algumas hipóteses que corroboram a ideia de que a sua atuação é limitada. Estas hipóteses estão relacionadas, assinaladamente: com os custos de transação; com a possibilidade dos preços demorarem algum tempo a retomar o seu justo valor, gerando perdas no curto prazo; ou com a possibilidade do alegado justo valor não estar bem calculado, nomeadamente se tiver sido obtido através de métodos comparativos, incrementando o risco da operação (Bodie et al., 2009: 389-391).

Deste modo, o condicionamento do desempenho dos arbitragistas pode assim decorrer de vários fatores, principalmente da sua dificuldade em identificar oportunidades de investimento adequadas, uma vez que quase todas implicam um determinado nível de risco, da sua limitada capacidade financeira ou dos constrangimentos impostos pelo principal, quando o capital investido é alheio, o que precipita por vezes o abandono do investimento quando o mercado regista demasiada lentidão a reagir (Singal, 2003: 5-7). As próprias restrições, que estão associadas a algumas transações, podem também determinar a liberdade de atuação dos arbitragistas (ibid.: 16).

Numa perspetiva comportamental, um dos erros com maior expressão associados aos investidores é o da representatividade. Este é um erro que leva os investidores a generalizarem e a extrapolarem, subestimando o fator risco (Shefrin, 2008: 551). Esta representatividade é geradora de heterogeneidade, tornando os processos de previsão mais complexos, uma vez que deixa de poder assumir-se que existe apenas um mesmo sentimento, partilhado por todos os investidores.

Os modelos deverão então compreender uma componente fundamental, relacionada com uma escolha racional e esclarecida, bem como uma componente relacionada com o sentimento, que agregue toda a heterogeneidade (ibid.: 561).

A discussão sobre a hipótese de eficiência dos mercados manter-se-á acesa devido a alguns fatores.

Um desses fatores é o da magnitude do investimento. Se, para pequenos investidores, os ganhos de uma estratégia de gestão ativa se revelam desprezíveis, não podendo identificar-se uma ineficiência de mercado com significado, para investimentos de grande magnitude os respetivos ganhos já serão substanciais. Neste caso não se questionaria a eficiência dos mercados, mas sim o seu nível de eficiência.

Outro fator relaciona-se com viés de seleção, dado que estratégias alegadamente bem-sucedidas, quando divulgadas, perdem a sua vantagem, havendo a possibilidade de existirem eventuais estratégias ganhadoras que permaneçam no anonimato.

Finalmente, admitindo a hipótese de eficiência dos mercados, existe sempre a possibilidade de um investidor conseguir, consistentemente, bater o mercado, ficando por determinar se os seus resultados são devidos a uma estratégia ganhadora ou ao mero acaso (relação espúria) (Bodie et al., 2009: 357-358).

### **2.1.3 Anomalias de mercado**

Os estudos empíricos que se dedicaram a questionar a eficiência dos mercados ficaram conhecidos como literatura de anomalias (Lobão, 2012). Uma anomalia de mercado traduz um desvio, de forma bem conhecida e reiterada, da rendibilidade esperada de um título relativamente ao seu preço (Singal, 2003: 7). A anomalia, normalmente, só é detetada por comparação com outros títulos de firmas cujas características são semelhantes (ibid.: 9).

Conforme já referido anteriormente, o nível de eficiência dos mercados pode ser afetado por diversos fatores. Não obstante, identificam-se três que se revelam basilares: o custo da informação, os custos de transação e os limites à arbitragem.

Num mercado perfeitamente eficiente, os investidores não terão motivação para alocarem recursos na produção de informação, no entanto, presume-se que a falta desta informação conduzirá a falhas de eficiência, num equilíbrio que se mantém instável. Mesmo na posse da informação, os custos de transação e limites à arbitragem poderão condicionar a sua devida utilização (ibid.: 4-5).

Podem assim assumir-se algumas hipóteses de ocorrência de ineficiências de mercado, como por exemplo os maiores retornos das ações com um elevado rácio entre os dividendos e os preços. É difícil, porém, determinar se estes resultados se devem a uma efetiva ineficiência de mercado ou à previsibilidade do prémio de risco. Torna-se assim necessária a realização de testes conjuntos, nos quais só se aceitará a eventual presença de uma ineficiência de mercado, após a validação do procedimento de ajustamento do risco (Bodie et al., 2009: 360-361).

Outros exemplos que podem apontar-se como possíveis ineficiências de mercado, os quais atingiram inclusivamente alguma notoriedade, são a deriva de preços a curto-prazo, a fixação errada dos preços de fundos de investimento, a arbitragem nas aquisições, o rácio entre o valor contabilístico e o valor de mercado e a variação de preços pós-anúncio de ganhos, bem como algumas anomalias de mercado, designadamente o efeito das pequenas firmas em janeiro e

efeitos relacionados, o efeito meio do mês, efeito mudança de mês, ou o efeito dia da semana, objeto deste estudo.

### ***2.1.3.1 Deriva de preços a curto-prazo***

Também conhecida como *momentum* de preços, a deriva de preços a curto-prazo indica que uma variação significativa de preços, associada a um elevado volume de informação pública, amplamente disseminada, prolongará a variação no mesmo sentido por mais algum tempo. Esta ocorrência verifica-se de forma mais inequívoca nas variações de curto-prazo, em virtude da menor probabilidade de interferências de outros fatores nos dados observados (Singal, 2003: 56-57). Este fenómeno, para além de títulos particulares, também está associado a setores específicos da indústria, como por exemplo a defesa (ibid.: 78-79).

### ***2.1.3.2 Fixação errada dos preços de fundos de investimento***

A fixação errada dos preços de fundos de investimento está relacionada com o conceito de *net asset value* (NAV) de um fundo de investimento, sendo este o preço, calculado com base nas últimas ações transacionadas do fundo, pelo qual os investidores podem transacioná-lo às 16h00, sem que essa operação acarrete custos adicionais. Se as últimas ações forem transacionadas bastante antes das 16h00, o preço fixado para o fundo pode já não refletir a realidade, criando uma ineficiência da qual o investidor pode tirar partido, através de uma estratégia de *market timing*, na qual comprará pelo preço fixado às 16h00, vendendo mais caro no dia seguinte, ou, na situação inversa, evitando a compra de títulos desse fundo (ibid.: 104-105).

### ***2.1.3.3 Arbitragem nas aquisições***

Após o anúncio de uma aquisição, um arbitragista pode comprar ações da firma alvo e vendê-las de seguida, aproveitando o reduzido aumento do preço destas, o qual reflete a dúvida acerca do sucesso da operação, bem como o expetável retorno aos acionistas (ibid.: 196).

#### ***2.1.3.4 Rácio entre o valor contabilístico e o valor de mercado***

Um elevado rácio entre o valor contabilístico e o valor de mercado das ações das firmas está também associado a ganhos mais significativos, em virtude da aparente subvalorização destas (Fama e French, 1992 *apud* Bodie et al., 2009: 364)<sup>23</sup>.

#### ***2.1.3.5 Variação de preços pós-anúncio de ganhos***

Contrariando um dos fundamentos da teoria da eficiência dos mercados, verifica-se que a variação de preços pós-anúncio de ganhos nem sempre é instantânea, denotando-se muitas vezes alguma lentidão no ajustamento, o que origina uma ineficiência de mercado nessas ocasiões (Ball e Brown, 1968 *apud* Bodie et al., 2009: 364).

#### ***2.1.3.6 Efeito das pequenas firmas em janeiro e efeitos relacionados***

O efeito das pequenas firmas em janeiro representa um incremento dos ganhos que varia de forma inversamente proporcional à dimensão das firmas, sobretudo nas duas primeiras semanas de janeiro (Bodie et al., 2009: 362-363). Este efeito está geralmente associado à venda em dezembro dos títulos em perda, como forma de reduzir os impostos sobre os ganhos de capital. Em janeiro, a retoma na procura destes títulos induz o seu valor a elevar-se novamente.

Autores como Keim (1983) ou Roll (1983) propuseram assim que as rendibilidades das pequenas firmas seriam superiores aos das maiores devido ao efeito de janeiro, o qual afetaria sobretudo as firmas de menor dimensão e, segundo os estudos de Rozeff e Kinney (1976) e de Gultekin e Gultekin (1983) para o NYSE, tornaria as rendibilidades médias deste mês superiores relativamente aos outros meses do ano. Os mesmos resultados obtiveram Haug e Hirschey (2006) na sua análise ao mercado financeiro dos Estados Unidos da América (EUA), ao contrário de Lakonishok e Smidt (1988) que não encontraram evidências deste comportamento no mesmo mercado, para um horizonte de 90 anos.

A hipótese da poupança fiscal, como explicação deste efeito, cai por terra nos estudos de Kato e Schallheim (1985), que registam a sua ocorrência no mercado de capitais do Japão, onde o ano civil não coincide com o fiscal.

Em contraponto, o efeito de dezembro, também conhecido como efeito de Natal, decorre da relutância dos investidores em venderem os seus títulos em alta no mês de dezembro. Adiante

---

<sup>23</sup> FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. - The cross section of expected stock returns. *The Journal of Finance*. ISSN 0022-1082. 47:2 (1992) 427-465.

essa venda para janeiro, conseguem assim remeter para o ano seguinte os impostos sobre os ganhos de capital (Singal, 2003: 23-24).

No mesmo âmbito surge o efeito da firma negligenciada, que releva o menor controlo existente sobre as firmas menores, tornando mais arriscado o investimento nas mesmas, não obstante os maiores ganhos que possam daí advir (Arbel e Strebel, 1983 *apud* Bodie et al., 2009: 363)<sup>24</sup>. Desta forma, os defensores desta perspetiva arguem que os ganhos extraordinários não estão relacionados com uma real ineficiência de mercado, mas sim com o método utilizado para o cálculo do prémio de risco (Merton, 1987 *apud* Bodie et al., 2009: 363)<sup>25</sup>.

De igual modo, o Efeito de Liquidez representa os melhores resultados das firmas com menor liquidez, desta feita como resultado da maior exigência dos investidores relativamente a estes investimentos. Este efeito relaciona-se com o das pequenas firmas em janeiro, na medida em que a menor liquidez se verifica tradicionalmente nas firmas de menor dimensão, não conseguindo, todavia, explicar a incidência dos resultados no mês de janeiro (Amihud e Mendelson, 1986 e 1991 *apud* Bodie et al., 2009: 363)<sup>26</sup>.

#### **2.1.3.7 Efeito meio do mês**

O efeito meio do mês caracteriza-se pela verificação de rendibilidades mais elevadas nas primeiras metades de cada mês. Este efeito foi identificado Ariel (1987), tendo também sido mencionado no já referido estudo de Lakonishok e Smidt (1988). Uma das possíveis justificações apresentadas relaciona-se com o facto de as boas notícias serem geralmente divulgadas no início de cada mês, sendo as más partilhadas durante as segundas metades do mês (Penman, 1987).

#### **2.1.3.8 Efeito mudança de mês**

Abrangendo principalmente o último dia de cada mês, bem como os três a quatro primeiros dias do mês seguinte, o efeito mudança de mês evidencia-se pelas maiores rendibilidades alcançadas neste período.

---

<sup>24</sup> ARBEL, Avner; STREBEL, Paul J. - Pay attention to neglected firms!\*. *Journal of Portfolio Management*. ISSN 1095-4918. 9:2 (1983) 37-42.

<sup>25</sup> MERTON, Robert C. - A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *The Journal of Finance*. ISSN 0022-1082. 42:3 (1987) 483-510.

<sup>26</sup> AMIHUUD, Yakov; MENDELSON, Haim - Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 17:2 (1986) 223-249.

AMIHUUD, Yakov; MENDELSON, Haim - Liquidity, asset prices, and financial policy. *Financial Analysts Journal*. ISSN 0015-198X. 47:6 (1991) 56-66.

Tendo sido revelado por Ariel (1987) e confirmado posteriormente no trabalho de Lakonishok e Smidt (1988), deve-se provavelmente à maior atividade dos investidores individuais após o recebimento dos seus salários, por um lado e, por outro lado, aos investidores institucionais que aproveitam esta altura para tentarem melhorar os seus resultados, já que as avaliações de desempenho publicadas nas revistas de especialidade se baseiam geralmente nos preços de final de mês (Barone, 1990).

### **2.1.3.9 Efeito dia da semana**

A presente investigação restringe-se ao estudo do efeito dia da semana, no qual as rendibilidades dos ativos variarão, de forma consistente, de acordo com o dia da semana. Esta é uma anomalia de mercado que, para além dos fatores acima mencionados, poderá também dever-se a razões externas ao mercado, designadamente relacionadas com a recorrente divulgação de informação pública relevante em determinados dias da semana (Holden et al., 2005: 243). O efeito dia da semana divide-se assim em efeitos específicos de cada dia da semana.

Entre os efeitos específicos acima aludidos, o efeito segunda-feira, igualmente conhecido como efeito fim-de-semana, é o que atingiu maior notoriedade. Este regista um incremento dos resultados às sextas-feiras, ou no último dia de transações da semana, bem como resultados inferiores às segundas-feiras, ou no primeiro dia de transações da semana. Esta ocorrência é atribuída à remoção das posições de venda antes do fim-de-semana, para manter as especulações em aberto, repondo-as novamente no início da semana útil (Singal, 2003: 40-41). O efeito agora mencionado foi reconhecido, inicialmente, por Kelly (1930), tendo sido posteriormente aludido em muitos mais estudos, como os de Osborne (1959), Cross (1973), ou os de French (1980).

Alguns estudos, como os de Prince (1982) e de Smirlock e Starks (1986) indicam que as rendibilidades negativas das segundas-feiras são registadas durante o período de transação, enquanto outros, onde se enquadram os de Rogalski (1984) e de Harris (1986) sugerem que é no período de não transação que estas se verificam, sendo que o último autor restringe essa circunstância apenas às firmas de maior dimensão. Deste modo, os fins-de-semana constituem-se como potenciadores desta ocorrência e daí a segunda designação que se apresenta para este efeito. Pelo atrás exposto, este efeito pode ainda relacionar-se com o efeito feriado, descoberto por Roll (1983), mas também investigado por Ariel (1987) e (1990) e por Lakonishok e Smidt (1988).

A investigação de Keim e Stambaugh (1986), que analisou os dados do S&P *Composite Index*, conta com a particularidade de abranger o intervalo de tempo entre 1928 a 1952, época na qual

o NYSE funcionava frequentemente aos sábados. Na investigação levada a cabo foi possível verificar que o efeito segunda-feira se manteve no referido período, sendo que, nas semanas que dispunham de mais um dia de funcionamento do NYSE, as rendibilidades mais elevadas não se registavam às sextas-feiras, mas sim aos sábados, o último dia de transações da semana.

Relacionando o efeito segunda-feira com outras variáveis, concretamente o cenário macroeconómico, Liano e Gup (1989) chegaram à conclusão que este efeito se assinala com maior intensidade em períodos de contração.

Lakonishok e Marberly (1990) relacionaram o efeito segunda-feira com o tipo de investidor, individual ou institucional, concluindo que o volume transacionado às segundas-feiras é menor devido à redução dos investimentos institucionais, já que os investidores individuais até transacionam mais neste dia, embora assumindo maioritariamente posições de venda, o que contribui para acentuar o efeito.

Damodaran (1989) verificou que o efeito segunda-feira acentuava-se quando era precedido de sextas-feiras com anúncios de dividendos ou de rendimentos. No entanto, estes anúncios não podiam, só por si, explicar o efeito segunda-feira, visto que nas sextas-feiras em que estes não ocorriam, o efeito continuava a fazer-se sentir, embora com menos expressão.

Wang, Li e Erickson (1997) concluíram que o efeito segunda-feira surge sobretudo nas quartas e quintas semanas de cada mês. Os autores falharam contudo em justificar convenientemente essa ocorrência.

Baseando-se as investigações acima mencionadas sobretudo no mercado americano, apresentam-se seguidamente os resultados de outras investigações que tentaram aferir a presença deste efeito noutros mercados.

Embora o efeito segunda-feira noutros mercados tenha sido confirmado em diversos estudos, como os de Condoyanni, O'Hanlon e Ward (1987) para a Austrália, Canadá, França, Japão, Reino Unido e Singapura, de Van der Sar (2003) para a Holanda, ou de Agrawal e Tandon (1994) para nove diferentes países, muitos outros não encontraram evidência que sugerissem a existência desse efeito. Neste último grupo encontram-se o trabalho de Borges (2009) para a Áustria, Dinamarca, Espanha, França, Hungria, Itália, Polónia, Portugal, Reino Unido e Suíça, ou o de Silva (2010) para o mercado português.

Vários artigos documentaram ainda, nalguns mercados, um efeito terça-feira, com rendibilidades mais baixas, como consequência do seu desfasamento temporal com os EUA. Enquadram-se neste último grupo as investigações de Jaffe e Westerfield (1985) para a Austrália e para o Japão,

de Agrawal e Tandon (1994) para oito diferentes países, de Barone (1990) para a Itália, e de Solnik e Bousquet (1990) para a França.

Houve ainda autores que tentaram, nos seus estudos, identificar o efeito dia da semana em países menos desenvolvidos, incidindo a sua maioria em mercados asiáticos. As conclusões destes estudos, que englobam os de Balaban (1995), Choudhry (2000), Brooks e Persaud (2001), Hui (2005) e Chan e Woo (2012) não variaram de forma muito diferente e significativa das investigações acima citadas e realizadas para outros mercados que não o dos EUA.

Muitos dos estudos acima referidos apresentam resultados contraditórios em virtude dos períodos das suas amostras não coincidirem. No entanto, de um modo geral, pode constatar-se que muitos autores indicam uma diminuição e até mesmo um desaparecimento do efeito segunda-feira nos anos recentes, mormente a partir do final da década de 80 do século passado. É o caso de Kamara (1997), Mehdian e Perry (2001) e de Chen e Singal (2003) para os EUA, de Agrawal e Tandon (1994) e dos Kohers e Pandey (2004) para vários mercados mundiais e de Balbina e Martins (2002) para Portugal.

#### **2.1.4 Outras teorias**

Paralelamente às teorias acima aludidas, referem-se seguidamente mais duas teorias que se enquadram no mesmo tema: a teoria do *trading time* e a teoria do *calendar time*.

Segundo a teoria do *trading time*, «[i]gnorando os feriados, se o processo de geração de rendibilidades das ações opera durante o Trading Time [sic], então as rendibilidades esperadas para todos os cinco dias representam investimentos de um dia de negociação e a rendibilidade média será a mesma para cada dia» (Martins e Oliveira, 2013: 21).

Segundo a teoria do *calendar time*,

[s]e o processo de geração de rendibilidades das ações opera continuamente durante o fim de semana, então a hipótese Calendar Time [sic] deve ser considerada e a rendibilidade esperada para a segunda-feira representa um investimento de três dias de calendário, a partir do fecho da sessão de negociação de sexta-feira até ao fecho da sessão de negociação de segunda-feira. Por seu turno, a rendibilidade para um dia a seguir a um feriado representa um investimento de dois dias e as rendibilidades esperadas para os outros dias da semana refletem um investimento de apenas um dia (ibid.: 23).

Todas estas teorias serviram de base a diversos estudos, sendo referidos na secção seguinte alguns trabalhos semelhantes ao que propõe realizar-se.

## 2.2 Estado da arte

Os trabalhos de investigação sobre as anomalias de mercado não são recentes. Já Newton da Costa Jr. concluía no seu estudo baseado nos preços do índice da bolsa de valores de São Paulo que os resultados obtidos apontavam para existência de um efeito dia da semana, registando-se cotações mais baixas no início da semana (1990: 84).

Rosemarie Bone e Eduardo Ribeiro, no estudo do mesmo índice bolsista, recorrendo a um modelo de *autoregressive conditional heteroskedasticity* (ARCH) e a testes de White no formato *Lagrange Multiplier* (LM) para a hipótese de heteroscedasticidade e de LM para a de não linearidade (2002: 26), obtiveram resultados que suportam a existência do efeito dia da semana em metade das ações estudadas, com terça-feira a apresentar o impacto mais significativo (ibid.: 32). Para uma pequena percentagem de ações, encontraram ainda evidências da ocorrência do efeito das vésperas e dias seguintes a feriados (Bone e Ribeiro, 2002: 34).

Numa perspetiva internacional, Mika Linden e Mika Louhelainen, no estudo de dezoito títulos mundiais através do método dos mínimos quadrados e do *minimum absolute estimation* (MAD), registaram a ocorrência do efeito dia da semana em dois dos títulos. Através do método da média absoluta dos erros, o mesmo estudo encontrou evidências da ocorrência deste efeito em nove dos títulos, o que representa uma parcela significativa (2006: 193).

John Doyle e Catherine Chen, aplicando um modelo de *generalized autoregressive conditional heteroskedasticity* (GARCH), bem como um de *autoregressive moving average* (ARMA) para testar a robustez (2009: 1389), obtiveram igualmente resultados indicadores da existência do efeito dia da semana, ressaltando porém que o mesmo não estava estabilizado, variando ao longo do tempo (ibid.: 1398).

Pese embora os estudos acima relatados, que corroboram a existência de um efeito dia da semana sobre a cotação das ações, foram também realizados estudos cujos resultados não conduziram os autores na mesma direção.

Ricardo Rêgo e Adriano Mussa analisaram a «anomalia efeito feriado», não obtendo evidências da sua ocorrência no mercado de ações brasileiro (2008: 12) e Geraldo Leite Filho, Camila Fontes, Fabiane Pereira e Eustáquio Versiani Júnior não encontraram nos seus estudos evidências do efeito dia da semana, verificando, no entanto, indícios que apontam para a ocorrência do efeito segunda-feira (2011: 14), o qual se traduz apenas num caso particular do efeito dia da semana (Bone e Ribeiro, 2002: 23).

Christos Floros e Enrique Salvador ressaltaram a importância de se estudar o efeito dia da semana para períodos de elevada volatilidade e para períodos de baixa volatilidade, utilizando-se um modelo adequado para o efeito, como por exemplo o de Hamilton (2014: 216-217). Os dias da semana foram assim transformados em variáveis *dummy*<sup>27</sup>, que assumiam o valor de 1 no dia correspondente e o valor de 0 nos restantes dias. Quanto aos regimes de volatilidade, estes assumiam o valor de 1 quando a volatilidade era alta e de 2 quando esta era baixa (Floros e Salvador, 2014: 217-218). Utilizando este modelo, os autores chegaram à conclusão que o efeito dia da semana se verifica com alguma expressão nos períodos de baixa volatilidade, ao invés dos períodos de alta volatilidade, cuja verificação não é tão notória (Floros e Salvador, 2014: 223).

Já Luis A. Gil-Alana, Juncal Cunado e Fernando Perez de Gracia sugeriram que, para além da correlação serial, há vários outros fatores suscetíveis de serem apontados como possíveis causas da ocorrência do efeito dia da semana (2013: 3208). Estes podem relacionar-se com o lapso temporal que decorre entre a transação e a liquidação em ações. Também poderão dever-se à maior disponibilidade que os investidores têm para estudar o mercado durante os fins-de-semana, recorrendo menos aos corretores e potenciando as vendas líquidas às segundas-feiras, em virtude da baixa liquidez decorrente da ausência de transação institucional.

Os mesmos autores salientaram ainda que há quem associe este efeito ao facto de as boas notícias serem tradicionalmente divulgadas durante a semana, enquanto que as más notícias são habitualmente divulgadas ao fim-de-semana. Este efeito caracteriza-se, por exemplo, por mais baixos resultados às segundas-feiras e mais altos às sextas-feiras. Utilizando a abordagem paramétrica preconizada por Robinson, os autores dividiram assim os dados de acordo com o dia da semana a que respeitavam, sendo que o valor de um determinado ativo num dia poderia ser fortemente influenciado pelo seu valor no mesmo dia da semana precedente (ibid.: 3207-3208).

À semelhança dos autores do artigo anterior, também Amélie Charles lista alguns fatores que poderão estar na origem da ocorrência do efeito dia da semana como, por exemplo, especulação, concentração de decisões de investimento em determinados dias ou a divulgação de informação pertinente às sextas-feiras, após o encerramento das bolsas (2010: 143).

Com o foco restringido ao efeito fim-de-semana, o caso particular do efeito dia da semana que atingiu maior notoriedade, pese embora a sua possível verificação, a autora não reconhece,

---

<sup>27</sup> O mesmo que variáveis binárias ou dicotómicas, isto é, que assumem o valor de 1 nos casos em que uma determinada característica qualitativa está presente e o valor de 0 nos casos em que essa mesma característica está ausente.

porém, a capacidade de se obterem benefícios excepcionais recorrendo a uma estratégia baseada na sua ocorrência. Esta situação está relacionada com a baixa rendibilidade que uma estratégia deste género produzirá, sobretudo quando comparada com os respetivos custos de transação.

A autora constatou também uma redução da verificação do efeito dia da semana nos últimos anos, em virtude de um progressivo crescimento da eficiência dos mercados ao longo do tempo (ibid.: 143).

Recorrendo a um modelo de GARCH foi possível aferir a influência da volatilidade na variação dos preços dos ativos. Este modelo pressupõe a existência de uma simetria, na medida em que a volatilidade deverá ser a mesma, independentemente do erro de previsão ter sido negativo ou positivo. Há, todavia, determinadas referências que rejeitam esta simetria, sugerindo que erros de previsão negativos estarão associados a uma maior volatilidade (ibid.: 145).

Aplicando um modelo de ARMA e efetuando o teste de Ljung-Box (LB) para a autocorrelação, o LM para a homoscedasticidade, o Brock-Dechert-Scheinkman (BDS) para a não linearidade e ainda o Nyblom para a estabilidade (ibid.: 147), Amélie Charles concluiu que a escolha do modelo de volatilidade é determinante na aferição da influência do efeito dia da semana sobre a volatilidade.

Ao contrário dos estudos anteriores, que estimaram os efeitos da sazonalidade juntamente com a volatilidade, a metodologia aqui utilizada permitiu também concluir que a assimetria não tem influência sobre os efeitos da sazonalidade. Por seu turno, o efeito dia da semana é que poderá estar na origem de assimetria.

Finalmente, a autora sugere que o efeito dia da semana não será relevante para a previsão da volatilidade, não devendo ser considerado para estratégias transacionais (ibid.: 151).

Através de um modelo que considera a autocorrelação na equação média e a assimetria na volatilidade (2009: 70), Kenneth Högholm e Johan Knif procuraram determinar se o efeito dia da semana no mercado finlandês ocorre nalguma firma de forma isolada, se é relativo a determinados tipos de indústria ou se é comum a todo o mercado. Considerando a introdução da moeda Euro, pretenderam também aferir o impacto da política monetária sobre este efeito dia da semana (ibid.: 67-68).

Segundo os autores, os estudos anteriores não reúnem consenso quanto à existência de um efeito dia da semana em determinados mercados e em períodos delimitados no tempo, estando, contudo, alguns dos resultados associados ao modelo de análise que foi aplicado (ibid.: 68-69).

Os resultados desta investigação revelaram, de um modo geral, maior ocorrência do efeito dia da semana no período pós-Euro, sendo este mais expressivo na volatilidade do que na média. Neste período, tanto o efeito dia da semana como a assimetria dos resultados médios assinalaram-se sobretudo ao nível do mercado por inteiro. Quanto aos padrões de volatilidade semanal no período pós-Euro, estes registaram-se mormente ao nível do tipo de indústria. Já no período pré-Euro o efeito dia da semana na volatilidade abrangeu todo o mercado (Högholm e Knif, 2009: 78).

Kathy Yuan, Lu Zheng e Qiaoqiao Zhu conjugaram a ideia das finanças comportamentais, de que os mercados poderão ser afetados pelo estado de espírito dos investidores, com a crença antiga e generalizada de que este é por sua vez condicionado pelos ciclos lunares, conforme havia já sido amplamente estudado noutros campos da ciência, para além da economia (2006: 2). Deste modo testaram a influência da lua nos resultados de índices bolsistas de 48 países, acautelando as devidas correções relacionadas com ocorrências de heteroscedasticidade e de autocorrelação.

Analisando os resultados por categorias de países e pelo seu conjunto global, onde estes se revelaram mais expressivos, os autores verificaram de facto a influência da lua nos resultados, os quais são significativamente superiores na lua nova do que na lua cheia, sobretudo no período de 7 dias em torno destas fases lunares, mas também no período de 15 dias. Constataram também a independência deste fenómeno relativamente ao valor de mercado da firma, notícias macroeconómicas, abalos globais ou qualquer anomalia de calendário, sendo pouco provavelmente uma manifestação sua.

Mediante um modelo de GARCH aplicado ao mercado de ações tailandês, Ken Holden, John Thompson e Yuphin Ruangrit testaram conjuntamente todas as anomalias de mercado antes de testarem a ocorrência de efeitos de não linearidade, de estimarem modelos de volatilidade condicionada e de assumirem alterações na variância (2005: 243). Concluem que os resultados foram diferentes antes, durante e após a Crise Asiática e que muitas das anomalias de calendário, pese embora a sua reduzida expressão, fornecem, no entanto, um contributo válido para efeitos de previsão, especialmente quando utilizado o método dos mínimos quadrados em detrimento dos modelos de GARCH e de *threshold autoregressive conditional heteroskedasticity* (TARCH) (ibid.: 251).

Utilizando um modelo de variância condicional, Halil Kiyamaz e Hakan Berument investigaram o efeito dia da semana na volatilidade de índices bolsistas (2003: 363). Procuraram também

relacionar esta volatilidade com o volume de transações (ibid.: 366-367). Concluíram que o efeito dia da semana se verifica tanto nas equações de volatilidade como nas dos resultados (ibid.: 377).

Os autores acreditam ainda que a alta volatilidade está, por sua vez, associada a um baixo volume de transações, em virtude dos investidores com liquidez não gostarem de negociar quando os preços estão mais instáveis (ibid.: 378).

Finalmente, este estudo sugeriu que a maior volatilidade registada às sextas-feiras, tanto nos EUA como no Canadá, corrobora a hipótese da divulgação de informação pública, que ocorre com maior incidência nesse dia da semana (ibid.: 378).

### **2.3 Síntese do capítulo**

O presente capítulo deste estudo consistiu num enquadramento teórico, desenvolvido com o intuito de apresentar as teorias mais relevantes que, de certo modo, se encontram relacionadas com a matéria de fundo tratada nesta investigação.

As teorias referidas compreendem o ramo das finanças tradicionais e o ramo das finanças comportamentais. Enquanto que as teorias do ramo das finanças tradicionais defendem um funcionamento eficiente dos mercados, assente na perfeita informação e racionalidade do investidor, as teorias das finanças comportamentais pressupõem a existência de falhas nessa suposta eficiência, que poderão conduzir à ocorrência de fenómenos como as anomalias de mercado.

No grupo das finanças tradicionais a teoria da eficiência dos mercados, desenvolvida por Eugene Fama (1970), configura-se como uma das pioneiras e, sem dúvidas, a mais relevante. Esta estabelece que, num mercado dito eficiente, somente a informação nova e pertinente terá capacidade para influenciar o preço das ações.

O autor implementou três diferentes níveis para a eficiência dos mercados: eficiência na forma fraca; eficiência na forma semiforte e eficiência na forma forte.

Na forma fraca, o preço das ações seria bem mais do que um mero reflexo dos seus valores passados, não podendo ser previsto através de uma simples análise técnica.

Na forma semiforte, o nível de eficiência que Fama (1970) acredita encontrar-se nos mercados, o preço das ações refletiria imediatamente uma série de dados e de outra informação económico-financeira relevante, publicamente disponível, pelo que nem uma análise fundamental seria útil para a sua atempada previsão.

A única forma de eficiência dos mercados que o autor rejeita é a forte. Esta presume um cenário de eficiência tal, em que os preços das ações já refletiriam a informação relevante disponível apenas a um grupo restrito de indivíduos. Esta situação dificilmente seria concretizável, em virtude do elevado controlo e das severas penalizações aplicadas sobre quem faça uma utilização indevida deste tipo de informação.

Amplamente debatido neste capítulo foi o grupo das finanças comportamentais, no qual, para além da racionalidade e informação perfeitas dos investidores, assumem a influência de outros fatores no seu comportamento, com as respetivas consequências nos preços das ações. Neste seguimento presume-se então a possibilidade de ocorrência de anomalias de mercado, como é o caso concreto das anomalias de calendário. Pertencente à família das anomalias de calendário, foi abordado no presente capítulo o efeito dia da semana, o qual constitui o cerne desta investigação.

Após a apresentação das teorias de relevo, foi divulgado o estado da arte nesta matéria. Neste âmbito foram reveladas investigações variadas, algumas das quais muito semelhantes ao presente estudo, tanto nos objetivos como na metodologia.

Considerando apenas os trabalhos anteriores que também se centraram no efeito dia da semana, foi possível constatar a prevalência dos casos particulares do efeito sexta-feira e do efeito segunda-feira numa percentagem significativa destas investigações, especialmente nos EUA. Refira-se a título de exemplo os estudos de Kelly (1930), de Osborne (1959), de Cross (1973) ou de French (1980).

Outra das anomalias de calendário amplamente identificada nos estudos prévios foi o efeito terça-feira. Desta feita o referido efeito foi encontrado sobretudo nos mercados fora dos EUA, como nas investigações de Jaffe e Westerfield (1985), de Agrawal e Tandon (1994), de Barone (1990) ou de Solnik e Bousquet (1990). Uma das razões apontadas como possível explicação desta ocorrência está relacionada com a diferença horária entre os mercados onde o fenómeno foi identificado e os EUA. Nesta concordância, face ao desfasamento temporal, verifica-se assim um retardamento de um dia do efeito segunda-feira registado nos EUA, o qual origina deste modo nesses mercados o efeito terça-feira.

Finalmente, dentro da panóplia das investigações anteriores, verificou-se ainda que também foi largamente constatada a propensão para o desvanecimento do efeito segunda-feira, a qual tem vindo a acentuar-se gradualmente nos anos recentes. Este fenómeno consta, designadamente, nos trabalhos realizados por Kamara (1997), por Mehdian e Perry (2001), por Chen e Singal (2003), por Kohers e Pandey (2004) e por Balbina e Martins (2002).

## 3. Metodologia

### 3.1 Dados

Para testar o efeito dia da semana sobre a cotação das ações selecionou-se o mercado norte-americano, pelo impacto global que esta economia de referência exerce, funcionando como um barômetro económico do mundo.

Pretende assim determinar-se qual a influência que cada dia da semana exerce sobre as cotações das ações deste mercado, representadas pelos valores diários de fecho das cotações de um seu prestigiado índice bolsista, o S&P 500. Este índice foi eleito para a presente investigação pela sua representatividade e pela sua preponderância, constituindo em todas as suas dimensões uma referência em diversos campos. Refira-se a opinião do professor Domingos Ferreira, que considera o S&P 500 “o índice mais estudado em todo o mundo e daí a sua importância, como instrumento de análise empírica, de referência de base comparativa ou para investimento no maior mercado mundial de ações” (Ferreira, 2009: 430).

Os dados trabalhados neste estudo são provenientes do sítio da Internet da *Yahoo Finance* e remetem ao período que decorreu entre o ano 2000 e o ano 2014, de modo a contemplarem a fase de crise económica e financeira internacional, iniciada em 2007, bem como uma parte da época que a antecedeu. Seguidamente procede-se a uma caracterização detalhada do índice bolsista escolhido.

#### 3.1.1 S&P 500

Lançado em 04 de março de 1957, o S&P 500 é um índice ponderado de capitalização bolsista que reflete o desempenho das ações de 500 empresas de topo das principais indústrias da economia norte-americana. Focando-se sobretudo no segmento das *large cap*<sup>28</sup>, compreende cerca de 80% da sua capitalização bolsista. É calculado em tempo real em onze moedas diferentes (S&P Dow Jones Indices LLC, 2015).

A composição do S&P 500 é reajustada trimestralmente, após o fecho da terceira sexta-feira do último mês de cada trimestre. Os títulos que o constituem pertencem obrigatoriamente a empresas dos EUA que detenham uma capitalização bolsista igual ou superior a 5,3 bilhões de dólares e cujos resultados tenham sido positivos no último trimestre, bem como no cômputo

---

<sup>28</sup> Termo utilizado para designar as empresas com uma capitalização bolsista superior a 10 bilhões de dólares. O mesmo que *big cap* (Investopedia, LLC, 2015).

dos últimos quatro trimestres. Pelo menos 50% destes títulos deverão estar disponíveis para transação em bolsa (ibid.).

O S&P 500, juntamente com o S&P *MidCap* 400 e com o S&P *SmallCap* 600, constitui o S&P Composite 1500, não havendo, portanto, lugar a sobreposições dos constituintes dos três referidos índices (ibid.).

### **3.2 Modelo de análise**

O processo de definição de um modelo de inferência estatística que permita aferir o efeito dia da semana sobre a cotação das ações e ser utilizado para efeitos previsionais é muito metuculoso e obedece a diversos preceitos.

Pode supor-se, logo à partida, que a variável dependente da equação estará diretamente relacionada com a cotação diária do índice e que, entre as variáveis independentes, constarão os diferentes dias da semana, os quais, de carácter qualitativo, se constituirão como variáveis *dummy*.

O modelo a utilizar e a representação final da equação é que poderão variar significativamente.

Tradicionalmente o modelo clássico de regressão linear (MCRL), com os seus parâmetros estimados através do método dos mínimos quadrados (MMQ), era o mais utilizado, até há relativamente pouco tempo, para levar a cabo um estudo deste género. O MCRL, para além de ser linear, pressupõe que a média dos seus resíduos seja nula e que a sua distribuição seja homoscedástica, apresentando uma variância constante. Este modelo prevê ainda que as várias concretizações do valor do erro sejam independentes entre si e que as variáveis explicativas não apresentem uma relação linear perfeita.

No entanto, nas áreas da economia e das finanças lida-se mormente com séries temporais, as quais apresentam frequentemente um comportamento heteroscedástico. Isto significa que a variância, correspondente ao quadrado dos desvios-padrão ( $\sigma^2$ ) e que representa a dimensão dos seus erros, não é sempre constante. Esta realidade introduz um novo conceito na presente investigação, o de volatilidade.

#### **3.2.1 Volatilidade**

O nível de oscilações da variância num determinado período designa-se por volatilidade. Esta encontra-se assim intrinsecamente ligada à incerteza em torno do preço de um ativo financeiro e, conseqüentemente, ao seu prémio de risco. A volatilidade é então calculada através do “desvio-padrão anualizado do logaritmo natural do rácio entre duas cotações sucessivas:  $\ln (P_t$

/  $P_{t-1}$ )” (Ferreira, 2009 p. 357), sendo registada em forma de percentagem. Para o efeito deverá atender-se ao tipo de calendarização, designadamente se o ano a considerar é comercial, civil ou bissexto, respetivamente com 360, 365, ou 366 dias (Simões, 2014: 8).

Não se configurando a volatilidade como uma variável explicitamente observável, o seu método de cálculo recorre ao desvio-padrão, conforme acima preconizado, sendo formulado pela seguinte expressão (Ferreira, 2009: 357):

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (X_t - \bar{X})^2}{n-1}} \quad (3.1)$$

onde,

$n$  = regista o número de observações,

$X_t$  = corresponde ao logaritmo natural do rácio entre duas cotações seguidas:  $\ln(P_t / P_{t-1})$ ,

$\bar{X}$  = representa a média aritmética de  $X_t$ .

A volatilidade, podendo ser determinada através de diversos processos, subdivide-se em três grandes níveis: a volatilidade histórica ou estatística; a volatilidade implícita e a volatilidade futura ou previsional.

A volatilidade histórica ou estatística, obtida com base nos seus valores passados, “mede as flutuações nos preços ocorridas no passado e é calculada através do desvio-padrão das variações logarítmicas daqueles preços” (ibid.: 355):

$$\ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (3.2)$$

Não obstante o seu cálculo ter sido bem efetuado e os resultados serem corretos, estes constituem uma mera aproximação. A sua utilização para efeitos previsionais é bastante limitada (ibid.: 355), visto que a componente estocástica da variação da volatilidade condiciona severamente a obtenção de informação corrente ou futura a partir dos dados do passado (ibid.: 352).

Como forma de refinar as suas capacidades previsionais, podem ainda ser associados ponderadores à fórmula de cálculo da volatilidade histórica, atribuindo-se assim ponderações

superiores aos acontecimentos mais recentes, atendendo à relação mais significativa que se espera que denotem relativamente aos dados atuais (Simões, 2014: 8).

O nível da volatilidade implícita, aplicando-se somente ao mercado dos contratos de opções, corresponde à diferença registada entre a volatilidade histórica e aquela que o mercado, a cada instante, atribui às condições inerentes à opção (Ferreira, 2009: 355). Observando a variação aleatória da volatilidade, a sua previsão, obtida através do modelo Black-Scholes (1973), é assim ajustada permanentemente aos preços do mercado (Ferreira, 2009: 352). Desta forma, este tipo de volatilidade obtém-se através de um processo inverso, no qual se parte do preço efetivo da opção para se chegar depois ao valor da volatilidade (ibid.: 355).

Quanto à volatilidade futura ou previsional, sendo de difícil previsão, não se encontram registos de um método que possa considerar-se como o mais correto para o seu cálculo. Pese embora a volatilidade histórica ou estatística se assumir como a base de cálculo mais utilizada, é necessário ajustar o seu período de cálculo com o horizonte futuro que pretende estimar-se. Para o efeito consideram-se habitualmente dados passados, cuja antiguidade adota a mesma medida do período futuro a calcular e/ou um sistema de médias ponderadas, semelhante ao acima referido, no qual se atribui uma ponderação superior aos eventos mais recentes (ibid.: 357).

Verifica-se recorrentemente nas sucessões cronológicas económico-financeiras uma tendência para a existência de alguns aglomerados de acentuada volatilidade, geralmente designados por *clusters* de volatilidade, em que momentos de alta volatilidade são imediatamente seguidos por mais momentos de alta volatilidade, num fenómeno de autocorrelação positiva. Este fenómeno também se regista na situação inversa, em que períodos de reduzida volatilidade tendem a seguir outros períodos de reduzida volatilidade. Assume-se deste modo uma dependência dos valores do erro relativamente aos seus valores passados (Engle, Focardi e Fabozzi, 2008: 689-690).

Outra característica das séries económico-financeiras reside na recorrente verificação de leptocurtose, usualmente denominada por caudas pesadas, nome oriundo da expressão *fat tails*, em língua inglesa. A leptocurtose caracteriza-se por picos significativamente acentuados da curva de distribuição, acima do valor referência de 3 associado à curtose da curva da distribuição normal.

### **3.2.2 Modelos de análise e previsão da volatilidade heteroscedástica**

Para lidar com as realidades acima referidas, nos últimos anos os modelos probabilísticos da família ARCH/GARCH têm vindo a tornar-se no padrão mais empregado, em virtude de permitirem aos investigadores modelar a variância, condicionando-a aos seus valores passados

e ao erro, ao invés de a manterem constante ao longo do percurso das séries (Doyle e Chen, 2009: 1389). Estes modelos permitem ainda detetar manifestações de heteroscedasticidade condicionada nos resíduos das séries temporais, mesmo antes de terem sido estimados (Bentes, 2011).

Através destes modelos consegue assim especificar-se um processo estocástico para previsão da dimensão do erro. Atendendo a que a variância do erro se vai alterando lentamente ao longo do tempo, para efeitos previsionais estes modelos atribuem ponderações mais elevadas aos erros recentes, num sistema de médias móveis.

A novidade introduzida pelos modelos GARCH, implementados por Tim Bollerslev (1986), relativamente ao modelo ARCH original de Robert F. Engle (1982), é a de considerarem todos os valores passados do erro, recebendo os erros mais antigos ponderações cada vez mais baixas, mas sem nunca atingirem o valor zero (Engle et al., 2008: 691-692).

Outra inovação dos modelos GARCH reside no facto de, para além de atenderem aos quadrados dos erros passados na descrição da variância, considerarem ainda para esse efeito os valores passados da própria variância (Simões, 2014: 6).

### **3.2.2.1 Modelos ARCH**

Conforme acima apresentados, os modelos ARCH foram desenvolvidos para lidarem com fenómenos de heteroscedasticidade condicionada nas séries temporais, proporcionando uma resposta cabal aos impactos provocados pelas oscilações da variância ao longo do tempo. Para o efeito, estes recorrem ao desfásamento temporal para exprimirem a variância condicionada, distribuída do quadrado dos valores dos retornos passados (ibid.: 12). Deste modo, não se verifica uma correlação serial no retorno da série, dependendo, contudo, a sua volatilidade dos retornos passados por intermédio de uma função quadrática (ibid.: 11).

Os modelos ARCH descrevem assim a variância condicionada  $\sigma_t^2$ , que admite as flutuações temporais como função linear dos quadrados dos erros do passado, deixando, no entanto, a variância não condicionada constante, em que o risco atual depende do risco observado no passado (Ferreira, 2009: 433).

A expressão genérica dos modelos ARCH é a seguinte (ibid.):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 \quad (3.3)$$

onde,

$$u_t = \varepsilon_t \sigma_t,$$

$$E[\varepsilon_t] = 0,$$

$$\text{Var}[\varepsilon_t] = 1,$$

$$\text{Cov}[\varepsilon_t, u_{t-i}] = 0,$$

com,  $\varepsilon_t$ : i.i.d. (*independent and identical distribution*) e independente de  $u_{t-i}$  ( $i \in \mathbb{Z}$ )

$\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_i \geq 0$  ( $i = 1, 2, \dots, q$ ): para obedecer ao requisito de estacionariedade fraca, a soma de todos os parâmetros deverá ser menor que 1.

Face ao que antecede, pode deduzir-se que  $\sigma_t^2$  segue um processo do tipo ARCH (q), no qual  $\sigma_t^2$  corresponde à variância do erro da previsão condicionada pela informação passada. Deste modo, os registos de volatilidade serão tanto mais longos quanto maior o valor assumido para (q), já que este determina a duração da persistência de um determinado choque (Bentes, 2011).

Entende-se a persistência como a taxa que esclarece de que modo os efeitos provocados por um choque no retorno atual se difundem longo do tempo, afetando a volatilidade dos futuros retornos (Simões, 2014: 15). A ordem de desfazamento do modelo ARCH é assim definida em consonância com a velocidade exetável de alteração da volatilidade (Bentes, 2011).

Não obstante o contributo prestado pelos modelos ARCH, como significativa aproximação ao comportamento das séries temporais de heteroscedasticidade condicionada (Ferreira, 2009: 433), diversos autores identificaram-lhe nos seus pressupostos básicos alguns constrangimentos, os quais se discriminam seguidamente:

- Não existe uma forma inequívoca de cálculo do número máximo de desfazamentos adequado à volatilidade da série (Brooks, 2014: 428).
- Necessidade de um elevado número de desfazamentos de modo a captar todas as dependências da variância condicionada, o que fomenta a complexidade do modelo (ibid.), desajustando-o da realidade económico-financeira que pretende descrever (Simões, 2014: 13).

- Propiciam o desrespeito pelas restrições de não negatividade visto que o acréscimo de parâmetros no modelo da equação de variância condicionada, mantendo tudo o resto constante, contribui para o aumento da probabilidade de ocorrência de valores negativos (Brooks, 2014: 428).
- Consideram somente os rendimentos de sucessões cronológicas, quando existem outras variáveis que influenciam as decisões do foro financeiro (Ferreira, 2009: 433).
- Pressupõem a estabilidade do meio envolvente, negligenciando a perturbação causada por eventos como fusões, aquisições, reestruturações, boas e más notícias, alterações e choques bruscos, entre outros (ibid.).
- A evolução dos preços não atende às informações de carácter particular, proveniente de diversos intervenientes, sendo baseada apenas no conhecimento comum que integra os preços passados (ibid.).
- Ao sobreavaliar tendencialmente os efeitos da persistência nas observações, não conseguem descrever o efeito alavanca, o qual se revela deveras importante no estudo das rendibilidades (Bollerslev, Chou e Kroner, 1992). Outros autores da época acrescentam ainda que pelo facto de os modelos ARCH e seus derivados serem modelos estatísticos, estes tendem a tornar-se demasiado complexos e, por conseguinte, a não se revelarem apropriados à maioria das realidades de natureza económico-financeira (Simões, 2014: 13).

### ***3.2.2.2 Modelos GARCH***

No sentido de colmatar as limitações dos modelos ARCH acima mencionadas, foram desenvolvidos por Bollerslev (1986) os modelos GARCH.

Partindo do conceito dos modelos ARCH, os modelos GARCH podem especificar-se de forma mais simples, retirando complexidade aos modelos originais e flexibilizando a sua estrutura de desfasamentos.

Consegue-se assim, com um modelo GARCH de ordem reduzida, obter um nível de representação da realidade que só poderia alcançar-se com um modelo ARCH de múltiplos desfasamentos, o que acarretaria uma forte probabilidade de obtenção de valores negativos.

Conforme anteriormente explanado, os modelos GARCH, para além de considerarem os quadrados dos erros passados na descrição da variância condicionada, como já se verificava nos modelos ARCH, observam adicionalmente para esse objetivo os valores passados da própria

variância (Bentes, 2011). Acresce ainda que, nestes modelos, todos os valores passados dos resíduos são considerados, sendo atribuídas ponderações superiores aos mais recentes (Engle et al., 2008: 691-692).

Segundo Bentes (2011), a evolução registada dos modelos ARCH (q) para os GARCH (p, q) pode comparar-se à ocorrida dos modelos AR (p) para os ARMA (p, q) de Box e Jenkins (1976). Deste modo, um modelo GARCH (p, q) tem o termo “p”, que corresponde aos desfasamentos autorregressivos, e o termo “q”, associado aos desfasamentos da média móvel (Doyle e Chen, 2009: 1389), onde um modelo GARCH (0, q) corresponderá a um modelo ARCH (q).

Para o cálculo dos desfasamentos dos modelos GARCH pode assim recorrer-se às funções de autocorrelação, em inglês denominada *autocorrelation function* (ACF), e de autocorrelação parcial, designada por *partial autocorrelation function* (PACF) no idioma inglês. Este procedimento é análogo ao efetuado na determinação das ordens dos processos ARMA, em virtude de os seus resíduos se processarem rigorosamente do mesmo modo (Bentes, 2011).

A fórmula genérica de um modelo GARCH é definida pela seguinte expressão (Ferreira, 2009: 434):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3.4)$$

em que,

$p$  – grau do processo GARCH,

$q$  – grau do processo ARCH,

$$u_t = \varepsilon_t \sigma_t,$$

Se  $p = 0$ , fica-se com um modelo GARCH (0, q), que é equiparado a um modelo ARCH (q) (Bentes, 2011).

Para que um modelo não exiba uma variância condicionada negativa, isto é, para que registre variância incondicional ou tendência de convergência, torna-se necessário aplicar-lhe as seguintes restrições de desigualdade (Ferreira, 2009: 434):

$$\alpha_0 > 0,$$

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

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

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1,$$

O GARCH (1, 1), sendo o menos complexo do seu tipo, constitui-se como o modelo mais usual. Presumindo uma distribuição normal dos resíduos, a expressão da fórmula para determinar a variância é a seguinte (Simões, 2014: 15):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \mu_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (3.5)$$

O parâmetro  $\alpha_1$  determina aqui em que medida um choque no retorno de hoje afeta a volatilidade do retorno do dia seguinte. A persistência da volatilidade é fornecida pela soma dada por  $(\alpha_1 + \beta_1)$ , o que explica o progressivo enfraquecimento da inicialmente alta persistência do choque (Simões, 2014: 15). Este parâmetro está assim associado à influência que a variabilidade do período anterior exerce sobre a volatilidade atual e assume habitualmente valores próximos do 1 (Ferreira, 2009: 435).

Deste modo é de primordial importância aferir que (ibid.):

Quando  $p = 0$ , em que  $\text{GARCH}(0, q) = \text{ARCH}(q)$ , a variância condicionada é formulada pela expressão abaixo indicada forma (Simões, 2014: 15):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + A(L)u_t^2 + B(L)\sigma_t^2 \quad (3.6)$$

sendo os polinómios do operador de desfasamento (*backshift operator*)  $L$  os seguintes (Ferreira, 2009: 435):

$$A(L) = \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \dots + \alpha_q L^q \quad (3.7)$$

$$B(L) = \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_p L^p \quad (3.8)$$

Constituindo os modelos GARCH o desenvolvimento natural dos modelos ARCH, no sentido de aumentarem a longevidade da sua memória e a flexibilização das suas estruturas de defasamentos, pode concluir-se que um modelo GARCH (p, q) é um modelo ARCH ( $\infty$ ) no qual (Ferreira, 2009: 435):

$$\sigma_t^2 = \frac{\alpha_0}{1 - \sum_{i=1}^p \beta_i} + \sum_{i=1}^{\infty} \eta_i u_{t-i}^2 \cdots \rightarrow \cdots ARCH(\infty) \quad (3.9)$$

A soma  $[\beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_p] < 1$ , constante na expressão acima, implica um decréscimo do valor dos quocientes  $\eta_i$  quando se verifica um crescimento de  $i$ . Neste caso, a variância condicionada é afetada pelos registos de volatilidade mais recentes (ibid.).

Não obstante a evolução registada com o desenvolvimento dos modelos GARCH, relativamente aos constrangimentos acima identificados, a aplicação deste tipo de modelos ainda se vê condicionada por algumas limitações, as quais se descrevem de seguida (Bentes, 2011):

- Estimativas do modelo afetadas pela duração do período da previsão, pela distribuição adotada e pela ordem de grandeza do desvio-padrão (Nwogugu, 2006);
- Imprecisão dos resultados em resíduos cuja distribuição não é gaussiana (ibid.);
- Os registos de persistência da volatilidade são tendencialmente sobrevalorizados, conforme já anteriormente havia sido identificado por Brooks, Clare e Persaud (2000) no modelo ARCH (Nwogugu, 2006);
- Inaptidão para modelar a assimetria verificada quando a intensidade dos impactos positivos não é da mesma ordem de grandeza dos negativos. Esta realidade decorre da função quadrática que é aplicada às variâncias e aos resíduos passados para determinar a variância condicionada nos modelos GARCH, pelo que, deste modo, esta nunca será influenciada pelo sinal das rendibilidades. Este facto é tratado em diversas investigações como as de Christie (1982), Harvey (1990) e Campbell e Hentschel (1992).

Na origem das limitações acima enunciadas está a assunção de pressupostos desadequados, que raramente se verificam, como por exemplo (Bentes, 2011):

- A constância da quantidade de informação assimilada pelos investidores ao longo do tempo.

- Desvio-padrão e variância como modos eficientes de estimar o desenvolvimento dos preços e rendibilidades.
- Irrelevância da composição do mercado, nomeadamente para o perfil dos investidores.
- A rendibilidade dos ativos pode não ter uma distribuição de probabilidade conhecida.

### ***3.2.2.3 Extensões e generalizações aos modelos ARCH/GARCH***

Recentemente foram aplicadas extensões e generalizações aos modelos ARCH/GARCH. Algumas dessas extensões e generalizações estão relacionadas com os já referidos fenómenos de assimetria, em que os *clusters* de volatilidade estão geralmente mais associados a descidas na rendibilidade dos mercados do que a aumentos, dado que os modelos primitivos acima abordados tratam de igual forma ambas as situações, negligenciando igualmente o denominado efeito alavanca.

Alguns exemplos de modelos GARCH assimétricos são o *exponential* GARCH (EGARCH), desenvolvido por Nelson (1991) e que logaritmiciza a variância condicionada, ou o TARCH, desenvolvido por Rabemananjara e Zakoian (1993) e por Glosten, Jagannathan e Runkle (1993), que estabelece um parâmetro para regulação dos efeitos que as boas e as más notícias imprimem sobre a variância condicionada.

Para correlacionar as variações na volatilidade com as variações na rendibilidade foi ainda concebido o modelo GARCH *in mean* (GARCH-M) (Engle et al., 2008: 693).

Para dados de alta frequência, como por exemplo as flutuações intradiárias das cotações das ações ou as transações realizadas, foram também desenvolvidos, a partir dos modelos ARCH/GARCH, modelos econométricos que, atendendo aos horizontes temporais em questão, possibilitam previsões mais rigorosas, sendo também úteis para a avaliação do risco diário ou para a identificação de oportunidades de lucro. Entre estes figuram o modelo *weak* GARCH e os modelos da classe *square-root autoregressive stochastic volatility* (SR-SARV), vocacionados para dados com frequências altas mas constantes, bem como o modelo *autoregressive conditional duration* (ACD), direcionado para dados com frequências ainda mais elevadas e irregulares (ibid.: 696).

São também de destacar os modelos *Integrated* GARCH (IGARCH) e *Fractional Integrated* GARCH (FIGARCH).

O primeiro, que integra na sua formulação a estrutura do modelo GARCH (Forecasting volatility of crude oil markets, 2009), apresenta a particularidade de permitir a modelação de

séries temporais não estacionárias, sem que para tal tenha que proceder à sua prévia diferenciação. Este modelo caracteriza-se também por possuir uma memória infinita na persistência dos efeitos dos choques sobre volatilidade.

O segundo modelo, que assume na sua edificação vários casos específicos, como o GARCH e o IGARCH (Bentes, 2011), caracteriza-se pela sua flexibilidade, já que possibilita a existência de diversos patamares intermédios de persistência, solucionando assim o problema da persistência infinita patente no modelo IGARCH.

Os modelos econométricos acima referidos estão sobretudo vocacionados para análise de um único título. Para se estudar o comportamento de carteiras de múltiplos ativos e poder assim, por exemplo, comparar-se a magnitude das correlações com a das covariâncias, foram gerados modelos multivariados que conseguem, nomeadamente, reduzir o número de parâmetros a estimar na matriz de covariâncias, como o *multivariate* GARCH (MGARCH), o *diagonal vector* ARCH (DVEC) ou o Baba-Engle-Kraft-Kroner (BEKK) (Engle et al., 2008: 697-698).

### 3.2.3 Análise visual gráfica

Para que possa determinar-se com propriedade o modelo econométrico a aplicar neste estudo, há primeiro que analisar-se minuciosamente a série temporal composta pelos dados da amostra, a qual corresponde às cotações diárias de fecho do índice S&P 500, em cada um dos cinco dias úteis da semana, no período de 10 de janeiro de 2000 a 12 de dezembro de 2014.

Para que a série temporal pudesse ser processada pelo EViews<sup>29</sup>, esta não poderia ser omissa em nenhum dos dias das observações, pelo que foram incluídos os dias de encerramento da bolsa, como o 4 de julho ou o 25 de dezembro, que assumiram o valor da cotação de fecho do dia de funcionamento da bolsa imediatamente anterior, perfazendo-se deste modo um total de 3895 observações.

Pelo facto de se tratarem de dados diários, pressupõe-se que a série estará bastante mais sujeita a fenómenos de sazonalidade do que se fosse baseada em dados de baixa frequência, como por exemplos os anuais (Mackinnon, 1996: 613).

Esta análise inicia-se com uma observação gráfica da evolução da série, conforme exposto abaixo na Figura 3.1, tentando identificar-se a suas componentes de tendência, sazonalidade e de movimentos irregulares ou aleatórios:

---

<sup>29</sup> Aplicação informática adequada ao estudo pretendido.



**Figura 3.1** - Evolução dos preços do S & P 500 no período 10/01/2000 a 12/12/2014.

Segundo a teoria de Dow<sup>30</sup>, uma série temporal refletindo a cotação de uma ação apresentará três tendências distintas, uma primária, uma secundária ou intermédia e uma terciária ou menor (Bodie et al., 2009: 397):

- A tendência primária está associada aos movimentos de longo prazo na cotação das ações, os quais poderão persistir por vários meses ou anos.
- A tendência secundária é causada por desvios de curto prazo à tendência primária. Esta tendência é eliminada quando se verifica uma correção dos preços e estes retomam a tendência primária.
- A tendência terciária corresponde às flutuações diárias na cotação das ações, as quais se revestem de pouca importância.

De uma primeira observação da Figura 3.1, verifica-se um elevado nível de flutuações nos preços do índice S&P 500, o qual, entre 2008 e 2014, atinge um pico que ronda os 70% de diferença entre o valor máximo e o valor mínimo.

<sup>30</sup> Constitui a base da análise de tendências, tendo recebido o nome do seu criador, Charles Dow, o qual fundou *The Wall Street Journal*. Muitos dos métodos utilizados nos dias de hoje, tecnicamente mais sofisticados, consistem essencialmente em variantes desta abordagem (Bodie, et al., 2009 p. 397).

Seguindo a teoria de Dow, detetam-se então quatro grandes tendências primárias. Duas descendentes, do ano 2001 a 2003 e do ano 2008 a 2009, e duas ascendentes, do ano 2003 a 2008 e do ano 2009 a 2014.

A primeira tendência decrescente estará possivelmente relacionada com a trajetória de um elevado número de empresas da área das tecnologias de informação (Lobão, 2007: 43), denominadas usualmente por empresas *dot.com*, visto ser a terminação do nome de muitas delas, numa analogia aos domínios da *Internet*. No final do século passado depositavam-se grandes esperanças neste tipo de empresas, beneficiando de bastante credibilidade e de altas expectativas de crescimento e de rendibilidade. Com o virar do século registou-se um colapso contagiante de uma percentagem significativa destas empresas, que revelaram não estar à altura do que delas era esperado (Wheale e Amin, 2003).

Outro fator que se associa a esta primeira tendência decrescente foi a tragédia da queda das torres do *World Trade Center*, em 11 de setembro de 2001, que marcou indelevelmente o decurso da História da Humanidade, com repercussões em toda a sociedade, designadamente ao nível da instabilidade económica, de particular interesse no presente trabalho.

Ainda associada a esta primeira tendência decrescente, incidindo sobretudo na sua fase final, encontra-se a revelação de uma série de escândalos financeiros, com impacto económico generalizado, dos quais o da fraude na empresa energética *Enron* se assume como o estandarte mais emblemático.

Finalmente, é também possível de justificar a primeira tendência decrescente o efeito contágio provocado por crises financeiras noutras economias, como o caso da Turca e da Argentina, que no início do presente século enfrentaram fortes dificuldades (Simões, 2014: 50-51).

Decorrente de um aumento dos níveis de produtividade, mas também do aumento das taxas de juro, que contribuiu para a capitalização bolsista, regista-se posteriormente alguma recuperação nos valores das cotações diárias de fecho do índice bolsista S&P 500 entre os anos de 2003 e 2007.

Após este período sucede uma nova tendência decrescente, desta feita passível de ser associada à subida acentuada dos preços das matérias-primas (Bentes, 2011), como o petróleo, mas também à ocorrência de algumas adversidades com efeitos globais, como a falência do banco *Lehman Brothers*, em 15 de setembro de 2008 (Soros, 2009: 161), decorrente da crise no *subprime* americano. Esta havia sido despoletada em agosto de 2007, altura em que os bancos centrais intervieram no sentido de injetar liquidez no sistema bancário (Soros, 2008 p. XIII), que estava debilitado pelo incumprimento dos pagamentos de empréstimos imobiliários de alto risco, cujas

hipotecas se encontravam altamente sobrevalorizadas pela sua utilização em produtos estruturados. O mercado destas dívidas hipotecárias cresceu mais no período de 2002 a 2008 do que em toda a sua existência anterior (ibid.: 83). A crise económica e financeira que lhe seguiu é, seguramente, a maior de qual há memória desde a Grande Depressão dos anos 30 do século passado (ibid.: 81).

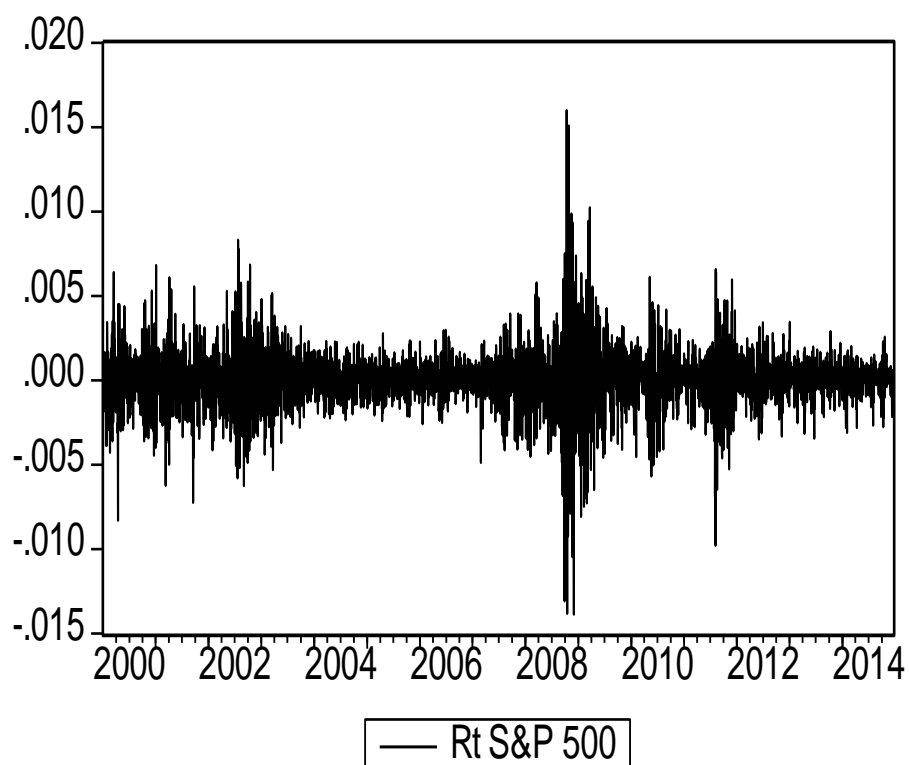
Para além das tendências que acima se enunciam, de uma análise preliminar à série temporal representada na Figura 3.1, pode também concluir-se que esta não é estacionária em média, visto que não flutua em torno da mesma média ao longo das observações.

Para que a série em estudo possa ser trabalhada por modelos de inferência estatística como os da família ARCH/GARCH, esta precisa de estar estacionária, sendo esse um dos requisitos para a utilização deste tipo de modelos.

Nesta conformidade, a variável dependente a utilizar na presente investigação não pode ser a cotação diária de fecho do índice S&P 500, mas sim a rendibilidade deste índice bolsista, obtida pela diferença entre o logaritmo natural da referida cotação de um determinado dia da semana e o seu logaritmo natural do dia anterior, conforme expressão abaixo:

$$R_t = [\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})] \quad (3.10)$$

O gráfico que representa esta nova série temporal, definida pela rendibilidade do índice S&P 500 ao longo de período em análise e que, por sua vez, se baseia na sua cotação diária de fecho, é o constante abaixo na Figura 3.2:



**Figura 3.2** - Evolução das rendibilidades do S&P 500 no período 10/01/2000 a 12/12/2014.

Pela análise visual ao gráfico da Figura 3.2 pode concluir-se que, pela utilização da rendibilidade em detrimento da cotação diária de fecho do índice S&P 500, conseguiu aparentemente estacionarizar-se a série temporal, pelo menos em média, já que esta passou a flutuar em torno da rendibilidade nula. Deste modo, garantida que está uma menor variabilidade dos dados, presume-se que, provavelmente, a série em estudo já cumprirá um dos requisitos necessários para que seja passível de ser trabalhada pelos modelos da família ARCH/GARCH.

De igual forma, da análise visual ao gráfico da evolução das rendibilidades é possível verificar que a variância não é constante ao longo do período observado. Regista-se assim a ocorrência de leptocurtose, usualmente verificada nas séries económico-financeiras. Estas caudas pesadas assumem a sua máxima expressão entre 2008 e 2009.

Verificam-se também vários *clusters* de volatilidade, sendo um deles do ano 2000 ao ano 2002, outro em 2008 e 2009, mais um em 2010 e, finalmente, um em 2011 e 2012.

Denota-se uma clara correspondência entre estes *clusters* de volatilidade e os picos das tendências constantes do gráfico da série original, representado na Figura 3.1 e relativo à evolução das cotações diárias de fecho do índice S&P 500 no mesmo período. Esta correspondência é notória não só ao nível da tendência primária, como também da tendência secundária.

Deste modo, os *clusters* de volatilidade patentes no gráfico da Figura 3.2 poderão também estar associados, respetivamente, à queda das empresas *dot.com*, ao contágio provocado pelas crises noutros países, como a Turquia ou a Argentina, à tragédia de 11 de setembro de 2001 e ao colapso da companhia energética *Enron*, bem como à crise do *subprime* americano e à consequente falência do banco *Lehman Brothers*.

Neste caso, importa então realçar-se que os períodos de maior volatilidade da rendibilidade correspondem aos de maior decréscimo das cotações diárias de fecho do índice bolsista S&P 500. A constatação deste fenómeno de assimetria, em que os picos mais acentuados de volatilidade estão, de um modo geral, relacionados com os de queda do valor das cotações, confirma as múltiplas investigações realizadas anteriormente, amplamente divulgadas e debatidas, que apontam precisamente para a ocorrência deste tipo comportamento (Engle et al., 2008: 7).

### 3.2.4 Análise das estatísticas descritivas

Após a análise gráfica, com o intuito de validar e aprofundar algumas das conclusões dela retiradas, realizam-se as primeiras baterias de testes estatísticos, de carácter descritivo.

Os resultados destas estatísticas descritivas são os que seguidamente constam na Tabela 3.1, abaixo apresentada:

**Tabela 3.1** - Estatísticas Descritivas.

Estatísticas descritivas				
Média	Desvio-padrão	Assimetria	Curtose	Teste JB
1,13E-05	0,001804	-0,16688	12,25277	13912,49**

**Notas:** Teste JB representa o teste de Jarque-Bera.

\*\* Denota um nível de significância de 1%.

Um aspeto que importa desde já salientar reside no facto de a média, com um valor muito próximo de zero, ser bastante inferior ao desvio padrão, situando-se a diferença entre estas medidas na ordem das duas casas decimais. Este resultado indicia, portanto, a existência de uma acentuada volatilidade.

O valor negativo obtido para assimetria pressupõe também um maior número de ocorrências de rendibilidades negativas, apesar da sua média ser ligeiramente positiva, provavelmente compensada por registos de rendibilidades francamente elevadas.

A curtose obtida, superior ao valor de referência 3, que representa o de uma distribuição mesocúrtica, como a normal, confirma a conclusão obtida na análise gráfica de a distribuição ser leptocúrtica. A curvatura desta distribuição é assim mais alongada do que as distribuições mesocúrticas e platicúrticas. As primeiras com o valor de curtose igual ao da normal e as últimas, com uma curvatura mais achatada, denotam um valor de curtose tipicamente inferior a 3.

Pode então deprender-se que o padrão de distribuição dos valores da série ao longo do intervalo não segue o de uma distribuição normal, caracterizada pela sua simetria, em virtude do valor da assimetria não ser nulo, nem o da curtose ser igual a 3, não representando assim o achatamento da curva da distribuição normal.

O teste de Jarque-Bera (JB) reforça a anterior conclusão de que não se está na presença de uma distribuição gaussiana, em virtude de rejeitar a hipótese nula de a distribuição ser normal, para um nível de significância de 1%. Rejeita-se deste modo o corolário da teoria da eficiência dos mercados, que prevê a flutuação estocástica, com a respetiva distribuição normal, do preço das ações.

A formulação deste teste recorre aos valores da assimetria e da curtose, de onde se obtém a seguinte expressão (Simões, 2014: 58):

$$JB = n \left( \frac{S^2}{6} + \frac{(k - 3)^2}{24} \right) \quad (3.11)$$

na qual,

n = número de observações;

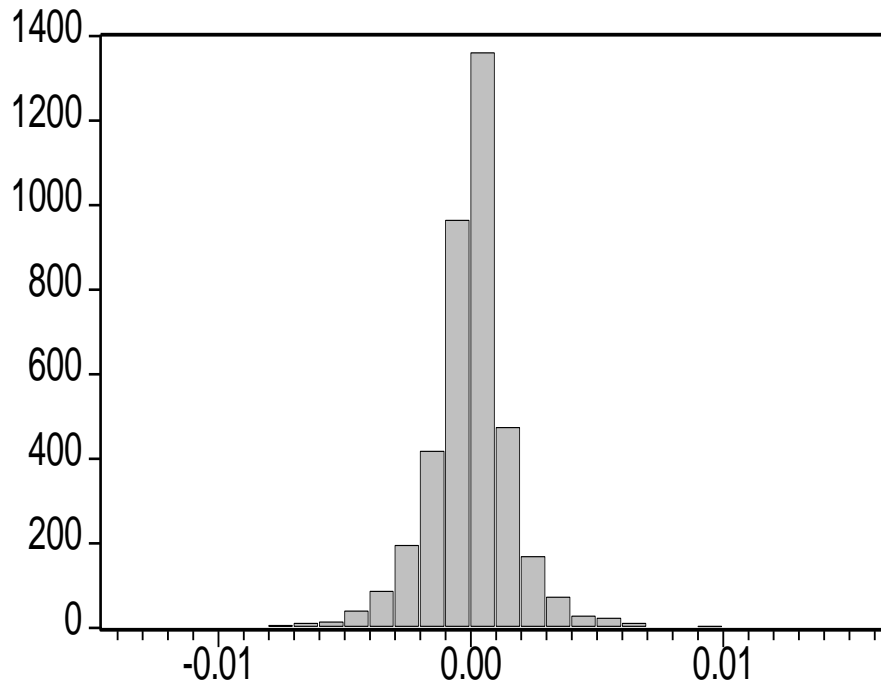
S = coeficiente de assimetria;

k = coeficiente de curtose.

O resultado do teste JB obedece assim a uma distribuição qui-quadrado, dotada de dois graus de liberdade. Deste modo, a hipótese nula de a distribuição ser normal é rejeitada quando os resultados do teste JB são muito elevados. Por contraponto, para valores muito reduzidos dos resultados do teste JB, já não se rejeita a hipótese nula de normalidade da distribuição, presumindo-se então que esta é gaussiana (ibid.).

### 3.2.5 Análise do histograma

Adicionalmente aos procedimentos dos pontos anteriores, é ainda relevante a análise do histograma, abaixo representado na Figura 3.3:



**Figura 3.3** - Histograma das rendibilidades do S&P 500 no período 10/01/2000 a 12/12/2014.

Da análise visual ao histograma, onde se observa a forma como se distribuem as frequências, pode inferir-se que a distribuição dos valores da série ao longo do intervalo não segue o padrão de simetria associado a uma distribuição normal.

A ligeira tendência registada pelo histograma da Figura 3.3 para se alongar para o seu lado esquerdo está em consonância com o valor negativo previamente obtido para o indicador da assimetria.

### 3.2.6 Aferição dos requisitos dos modelos econométricos

Para além do pressuposto da estacionariedade, acima abordado, existem mais requisitos que as séries temporais deverão satisfazer para que possam ser trabalhadas por modelos econométricos como os da família ARCH/GARCH. Estes requisitos adicionais são, designadamente, a inexistência de autocorrelação e a heteroscedasticidade, que, juntamente com o requisito da

estacionariedade da série, contribuem de forma decisiva para a credibilidade do modelo de análise estatística a selecionar.

Às séries temporais, como é o caso da série em estudo, aplicam-se testes específicos para cada um dos três requisitos acima indicados, com o intuito de aferir a sua conformidade com os mesmos. Estes testes são detalhados nas sub-subsecções seguintes, sendo apresentados de acordo com o requisito que pretendam validar.

### 3.2.6.1 *Estacionariedade*

A relevância da estacionariedade para um modelo econométrico decorre da garantia que esta condição fornece de que as variações na série temporal, expectáveis ou não, desaparecerão tendencialmente com o passar do tempo. Já o mesmo não pode assegurar-se com uma série não estacionária, na qual as mesmas variações apresentarão uma tendência para se perpetuarem, se não mesmo até para se replicarem indeterminadamente (Brooks, 2014).

A estacionariedade constitui-se assim como um requisito fundamental para garantir o desejado nível de confiança do modelo econométrico selecionado, contribuindo para o seu eficiente desempenho e evitando a obtenção de resultados enviesados, como relações espúrias entre as variáveis (Bentes, 2011).

Para validar este pressuposto da estacionariedade em média, não obstante a análise visual gráfica indiciar a sua verificação, flutuando os valores da série em torno da rendibilidade nula, torna-se, porém, necessário efetuar testes específicos que atestem esta condição.

Para confirmar a condição de estacionariedade, o presente estudo recorre assim ao teste de estacionariedade Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (1992), que testa a hipótese nula da série temporal ser estacionária, e ao teste de raízes unitárias *augmented* Dickey-Fuller (ADF) (1981) que, introduzindo desfasamentos temporais nas equações para lidar com os fenómenos de autocorrelação nos valores do erro, transformando-os em ruído branco (Mackinnon, 1996: 603), testa a hipótese nula de a série ter uma raiz unitária e de, por conseguinte, não ser estacionária.

De acordo com Bentes (2011), a formulação do teste ADF efetua-se através da expressão que abaixo se enuncia:

$$\Delta\gamma_t = \omega + \delta_t + (\rho - 1)\gamma_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta\gamma_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

em que,

→  $\omega + \delta_t$  corresponde à tendência determinística;

→  $\rho$  trata-se do coeficiente de auto-regressão para a variável  $y_t$ ;

→  $\lambda_t$  representa o conjunto de parâmetros associados às diferenças desfasadas de  $\Delta y_t$ ;

→  $\varepsilon_t$  impacto estocástico decorrente do número de desfasamentos selecionado, de forma a que

$\varepsilon_t$ : i.i.d  $(0, \sigma^2)$ .

Para efeitos de aplicação prática, a seleção destes desfasamentos efetua-se, geralmente, observando o critério *bayesian information criterion* (BIC) (Schwarz, 1978) ou o critério Akaike *information criterion* (AIC) (Akaike, 1974). Dada a menor complexidade que envolve, para o presente estudo, o critério eleito foi o BIC, também conhecido como Schwarz *criterion*, nome atribuído em homenagem ao seu criador.

É igualmente importante realçar que, relativamente à expressão do teste ADF, formulada em (3.12), o recurso ao termo  $(\rho - 1) y_{t-1}$  tem por objetivo apreciar a condição de estacionariedade da série. Para o efeito efetua-se tipicamente um teste para a variável em níveis ( $y_t$ ) e em primeiras diferenças ( $\Delta y_t$ ), cuja hipótese nula é  $\rho = 1$ , indicando a existência de uma raiz unitária. A hipótese alternativa para este teste pressupõe a estacionariedade, traduzida na expressão  $|\rho| < 1$ . Deste modo, se  $|\rho| < 1$  o processo será estacionário, se  $\rho = 1$  este será não estacionário de raiz unitária e, se  $|\rho| > 1$ , será não estacionário explosivo (Bentes, 2011).

De forma resumida, a hipótese nula do teste acima aponta para a existência de uma tendência não estacionária, com um perfil estocástico. A hipótese formulada em alternativa sugere a presença de uma tendência estacionária, de cariz determinístico (Simões, 2014: 60).

Os valores críticos de referência para o teste em questão são os determinados por Mackinnon<sup>31</sup> (1996) e a sua obtenção pode processar-se através de variados programas informáticos dotados de valências estatísticas, sendo estes valores habitualmente um dos resultados padronizados que deles podem obter-se (Bentes, 2011).

Foram desenvolvidas por Dickey e Fuller (1979) e (1981) duas versões distintas do teste ADF, as quais se encontram seguidamente detalhadas.

---

<sup>31</sup> Estes valores foram calculados através de um programa informático, denominado urcdist, o qual, para além de ser adequado a diferentes tipos de distribuição numérica, possibilita também a realização de testes de cointegração até doze variáveis (Mackinnon, 1996 p. 616).

Alicerçada na distribuição limite estimada para  $\rho$  através do MMQ, a primeira versão do teste ADF recorre a uma estatística que observa a fórmula clássica dos testes  $t$ , mas que apresenta uma distribuição que não é normal nem simétrica. Esta particularidade inviabiliza a utilização neste teste dos habituais valores críticos para a distribuição  $t$ -Student (Bentes, 2011). Não obstante, foram, no entanto, apurados em diversos estudos os valores críticos apropriados para esta situação específica, como por exemplo nos de Dickey e Fuller (1981) ou, posteriormente, de Mackinnon (1996).

Em virtude da singularidade acima descrita, que tornaria bastante complexa a aplicação da primeira versão do teste ADF, para o presente estudo recorreu-se à segunda versão deste teste. A segunda versão do teste ADF baseia-se na distribuição da estatística  $T(\rho - 1)$ , na qual  $T$  se constitui como indicador relativamente à dimensão da amostra. Ressalta-se que  $\tau_\tau < \tau_\omega < \tau$  e ainda, no que respeita à estatística  $\tau$ , a semelhança entre os valores críticos do teste ADF e os da distribuição gaussiana padrão. Contudo, uma aplicação inadequada deste procedimento propicia que hipótese nula seja rejeitada, aumentando-se o problema na mesma medida em que forem sendo acrescentados ao modelo mais elementos determinísticos (Bentes, 2011).

De um modo geral, os testes ADF registam uma autonomia da estatística assintótica  $\tau_\tau$  relativamente à quantidade de defasamentos compreendidos na regressão ADF para as primeiras diferenças. Estes defasamentos são, todavia, imprescindíveis para eliminar quaisquer fenómenos residuais de autocorrelação de ordem superior no erro.

A aplicação de defasamentos permite assim confirmar o requisito de erros  $\epsilon_t$ : i.i.d, que se constitui como um dos pressupostos para a utilização do MMQ (ibid.). Refira-se ainda que a certificação assintótica do teste ADF não é afetada pela introdução de uma componente de médias móveis, desde que associada a um correto ajustamento do número de termos defasados das primeiras diferenças (Said, et al., 1984).

A reduzida potência demonstrada pelos testes ADF configura-se, pese embora o tremendo reconhecimento que obtiveram no seio da comunidade científica internacional, como a fonte da maior porção das críticas que lhe são apontadas. Esta decorre, conforme acima explicado, da tendência evidenciada por estes testes para rejeitarem a hipótese nula, classificando deste modo a série como estacionária com base num método de inferência estatística consideravelmente vulnerável a erros.

Como uma opção válida, em alternativa ou em complemento aos testes ADF, o teste KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin, 1992), desenvolvido posteriormente, caracteriza-se por trocar as hipóteses em teste. Nesta conformidade, a hipótese nula é agora a da estacionariedade da série temporal em análise.

O teste KPSS consiste, fundamentalmente, num teste LM cuja base de funcionamento assenta na representação em componentes da série temporal. O processo de geração de dados associado a esta estrutura pode representar-se pelo seguinte modelo (Bentes, 2011):

$$\begin{aligned} \gamma_t &= \mu_t + z_t + u_t \\ z_t &= z_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3.13)$$

em que  $x_t$  representa o somatório de uma tendência determinística ( $\mu_t$ ), de um percurso estocástico ( $z_t$ ) e de uma variável residual estacionária ( $u_t$ ), onde  $\varepsilon_t$ : i.i.d  $(0, \sigma_\varepsilon^2)$ . A expressão  $\sigma_\varepsilon^2 = 0$  representa aqui a hipótese nula do modelo, que sugere a estacionariedade da série temporal, em que a constante  $z_0$  corresponde ao seu valor inicial (Bentes, 2011).

Atendendo à estacionariedade da variável residual  $u_t$ , pode, deste modo, assumir-se que  $y_t$  se trata de um processo *trend stationary process* (TSP), ou seja, um processo estacionário tendencialmente puro. Neste seguimento, considerando então que hipótese nula prevê que  $\sigma_\varepsilon^2 = 0$ , todos os erros  $\varepsilon_t$  serão obrigatoriamente de valor zero. Desta forma tem-se que  $z_t = z_{t-1}$  e, portanto,  $\forall_t$  será uma constante. Face ao exposto no presente parágrafo pode assim concluir-se que a expressão do modelo constante em (3.13) “representa um processo estacionário em tendência” (ibid.).

Uma singularidade que se regista quando, na equação expressa em (3.13), se assume que  $\mu = 0$ , reside no facto de  $x_t$  deixar de ser uma tendência para se transformar num processo estacionário, que orbita em redor de um nível, como por exemplo  $z_0$ . O teste KPSS, nesta situação específica, vê a sua estatística formulada pela seguinte expressão (ibid.):

$$LM = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{\sigma_u^2} \quad (3.14)$$

na qual,

→  $S_t = \sum_{r=1}^t \hat{u}_r$  corresponde ao somatório dos erros da regressão de  $x_t$ , associado a uma constante e a uma tendência determinística, o que é o mesmo que dizer que  $\hat{u}_t = x_t - \mu t - \alpha_0$ ;  
→  $\sigma_{\mu}^2$  assume-se como um estimador da variância dos erros  $\mu_t$ .

Independentemente da validade da equação do teste KPSS para  $\mu = 0$  ou  $\mu \neq 0$ , é conveniente ressaltar que a distribuição da sua estatística está condicionada pela tendência determinística que este possa, ou não, demonstrar (ibid.).

Atendendo ao valor acrescentado que a utilização de testes com postulados antagónicos confere ao grau de confiança de um estudo, numa estratégia “conhecida como análise de dados confirmatória” (ibid.) foi decidido utilizar nesta investigação ambos os testes ADF e KPSS. Enquanto que a hipótese nula do teste ADF prevê a existência de uma raiz unitária e, por isso mesmo, a série não ser estacionária, já a hipótese nula do teste KPSS sugere a ocorrência de estacionariedade na série temporal em análise.

Os resultados de ambos os testes ADF e KPSS, acima tratados, constam na Tabela 3.2, a qual seguidamente se apresenta:

**Tabela 3.2** - Testes de estacionariedade.

**Testes de raízes unitárias**

	ADF	KPSS
Constante + tendência	-48,41143**	0,055865

**Notas:** ADF significa *Augmented* Dickey-Fuller e KPSS representa Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin valores críticos de Mackinnon (1996) para a constante e tendência -3.960241 (1%) e -3.410883 (5%); número de *lags* em ambos os casos: 0. Valores críticos do teste KPSS para a constante e tendência 0,216 (1%) e 0,146 (5%).

\*\* Denota um nível de significância de 1%.

Dado o acentuado valor negativo obtido no teste ADF, bastante abaixo dos valores críticos de referência determinados por Mackinnon (1996) para um nível de significância de 1%, pode rejeitar-se a hipótese nula de que a série tem uma raiz unitária e que, portanto, não seria estacionária.

A categorização da série como estacionária, obtida com o teste ADF, é reforçada com o teste KPSS, visto que os seus resultados se encontram no intervalo dos valores críticos para um nível

de significância de 1%, não podendo assim descartar-se a hipótese nula de a série ser estacionária.

Em virtude da congruência registada nos resultados obtidos para os testes ADF e KPSS, que se revelaram consistentes entre si, pode agora afirmar-se com bastante segurança que a série temporal em estudo apresenta um perfil estacionário.

Estes resultados, embora não estejam em sintonia com a maioria dos estudos empíricos realizados anteriormente, os quais apontam genericamente para a presença de raízes unitárias nas séries temporais económicas e financeiras (Bentes, 2011), abrem, todavia, a primeira porta para a aplicação de modelos econométricos da família ARCH/GARCH, em virtude de se encontrar satisfeito o requisito da estacionariedade da série a modelar.

### ***3.2.6.2 Ausência de Autocorrelação***

Para verificação da ausência de autocorrelação, ou seja, a inexistência de fenómenos de influência entre as várias concretizações dos valores da rendibilidade ao longo de um dado período temporal, aplica-se à série cronológica em estudo os testes LB (Ljung e Box, 1978) e de Breusch-Godfrey (BG) (1978).

O primeiro teste, recorrendo à ACF, averigua a validade da hipótese nula que, na série temporal em estudo, corresponde à ausência de autocorrelação entre os valores da rendibilidade do índice S&P 500 até um determinado número de desfasamentos temporais entre as observações, denotando assim uma distribuição independente. Simultaneamente, a hipótese nula deste teste LB sugere ainda que  $Q$  obedece a uma distribuição assintótica do qui-quadrado, cujos graus de liberdade são coincidentes com o número de desfasamentos apurados (Bentes, 2011).

Os resultados deste teste LB são os que, seguidamente, se encontram detalhados no correlograma da Tabela 3.3:

**Tabela 3.3** - Correlograma das rendibilidades do S&P 500.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.088	-0.088	29.852	0.000
		2 -0.043	-0.051	37.069	0.000
		3 0.012	0.003	37.585	0.000
		4 -0.002	-0.002	37.594	0.000
		5 -0.036	-0.036	42.562	0.000
		6 -0.009	-0.016	42.913	0.000
		7 -0.026	-0.032	45.589	0.000
		8 0.043	0.038	52.893	0.000
		9 -0.026	-0.022	55.564	0.000
		10 0.019	0.018	56.963	0.000
		11 0.005	0.004	57.060	0.000
		12 -0.006	-0.005	57.201	0.000
		13 0.035	0.037	62.010	0.000
		14 -0.019	-0.015	63.472	0.000
		15 -0.035	-0.032	68.154	0.000
		16 0.033	0.024	72.489	0.000
		17 0.041	0.047	79.065	0.000
		18 -0.048	-0.037	88.216	0.000
		19 -0.011	-0.016	88.672	0.000
		20 -0.008	-0.015	88.903	0.000
		21 -0.010	-0.016	89.308	0.000
		22 -0.005	-0.003	89.398	0.000
		23 0.020	0.019	90.995	0.000
		24 -0.030	-0.031	94.544	0.000
		25 0.013	0.006	95.237	0.000
		26 -0.007	-0.007	95.411	0.000
		27 0.012	0.009	95.964	0.000
		28 0.033	0.039	100.22	0.000
		29 0.007	0.012	100.44	0.000
		30 0.015	0.018	101.30	0.000
		31 0.011	0.018	101.76	0.000
		32 0.003	0.013	101.79	0.000
		33 0.007	0.005	102.01	0.000
		34 -0.051	-0.046	112.35	0.000
		35 -0.059	-0.063	126.02	0.000
		36 0.019	0.001	127.47	0.000

Atendendo a que, nos 36 cenários constantes na Tabela 3.3, se obtém uma probabilidade nula de não existir autocorrelação entre os valores da variável, para um nível de significância de 5% e de 1%, pode rejeitar-se a hipótese nula, aceitando-se assim a existência de autocorrelação. Este julgamento é reforçado pelos expressivos valores obtidos para as funções ACF e PACF, visualmente patentes nas suas barras de funções, bem como pela significância da estatística  $Q$ .

Analogamente ao teste LB, o teste BG, desta feita através do LM, tem também como hipótese nula a inexistência de autocorrelação serial de qualquer ordem.

Na Tabela 3.4 abaixo apresentam-se os resultados do teste BG, para um nível de significância de 1%:

**Tabela 3.4** - Teste de autocorrelação BG aplicado às rendibilidades.

Teste BG	Estatística $F$	Estatística $\chi^2$
	5,897194**	58,25446**

**Notas:** Para calcular o valor do teste utilizaram-se dez defasamentos.

\*\* Denota um nível de significância de 1%

Os resultados do teste BG corroboram os do LB, visto que também indicam a existência de autocorrelação.

Os resultados obtidos nos dois testes, LB e BG, comportam assim um elevado grau de confiança, na medida em que, para além de apontarem ambos no mesmo sentido e do seu nível de significância de 1%, sugerem a ocorrência de fenómenos de autocorrelação. Paradoxalmente, esta segurança reforçada advém da fragilidade associada a estes testes e que reside no facto de os mesmos não conseguirem detetar manifestações de dependência entre as variáveis para além da meramente linear, razão pela qual têm sido alvo de algumas críticas (ibid.). Sendo os testes mais propensos à não rejeição da hipótese nula, quando ocorrem situações como estas, em que as hipóteses nulas foram duplamente rejeitadas, pode assumir-se um elevado nível de credibilidade associado aos resultados.

Sendo a ausência de correlação um requisito essencial da série, para que possa ser trabalhada por modelos de inferência estatística como os da família ARCH/GARCH, torna-se necessário eliminar a correlação verificada. Este processo encontra-se detalhado posteriormente neste estudo.

### **3.2.6.3 Heteroscedasticidade**

Finalmente, para confirmar que a série em estudo é heteroscedástica, apresentando uma variância que não é constante ao longo das observações, aplicam-se os testes ARCH-LM de Engle (1982) e de McLeod-Li (1983).

O primeiro consiste num teste LM para avaliar a relevância dos efeitos ARCH e, mesmo sem se haver ainda estimado o “próprio modelo em si” (Bentes, 2011), testa a hipótese nula de que não existe heteroscedasticidade condicionada na série.

Os resultados deste teste ARCH-LM de Engle encontram-se vertidos na Tabela 3.5, que seguidamente se apresenta:

**Tabela 3.5** - Teste de ARCH-LM de Engle (1982).

Teste ARCH-LM	Estatística $F$	Estatística $\chi^2$
	139,1676**	1026,775**

**Notas:** Para calcular o valor do teste utilizaram-se dez defasamentos.

\*\* Denota um nível de significância de 1%.

Para um nível de significância de 1% os resultados acima expressos rejeitam a hipótese nula, indicando deste modo a existência de heteroscedasticidade condicionada na série em estudo. Isto significa que os valores do erro variam ao longo do tempo, sem necessariamente dependerem dos valores assumidos pelas restantes variáveis independentes (Engle et al., 2008: 691).

O teste de McLeod-Li conjuga o teste LB com o quadrado dos resíduos. Este teste partilha a hipótese nula com o teste ARCH-LM de Engle. Considera-se assim que não existem efeitos ARCH nos resíduos se, com o teste LB, não se obtiver significância estatística nos parâmetros estimados para a autocorrelação e se, paralelamente, a estatística  $Q$  se revelar desprezível (Bentes, 2011).

Os resultados deste teste LB de McLeod-Li encontram-se abaixo espelhados no correlograma da Tabela 3.6:

**Tabela 3.6** - Correlograma do quadrado os resíduos.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.211	0.211	173.31	0.000
		2	0.374	0.345	719.29	0.000
		3	0.206	0.097	885.36	0.000
		4	0.268	0.122	1165.9	0.000
		5	0.334	0.233	1600.0	0.000
		6	0.293	0.140	1936.2	0.000
		7	0.329	0.136	2357.7	0.000
		8	0.254	0.062	2609.6	0.000
		9	0.298	0.093	2957.4	0.000
		10	0.259	0.056	3220.5	0.000
		11	0.354	0.152	3709.5	0.000
		12	0.294	0.084	4048.0	0.000
		13	0.248	-0.020	4288.7	0.000
		14	0.143	-0.144	4368.6	0.000
		15	0.205	-0.038	4532.3	0.000
		16	0.239	0.029	4755.5	0.000
		17	0.263	0.033	5027.0	0.000
		18	0.248	0.011	5267.2	0.000
		19	0.192	-0.021	5411.3	0.000
		20	0.231	0.041	5620.1	0.000
		21	0.242	0.091	5849.9	0.000
		22	0.183	-0.047	5980.6	0.000
		23	0.161	-0.089	6082.6	0.000
		24	0.232	0.080	6294.1	0.000
		25	0.184	0.060	6426.2	0.000
		26	0.165	-0.038	6532.8	0.000
		27	0.231	0.061	6741.7	0.000
		28	0.237	0.081	6961.6	0.000
		29	0.213	0.003	7140.0	0.000
		30	0.176	-0.017	7261.0	0.000
		31	0.120	-0.072	7317.5	0.000
		32	0.190	0.004	7459.6	0.000
		33	0.190	0.034	7601.8	0.000
		34	0.124	-0.071	7662.1	0.000
		35	0.224	0.073	7859.6	0.000
		36	0.126	-0.030	7921.9	0.000

A probabilidade nula obtida em todas as linhas do correlograma confirma os resultados do teste anterior, assumindo-se assim a verificação de heteroscedasticidade condicionada nos valores da rendibilidade do índice S&P 500, no período em análise. Esta conclusão igualmente se retira dos valores com elevada significância estatística obtidos para as funções ACF e PACF e que são perfeitamente visíveis nas barras de funções, bem como pela expressiva estatística  $Q$  conseguida para os 36 desfasamentos, com um nível de significância de 1%, apontando assim também para a presença de efeitos GARCH nos seus resíduos.

### 3.2.6.4 Remoção da autocorrelação

Conforme demonstrado nos pontos anteriores, dos três requisitos que a série deverá observar para que possa ser trabalhada por modelos de inferência estatística, como os da família ARCH/GARCH, apenas o da inexistência de autocorrelação não é respeitado pela série temporal em estudo.

Em virtude da realidade acima descrita, torna-se necessário adotar as medidas conducentes à remoção do fenómeno de autocorrelação serial verificado na rendibilidade do índice bolsista S&P 500 no período de 10 de janeiro de 2000 a 12 de dezembro de 2014. Para o efeito recorre-se a um modelo autorregressivo de ordem (p) (AR (p)) adequado à série em análise.

Considerando os valores obtidos para a autocorrelação e para a autocorrelação parcial, constantes no correlograma da Tabela 3.3, opta-se pela adoção de um modelo AR (2) a fim de eliminar a autocorrelação existente.

Genericamente, neste tipo de modelos, a determinação do valor da variável  $y_t$  é efetuada com base nos seus valores imediatamente anteriores, considerando igualmente a adição de um elemento de erro. Deste modo, a sua equação geral pode formular-se conforme consta na seguinte expressão (ibid.):

$$\gamma_t = \omega + \sum_{i=1}^p \theta_i \gamma_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

na qual  $\omega$  se assume como uma constante e  $\varepsilon_t$  corresponde à componente de erro, que se admite comportar-se como um ruído branco, o que significa que  $E(\varepsilon_t) = 0$ ,  $Var(\varepsilon_t) = \sigma^2$  e  $Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0$ , para  $t \neq s$  (ibid.).

Deste modo, aplicando o operador de desfasamentos  $L$  à equação (3.15), tal que  $L^i \gamma_t = \gamma_{t-i}$ , em que  $i$  representa o número de desfasamentos de  $y_t$ , obtém-se (ibid.):

$$\gamma_t = \omega + \sum_{i=1}^p \theta_i L^i \gamma_t + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

suscetível de reduzir-se a (ibid.):

$$\theta(L)\gamma_t = \omega + \varepsilon_t \quad (3.17)$$

na qual:

$$\theta(L)\gamma_t = (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_p L^p) \quad (3.18)$$

Atendendo ao facto de, para a presente investigação, o modelo seleccionado ter sido o AR (2), pode então formular-se a seguinte equação para representar as rendibilidades do índice S&P 500, da qual se espera a eliminação dos fenómenos de autocorrelação previamente identificados na série temporal:

$$AR(2) \rightarrow \gamma_t = \omega + \theta_1 \gamma_{t-1} + \theta_2 \gamma_{t-2} + \varepsilon_t \quad (3.19)$$

### 3.2.6.5 *Análise das estatísticas descritivas*

Os resultados das estatísticas obtidas com os resíduos do modelo AR (2) encontram-se abaixo expressos na Tabela 3.7:

**Tabela 3.7** - Estatísticas descritivas dos resíduos do modelo AR (2).

	Média	Desvio-Padrão	Assimetria	Curtose	Teste JB
Resíduos do modelo AR (2)	-3,63E-20	0,001795	-0,318569	11,77826	12565,28**

**Notas:** Teste JB representa o teste de Jarque-Bera.

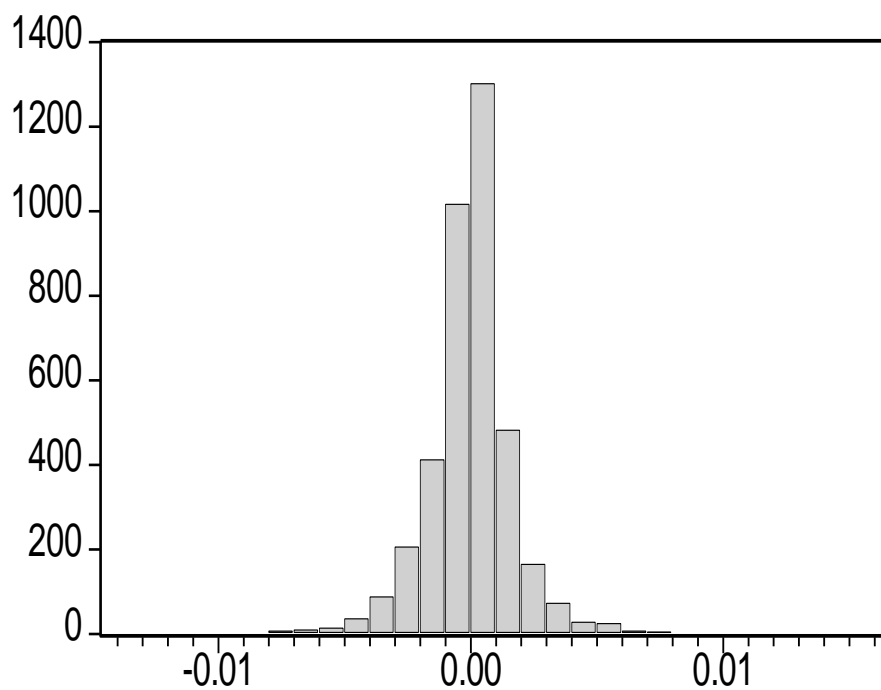
\*\* Denota um nível de significância de 1%.

À semelhança dos valores da rendibilidade do índice S&P 500, também a média e o desvio-padrão dos resíduos do modelo AR (2) apresentam valores bastante baixos, com o desvio-padrão superior à média, evidenciando deste modo uma elevada volatilidade.

O valor negativo da assimetria e o da curtose diferente de 3 denunciam uma distribuição distinta da normal, sendo esta conclusão reforçada pelo resultado do teste JB que, com um nível de significância de 1%, rejeita a hipótese nula de uma distribuição normal.

### ***3.2.6.6 Análise do histograma***

As conclusões das estatísticas descritivas podem também retirar-se do histograma com a distribuição das frequências dos resíduos do modelo AR (2), constante na Figura 3.4 que seguidamente se apresenta:



**Figura 3.4** - Histograma dos resíduos do modelo AR (2).

Da observação do histograma da Figura 3.4 se deduz assim que a distribuição dos valores dos resíduos do modelo AR (2) não segue o padrão de simetria tradicionalmente associado a uma distribuição normal.

### 3.2.6.7 Testes LB e BG

À semelhança do efetuado com a rendibilidade do índice S&P 500, realizam-se agora os testes LB e BG para verificar a adequação do modelo AR (2), através da ausência de autocorrelação entre os seus resíduos.

Os resultados do teste LB encontram-se em baixo vertidos no correlograma da Tabela 3.8:

**Tabela 3.8** - Correlograma dos resíduos do modelo AR (2).

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.000	0.000	6.E-05	0.994
		2 0.000	0.000	8.E-05	1.000
		3 0.001	0.001	0.0049	1.000
		4 -0.007	-0.007	0.1832	0.996
		5 -0.038	-0.038	5.9414	0.312
		6 -0.013	-0.014	6.6505	0.354
		7 -0.027	-0.027	9.4447	0.222

A reduzida significância estatística dos valores obtidos nos vários cenários do correlograma da Tabela 3.8 para as funções ACF e PACF, igualmente observáveis nas respetivas barras de funções, bem como a pouco expressiva estatística  $Q$ , apontam para a elevada probabilidade de não existir autocorrelação entre os resíduos do modelo AR (2), não se rejeitando assim a hipótese nula de inexistência de autocorrelação entre os resíduos do modelo AR (2). Estes resultados são corroborados pelos inequívocos valores obtidos para a probabilidade.

O teste BG aponta na mesma direção com os seus resultados expressos seguidamente no correlograma da Tabela 3.9:

**Tabela 3.9** - Teste de autocorrelação BG aplicado ao modelo AR (2).

Teste BG	Estatística $F$	Estatística $\chi^2$
	0,059311	0,118772

**Notas:** Para calcular o valor do teste utilizaram-se dez desfasamentos.

\*\* Denota um nível de significância de 1%.

Recorrendo à mesma hipótese nula do teste LB, o teste BG revela assim valores estatisticamente significativos, para um nível de significância de 1%, que não permitem rejeitá-la, assumindo-se assim a ausência de autocorrelação entre os resíduos do modelo AR (2).

Pode assim depreender-se que o modelo AR (2), aplicado sobre os valores da rendibilidade do índice S&P 500, no período de 10 de janeiro de 2000 a 12 de dezembro de 2014, obteve sucesso na eliminação da autocorrelação serial que estes apresentavam, podendo assim considerar-se adequado ao presente estudo.

No que concerne à presença de heteroscedasticidade, atendendo a que foi validada nos testes efetuados com os dados originais da série, pode assumir-se que esta continua a verificar-se com o modelo AR (2) selecionado, sem haver necessidade de a aferir novamente.

### 3.2.7 Estimação do modelo AR (2) – GARCH (1, 1)

Os resultados dos testes até agora realizados no corrente estudo indicam que o modelo mais adequado para modelar a série temporal em análise é o AR (2) – GARCH (1, 1). Relembra-se que a componente AR (2) se destina a remover os vestígios de autocorrelação. Já o elemento GARCH, aplicado aos resíduos da componente AR (2), foi adotado por se revelar menos complexo do que a formulação original ARCH, tendo sido eleito a especificação GARCH (1, 1) que é, como anteriormente referido neste capítulo, umas das suas expressões mais simples e usuais. Caso, no decorrer do estudo, se chegue a conclusão que o modelo escolhido não é o mais ajustado, partir-se-á então para especificações mais elaboradas do modelo GARCH, ou até para modelos mais evoluídos, como o IGARCH ou o FIGARCH, com a vista a melhor descrever o comportamento das rendibilidades do índice S&P 500 durante o período definido.

Para estimar o modelo de análise selecionado para a presente investigação, o AR (2) – GARCH (1, 1), parte-se da expressão geral do modelo GARCH, conforme formulada em (3.4).

A expressão original é então ajustada, com o intuito de passar a contemplar na sua estrutura as variáveis que possibilitem modelar o impacto provocado por cada um dos dias da semana sobre a volatilidade das rendibilidades do índice S&P 500.

Seguindo a linha de ação acima preconizada, obtém-se a seguinte expressão:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_t^2 + d_1 + d_2 + d_3 + d_4 + d_5 \quad (3.20)$$

na qual  $\omega$ ,  $\alpha$  e  $\beta$  representam os parâmetros do modelo GARCH (1, 1) e  $d_1$ ,  $d_2$ ,  $d_3$ ,  $d_4$  e  $d_5$  se constituem como variáveis *dummy* que representam cada um dos dias da semana, respetivamente, permitindo aferir a influência por si exercida sobre a volatilidade das rendibilidades do índice bolsista em análise.

Deste modo, as propriedades binárias das variáveis dummy acima identificadas concretizam-se da seguinte forma:  $d_1$  assume o valor de 1 sempre que o dia que pretenda representar-se seja uma segunda-feira e 0 para representar os restantes dias da semana;  $d_2$  assume o valor de 1 sempre que o dia que pretenda representar-se seja uma terça-feira e 0 para representar os restantes dias da semana;  $d_3$  assume o valor de 1 sempre que o dia que pretenda representar-se seja uma quarta-feira e 0 para representar os restantes dias da semana;  $d_4$  assume o valor de 1 sempre que o dia que pretenda representar-se seja uma quinta-feira e 0 para representar os restantes dias da semana; finalmente,  $d_5$  assume o valor de 1 sempre que o dia que pretenda representar-se seja uma sexta-feira e 0 para representar os restantes dias da semana.

### ***3.2.7.1 Método para a estimação do modelo de análise***

Em virtude dos estimadores empregados pelo MMQ serem lineares, não se considera este um dos métodos mais adequados para estimar os parâmetros de um modelo GARCH, como o pretendido.

Na sequência do parágrafo anterior, atendendo também à evidência de leptocurtose detetada na série temporal objeto desta investigação, optou-se por estimar a equação do modelo de análise, conforme expressa em (3.20), através do MMV, recorrendo para o efeito à distribuição estatística não gaussiana GED.

Tratando-se de um estimador não linear, o MMV consegue ser mais eficiente do que o MMQ, em virtude de ser passível de aplicação em amostras grandes (Simões, 2014: 17).

De um modo geral, através do MMV, procuram encontrar-se os valores mais prováveis para os parâmetros pretendidos, maximizando para o efeito a função de verosimilhança. Procurando evitar as dificuldades de cálculo relacionadas com as propriedades multiplicativas desta função, é habitual a sua transformação numa função aditiva, através do seu logaritmo. Por conseguinte, esta nova função, mais fácil de estimar, é assim denominada em língua inglesa de *log-likelihood*.

## **3.3 Síntese do capítulo**

O capítulo agora trabalhado na presente investigação descreveu o processo metodológico seguido para se estimar o modelo econométrico adequado para o estudo pretendido. Este iniciou-se com a apresentação da variável em estudo, o índice bolsista S&P 500, tendo sido referidos os fatores que motivaram a sua opção. Estes estão relacionados sobretudo com a importância do seu mercado, com a significativa representatividade que denota e com o facto

de ser um índice deveras conceituado, tendo já sido utilizado em inúmeras investigações de referência.

Ainda na fase inicial deste capítulo foi apresentada a amostra em estudo, constituída pelos valores das cotações diárias de fecho do índice S&P 500 no período de 01 de janeiro de 2000 a 31 de dezembro de 2014.

Considerando os fenómenos típicos das sucessões cronológicas económico-financeiras, como por exemplo a ocorrência de heteroscedasticidade, não se enquadrando assim nos pressupostos do MCRL, foi trabalhado o conceito de volatilidade, nos seus três níveis: volatilidade histórica ou estatística; volatilidade implícita e volatilidade futura ou previsional.

Seguidamente foi apresentada uma gama de modelos de inferência estatística, concebidos para lidarem com as especificidades acima descritas. Desta gama de modelos, aprofundaram-se os modelos ARCH e GARCH, que estão na base da formulação de outros mais complexos, como os modelos EGARCH, GARCH-M, IGARCH ou FIGARCH.

Necessitando o programa informático utilizado de receber dados respeitantes a semanas completas de cinco dias, foi imperativo encurtar-se o período amostral, pelo que o seu início passou a contar-se em 10 de janeiro de 2000, terminando em 12 de dezembro de 2014.

A amostra analisada não se reduziu, contudo, no seu número total de observações, em virtude de, pelo já aludido requisito do programa informático, que só considera semanas inteiras de cinco dias, ter sido necessário atribuir valores aos preços do índice S&P 500 também nos dias da semana em que a bolsa não funcionou, como o dia de Natal ou o feriado do 4 de julho. Para o efeito recorreu-se ao valor da cotação de fecho do dia imediatamente anterior em que a bolsa não tenha estado encerrada.

O primeiro passo do processo consistiu na observação da série temporal relativa aos preços do índice bolsista S&P 500, na sua forma gráfica, ao longo do período da amostra. Desta observação se verificou uma elevada variabilidade nos valores da série em estudo, denotando picos que puderam relacionar-se com reconhecidos fenómenos de larga escala, ocorridos em diferentes momentos e que terão provocado apreciáveis consequências ao nível económico-financeiro.

Da observação gráfica foi ainda visível a ausência de estacionariedade em média da série cronológica. Por este motivo, não poderia ser representada pelos modelos econométricos da família ARCH/GARCH, já que a estacionariedade se configura como um dos requisitos para este tipo de abordagem.

Como solução mais viável para se ultrapassar o obstáculo acima identificado, elegeu-se como variável dependente na presente investigação as rendibilidades índice S&P 500, em detrimento dos valores das suas cotações. O cálculo destas rendibilidades baseou-se nas diferenças registadas em dias seguidos entre os logaritmos naturais dos preços deste índice.

Analisando visualmente o gráfico da nova série, já foi possível verificar indícios da sua estacionariedade.

No gráfico da nova série foi igualmente possível constatar a ocorrência de leptocurtose, tradicionalmente relacionada com *clusters* de volatilidade. Simultaneamente, conseguiu estabelecer-se um notório paralelismo entre os aglomerados de volatilidade vincada e os eventos, acima referidos, que influenciaram em larga escala o panorama económico-financeiro mundial.

Os fenómenos de assimetria na volatilidade, que constituem uma das mais referenciadas evidências empíricas, foram também encontrados nesta série das rendibilidades do índice S&P 500. Deste modo, conseguiu apurar-se a nítida correspondência existente entre os *clusters* de volatilidade e os períodos em que os preços deste índice registaram as suas quedas mais significativas.

A distribuição leptocúrtica dos valores da nova série foi confirmada pelas suas estatísticas descritivas, com os resultados da assimetria e da curtose a corroborarem a habitual evidência empírica associada às séries temporais desta natureza.

A realização do teste JB e do histograma apontaram igualmente no mesmo sentido. Deste modo, pode rejeitar-se o pressuposto assumido pela teoria da eficiência dos mercados, que sugere a distribuição normal para os valores das cotações das ações, em virtude do processo estocástico em que se baseia.

Para confirmar o indício obtido na observação do gráfico das rendibilidades, que apontava para a estacionariedade em média da nova série, foi necessária a realização de uma bateria de testes complementares. Esta bateria de testes contemplou a realização dos testes KPSS e ADF. Os testes KPSS e ADF, através da complementaridade das suas hipóteses nulas, permitem a realização de uma análise confirmatória, o que confere uma maior credibilidade aos resultados deles obtidos.

Os valores que resultaram dos testes acima referidos viabilizaram a conclusão efetiva, para um nível de significância de 1%, da estacionariedade da série. De referir, porém, que, ao contrário

dos resultados aqui alcançados, nas investigações realizadas com este tipo de séries cronológicas se encontram tipicamente raízes unitárias.

Para além do pressuposto da estacionariedade acima confirmado, para que possa ser trabalhada pelos modelos econométricos da família ARCH/GARCH, uma série temporal necessita ainda de satisfazer mais dois requisitos: a ausência de autocorrelação e a heteroscedasticidade condicionada. A presença destas duas características foi seguidamente verificada no decurso do processo metodológico.

A ausência de autocorrelação serial foi aferida através da realização dos testes LB e BG. O primeiro socorre-se das funções ACF e PACF e o segundo do LM. Os resultados de ambos os testes denotaram a verificação de autocorrelação serial.

Para confirmar a presença de heteroscedasticidade condicionada, previamente mesmo a se “estimar o próprio modelo em si” (Bentes, 2011), foram levados a cabo os testes ARCH-LM, de Engle (1982) e LB de McLeod-Li (1983). A hipótese nula, comum a ambos os testes, foi aqui duplamente rejeitada, deduzindo-se assim que existe heteroscedasticidade condicionada nos resíduos da sucessão cronológica.

Posteriormente, para a remoção da autocorrelação serial previamente identificada, utilizaram-se os valores das funções ACF e PACF, obtidos no correlograma das rendibilidades. A partir destes valores foi possível selecionar um modelo AR (2), o qual manifestou a sua capacidade para remover a autocorrelação registada nos seus resíduos. Paralelamente, as restantes características estatísticas da série, nomeadamente a leptocurtose e a heteroscedasticidade condicionada, mantiveram-se com este modelo.

Partindo do modelo AR (2) selecionado, procurou encontrar-se uma solução que combinasse a simplicidade com a eficácia, tendo sido estimado para o efeito o modelo AR (2) – GARCH (1, 1). A componente AR (2) do modelo destinou-se à remoção da autocorrelação serial e a GARCH (1, 1) adotou-se pela sua simplicidade. Caso não se revele eficaz, poderá então partir-se para formulações mais elaboradas do modelo GARCH, ou até mesmo para modelos mais evoluídos, mas que concomitantemente envolvem um nível maior de complexidade, como o IGARCH ou o FIGARCH, recorrentemente utilizados noutras investigações realizadas anteriormente.

No processo de especificação do modelo AR (2) – GARCH (1, 1), aplicaram-se ainda variáveis *dummy*. Estas variáveis, específicas para cada um dos cinco dias da semana, adotaram o valor de 1 quando pretendeu representar-se o dia respetivo, e o valor de 0, sempre que pretendeu representar-se um dos outros dias da semana.

Atendendo à leptocurtose encontrada, elegeu-se o MMV como método para estimar a equação do modelo, com a distribuição estatística GED. Esta escolha prende-se com o facto de o MMV não ser um estimador linear e de denotar maior eficiência para amostras de grande dimensão, comparativamente ao MMQ.

## **4. Resultados**

### **4.1 Resultados da estimação do modelo de análise**

Os resultados da estimação do modelo AR (2) – GARCH (1, 1), realizada com recurso a variáveis dummy, encontram-se patenteados na Tabela 4.1 que se apresenta seguidamente:

**Tabela 4.1** - Estimativas do modelo AR (2) – GARCH (1, 1).

	$\hat{\omega}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$	$d_5$	GED
GARCH	-0,181504 **	0,000444 **	0,986639 **	-0,098185	0,253049 **	0,070674	-0,018545	-0,207432 *	6,923864 **

**Notas:** \* Denota um nível de significância de 5%.

\*\* Denota um nível de significância de 1%.

De uma primeira análise da tabela 4.1, pode claramente observar-se a significância estatística, a um nível de 1%, de todos os coeficientes especificados para a componente GARCH do modelo. Esta realidade pressupõe a ocorrência de *clusters* de volatilidade, em que os picos de volatilidade tendem a aglomerar-se, registando-se assim uma alternância entre períodos de acentuada e de reduzida volatilidade.

No que respeita à distribuição GED, também esta apresenta, em termos estatísticos, uma significância de 1%. Este resultado revela a adequabilidade desta distribuição para descrever o comportamento das rendibilidades do índice bolsista S&P 500.

Já no que concerne à significância estatística das variáveis *dummy*, referentes a cada um dos dias da semana, esta apenas se verificou com  $d_2$  e  $d_5$ , a níveis de 1% e de 5%, respetivamente. Nesta conformidade, pode depreender-se que apenas as terças-feiras e as sextas-feiras têm capacidade para contribuir, de forma válida, no sentido de influenciarem as volatilidades das rendibilidades do índice S&P 500, com manifesta preponderância das terças-feiras que, para além da maior significância estatística que obtiveram, viram ainda o seu coeficiente ser estimado com um valor mais elevado do que os dos restantes dias da semana.

Atendendo aos resultados obtidos, pode então chegar-se à conclusão que existe a ocorrência de um efeito terça-feira, de sinal positivo, e de um efeito sexta-feira, de sinal negativo, sobre as rendibilidades do índice S&P 500 no período em análise. Pode também concluir-se que o efeito terça-feira é o mais preponderante dos dois.

O efeito sexta-feira seria, sem dúvidas, um dos mais expetáveis, não só pelo seu historial de manifestações, mas também pelos diversos motivos que são apontados como estando na sua origem, muitos dos quais ainda se mantêm válidos para os dias de hoje. Alguns exemplos destas causas que foram identificadas são, conforme já anteriormente referido, a remoção das posições de venda antes do fim-de-semana, a fim de se manterem as especulações em aberto, repondo-as de seguida no início da semana útil (Singal, 2003: 40-41), o lapso temporal que medeia a transação e a liquidação em ações, a maior disponibilidade dos investidores para estudarem o mercado durante os fins-de-semana, socorrendo-se menos dos corretores e potenciando as vendas líquidas às segundas-feiras, face à reduzida liquidez resultante da inexistência de transação institucional, ou ainda o facto de as boas notícias serem tipicamente difundidas durante a semana, enquanto que as más notícias o são geralmente durante o fim-de-semana (Gil-Alana et al., 2013: 3208).

Pelas mesmas razões acima descritas e porque ambos os efeitos estão muito ligados, formando em conjunto o efeito fim-de-semana, era também expetável a verificação da ocorrência do efeito

segunda-feira. Este efeito não foi, contudo, detetado, corroborando muitos dos estudos que indicam o seu progressivo desaparecimento a partir do final da década de 80 do século passado, como por exemplo os de Kamara (1997), Mehdian e Perry (2001) e de Chen e Singal (2003) para os EUA, de Agrawal e Tandon (1994) e dos Kohers e Pandey (2004) para diversos mercados mundiais e de Balbina e Martins (2002) para o mercado português.

Mais estranho ainda foi o facto de este efeito sexta-feira apresentar um parâmetro de sinal negativo, o que o torna diametralmente oposto ao efeito sexta-feira acima descrito e que seria expeável. Este provoca assim precisamente um efeito inverso sobre as rendibilidades do índice S&P 500, deitando por terra, conseqüentemente, as explicações encontradas para a sua ocorrência.

Algo surpreendente foi também a confirmação do efeito terça-feira, sobretudo a constatação da sua hegemonia. Este resultado poderia ir ao encontro de diversas investigações que apontam para a sua ocorrência. Grande parte destas investigações identificam-no, porém, noutros mercados que não o dos EUA. Esta circunstância é, muitas vezes, associada aos desfasamentos de fuso horário, que remetem para terça-feira, nesses mercados, o efeito segunda-feira originalmente verificado nos EUA (Jaffe e Westerfield, 1985). Deste modo, seria motivo de espanto encontrar-se este efeito terça-feira no presente estudo, em virtude de este se debruçar sobre um índice dos EUA. No entanto, à semelhança do verificado com o efeito sexta-feira, este efeito terça-feira é de sinal oposto ao tradicionalmente obtido nos estudos citados, influenciando de forma positiva as rendibilidades do S&P 500, ao invés de contribuir para a sua queda. Não deixando de se encarar com surpresa este resultado, sobretudo porque não se encontram explicações para a sua ocorrência, este é no mínimo mais coerente com os fenómenos relacionados com o fuso horário do mercado a que respeita.

#### **4.2 Propriedades estatísticas do modelo de análise estimado**

Para que possam avaliar-se as propriedades estatísticas, nomeadamente a presença de heteroscedasticidade condicionada, do modelo AR (2) – GARCH (1, 1), estimado com recurso a variáveis *dummy*, é realizado o teste ARCH-LM aos resíduos, bem como o correlograma ao quadrado destes. Estes testes possibilitam assim aferir se o modelo estimado consegue remover os efeitos ARCH da série analisada.

Os resultados do teste ARCH-LM, aplicado aos resíduos do modelo, são os que abaixo se apresentam na Tabela 4.2:

**Tabela 4.2** - Teste de ARCH-LM de Engle (1982).

Teste ARCH-LM	Estatística $F$	Estatística $\chi^2$
	1,394875	27,84790

**Notas:** Para calcular o valor do teste utilizaram-se dez defasamentos.

\*\* Denota um nível de significância de 1%.

Os valores acima apresentados, para um nível de significância de 1%, não permitem rejeitar a hipótese nula, o que pressupõe assim a inexistência de heteroscedasticidade condicionada. Deste modo, pode concluir-se que o modelo escolhido, não só é adequado, como se revela também necessário para remover os fenómenos de heteroscedasticidade condicionada presentes nos dados em estudo. Estes resultados reforçam ainda mais a conclusão retirada anteriormente, que aponta para a existência de *clusters* de volatilidade nas rendibilidades do índice S&P 500 no período analisado.

Adicionalmente, na Tabela 4.3 descrevem-se ainda os resíduos do modelo AR (2) – GARCH (1, 1), com o objetivo principal de verificar a condição de não normalidade da sua distribuição, conforme seguidamente se apresenta:

**Tabela 4.3** - Estatísticas descritivas dos resíduos do modelo AR (2) – GARCH (1, 1), com variáveis *dummy*.

	Média	Desvio- Padrão	Assimetria	Curtose	Jarque-Bera
Resíduos do modelo GARCH(1,1)	-0,062423	0,996098	-0,441103	4,527460	504,6990**

**Notas:** Para calcular o valor do teste utilizaram-se dez defasamentos.

\*\* Denota um nível de significância de 1%.

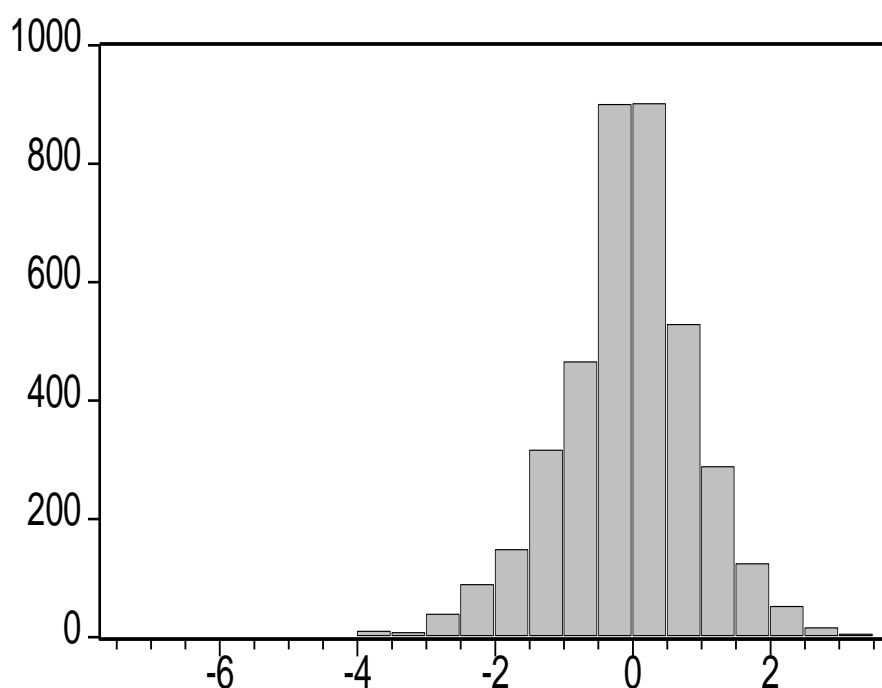
Das estatísticas descritivas acima constantes na Tabela 4.3, importa realçar a característica de a média, de valor negativo, ser bastante inferior ao desvio padrão, indiciando a existência de uma acentuada volatilidade.

O valor negativo da assimetria aponta para uma maior ocorrência de rendibilidades negativas, o que se manifesta também no valor obtido para a média, cuja compensação pelas rendibilidades positivas não foi tão expressiva.

Relativamente ao padrão de distribuição dos valores dos resíduos, pode então depreender-se que este não respeita os pressupostos de uma distribuição normal. Esta conclusão advém dos valores obtidos para a assimetria, diferentes de 0, mas também do valor da curtose, que se apresenta superior a 3 e que, por conseguinte, representa uma curva de distribuição com um pico mais acentuado do que aquele que caracteriza a curvatura da distribuição normal. Deste modo, não se está na presença de uma distribuição mesocúrtica nem platicúrtica, mas sim de uma distribuição leptocúrtica.

A hipótese de não normalidade da distribuição dos resíduos do modelo AR (2) – GARCH (1, 1), com variáveis *dummy*, é também corroborada pelo teste JB, que rejeita assim a sua hipótese nula, para um nível de significância de 1%.

A não normalidade dos resíduos pode ainda ser confirmada, de forma visual, no histograma abaixo representado na Figura 4.1:



**Figura 4.1** - Histograma dos resíduos do modelo AR (2) – GARCH (1, 1), com variáveis *dummy*.

Pela assimetria que acima se observa no histograma da Figura 4.1 se reforçam assim os resultados obtidos nos testes anteriores. Consta-se então que não é normal a distribuição dos

valores dos resíduos do modelo AR (2) – GARCH (1, 1), com variáveis *dummy*, já que não apresenta o padrão de simetria inerente a esta distribuição.

O alongamento do histograma tendencialmente para o lado esquerdo, está de acordo com o valor negativo obtido para a assimetria.

Face ao que antecede, pode concluir-se que o modelo AR (2) – GARCH (1, 1) é o adequado para descrever o comportamento das rendibilidades do índice bolsista S&P 500, no período em estudo.

### 4.3 Síntese do capítulo

Neste capítulo, dedicado à apresentação dos resultados obtidos com o modelo estimado, foi possível apurar a presença de *clusters* de volatilidade, denunciados pela relevante significância estatística, a um nível de 1%, obtida para todos os parâmetros estimados para a componente GARCH do modelo.

De modo similar, a distribuição GED também denotou um nível de significância estatística de 1%. Confirma-se deste modo a adequabilidade desta distribuição para, no período considerado, descrever a variabilidade das rendibilidades do índice bolsista S&P 500.

No que concerne às variáveis *dummy*, referentes cada uma a um dos cinco dias da semana, a significância estatística que se alcançou já não foi tão generalizada. Apenas para as terças-feiras e para as sextas-feiras se conseguiram resultados expressivos, a níveis de 1% e de 5%, respetivamente, embora com sinais distintos.

Atendendo ao significado estatístico dos parâmetros estimados, pode então concluir-se que, no período em estudo, somente são de considerar o efeito terça-feira e o efeito sexta-feira, como reflexo da influência significativa que estes dias da semana podem exercer sobre as volatilidades das rendibilidades do S&P 500. As terças-feiras denotam assim uma influência positiva sobre as rendibilidades do índice, enquanto que as sextas-feiras provocam um efeito negativo sobre estas. Entre os dois, o efeito terça-feira é o que assume uma maior expressão, em virtude da maior significância estatística e do elevado valor com que foi estimado o parâmetro relativo à variável representativa deste dia da semana.

Tendo sido registado o efeito sexta-feira, seria com alguma surpresa que não se verificou também o efeito segunda-feira. Isto porque, pelo menos em teoria, estes efeitos estão muito relacionados, sendo também dos efeitos mais relatados, dentro do grupo dos efeitos dia da semana, já que da conjugação dos dois resulta o célebre efeito fim-de-semana.

Pressupõe-se que a ausência do efeito segunda-feira esteja alinhada com as múltiplas investigações cujos resultados apontam genericamente para o seu esmorecimento progressivo nos últimos anos. Já a questão da sua ligação com o efeito sexta-feira, esta não foi quebrada pelos resultados do presente estudo, em virtude do efeito sexta-feira obtido provocar nas rendibilidades do índice S&P 500 um efeito inverso ao do tradicional efeito sexta-feira.

Motivo de espanto neste capítulo foi também a constatação do prevalecimento do efeito terça-feira. Esta estranheza poderia advir do facto de o índice bolsista estudado pertencer ao mercado dos EUA e, nos trabalhos consultados para a elaboração da presente investigação, o efeito terça-feira ter sido detetado principalmente fora dos EUA, sob a justificação de que seria apenas o resultado do atraso do efeito segunda-feira, decorrente da diferença horária existente entre os EUA e os países onde o efeito terça-feira se verifica. No entanto, analogamente ao sucedido com o efeito sexta-feira, o impacto provocado por este efeito terça-feira é rigorosamente o inverso do que acima se refere, pelo que a surpresa com que se obtém o resultado não está relacionada com questões de fusos horários, mas sim pela falta de motivos que justifiquem a sua ocorrência.

Ainda neste capítulo foi realizado o teste ARCH-LM, aplicado aos seus resíduos do modelo AR (2) – GARCH (1, 1), a fim de avaliar a sua adequabilidade e, conseqüente, a validade dos seus resultados. O teste efetuado propõe a inexistência de heteroscedasticidade condicionada, em virtude de não ter sido possível rejeitar a sua hipótese nula. Deduz-se assim que o modelo estimado se encontra devidamente ajustado aos dados trabalhados e que, atendendo aos *clusters* de volatilidade presentes na série estudada, se mostra essencial para o processo de remoção dos efeitos GARCH.

Quanto à distribuição dos resíduos do modelo AR (2) – GARCH (1, 1), as estatísticas descritivas, designadamente os valores obtidos para a assimetria e para a curtose, sugerem que esta é distinta da normal.

O teste JB e o histograma dos seus resíduos apontam no mesmo sentido, o que só reforça a conclusão de que o modelo AR (2) – GARCH (1, 1) estimado se revela adequado para descrever, com um elevado grau de confiança, as flutuações do índice bolsista S&P 500 no período estudado, contribuindo assim decisivamente para se alcançar o objetivo de fundo da presente investigação.

Tendo sido possível obter um adequado ajustamento com um modelo tão parcimonioso como o modelo AR (2) – GARCH (1, 1) que foi estimado, não surgiu a necessidade de refiná-lo, procurando resultados eficazes em formulações gradualmente mais elaboradas.

Consequentemente, também não se verificou a necessidade de recorrer a outro tipo de modelos, como o IGARCH ou o FIGARCH, que, embora consideravelmente mais evoluídos, se revelam também bastante mais complexos do que o modelo adotado para responder às necessidades do presente estudo.

## 5. Conclusões

No presente trabalho de investigação procurou determinar-se a possível influência exercida pelos dias da semana sobre a volatilidade do índice bolsista S&P 500, no período compreendido entre 01 de janeiro de 2000 e 31 de dezembro de 2014. Para o efeito recorreu-se a um estudo empírico, com o intuito de estimar um modelo econométrico que melhor representasse os dados em análise, aferindo-se deste modo, não só o eventual impacto provocado por cada dia da semana, como também a magnitude desse mesmo impacto.

O facto de o intervalo de tempo em estudo abranger a fase de crise económica e financeira global, vivida desde 2007, bem como parte do período que a antecedeu, acentuou a relevância e a pertinência da investigação.

Esta investigação iniciou-se, contudo, com um enquadramento teórico, onde se expuseram primariamente as principais teorias subjacentes às matérias aqui tratadas. Essas teorias dividem-se, basicamente, em dois grandes ramos principais: o ramo das finanças tradicionais e o ramo das finanças comportamentais. As teorias do primeiro ramo apontam para uma eficiência dos mercados, enquanto que as do segundo sugerem possíveis falhas de eficiência, as quais poderão levar à ocorrência de fenómenos como o que pretendeu estudar-se.

A mais importante teoria trabalhada no ramo das finanças tradicionais foi a teoria da eficiência dos mercados, desenvolvida por Eugene Fama (1970) e que pressupõe que, numa situação de eficiência dos mercados, apenas a nova informação relevante conseguirá afetar o preço das ações.

Aprofundando esta teoria, verificou-se que o autor propôs três níveis distintos de eficiência dos mercados: mercado eficiente na forma fraca; mercado eficiente na forma semiforte e mercado eficiente na forma forte. Segundo o autor, a única forma onde não se registará uma situação de eficiência dos mercados será na forma forte. Todavia, nesta situação, apenas poucos poderão beneficiar da informação privilegiada, correndo inclusivamente o risco de sofrerem severas penalizações legais, no caso da sua utilização abusiva.

No ramo das finanças comportamentais, que preveem a existência de outros fatores que afetem o preço das ações, para além da estrita racionalidade, foram amplamente debatidas as diversas anomalias de mercado. Neste âmbito, mais concretamente no âmbito das anomalias de calendário, abordou-se o efeito dia da semana, o qual se configurou como o centro do presente estudo.

Ainda no enquadramento teórico inicial, foram citadas diversas investigações, mais ou menos, semelhantes à que tencionou levar-se a cabo.

De uma forma resumida e com o foco apontado apenas para o efeito dia da semana, pode referir-se que muitas das investigações anteriores identificaram sobretudo os casos particulares do efeito sexta-feira e do efeito segunda-feira, principalmente nos EUA, como por exemplo as de Kelly (1930), de Osborne (1959), de Cross (1973) ou de French (1980).

O efeito terça-feira foi também identificado em muitos dos estudos anteriores, mormente em outros mercados. Refira-se neste âmbito, a título de exemplo, os trabalhos de Jaffe e Westerfield (1985), de Agrawal e Tandon (1994), de Barone (1990) ou de Solnik e Bousquet (1990).

De mencionar ainda a constatação generalizada da tendência para o desaparecimento do efeito segunda-feira nos últimos anos, conforme referido nos estudos de Kamara (1997), de Mehdian e Perry (2001), de Chen e Singal (2003), de Kohers e Pandey (2004) ou de Balbina e Martins (2002).

Observando o estudo propriamente dito, foi apresentado o índice bolsista S&P 500 e a amostra em análise, bem como as razões que estiveram na origem da sua escolha. Esta deveu-se sobretudo à representatividade do índice selecionado, bem como à relevância do mercado a que respeita, o dos EUA.

Atendendo às peculiaridades tradicionalmente associadas às séries temporais económico-financeiras, que geralmente rompem com os pressupostos do MCRL, como a homoscedasticidade, foi introduzido o conceito de volatilidade, tendo sido apresentados uma série de modelos econométricos, desenvolvidos para lidarem de forma sistemática com esta realidade.

Dos modelos apresentados destacam-se o ARCH e o GARCH que, sendo os primeiros a serem apresentados, se tornaram nos mais icónicos, servindo de base para o desenvolvimento dos restantes.

Verificou-se que, em virtude de condicionantes associadas ao programa informático utilizado, que necessita de receber informação relativa a semanas de cinco dias completas, foi essencial encurtar-se o período da amostra, passando esta a iniciar-se em 10 de janeiro de 2000 e a terminar em 12 de dezembro de 2014.

Apesar da redução da duração total do período analisado, a amostra acabou por incluir mais observações do que as inicialmente previstas, visto que, pelos mesmos condicionamentos acima descritos, foi necessário atribuir valores aos preços do índice S&P 500 em todos os dias úteis,

mesmo naqueles em que a bolsa esteve encerrada, como o dia de Natal ou o dia de Ação de Graças. Nesses dias utilizou-se o valor da cotação de fecho do dia imediatamente anterior em que a bolsa tenha estado em operação.

Na observação da representação gráfica da sucessão cronológica relativa aos valores da cotação do índice bolsista S&P 500, identificou-se um registo vincado de flutuações, as quais puderam associar-se a eventos geradores de significativo impacto económico-financeiro, ocorridos em cada momento.

Da análise visual, foi também possível aferir que esta não se encontrava estacionarizada em média, pelo que não poderia ser trabalhada pelos modelos de inferência estatística da família ARCH/GARCH.

No sentido de contornar o problema acima identificado, optou-se por se considerar para a investigação, em alternativa aos preços do índice S&P 500, as suas rendibilidades. Estas foram calculadas com base nas diferenças entre os logaritmos naturais das cotações deste índice em dias sucessivos.

Uma breve observação ao gráfico da nova série indiciou desde cedo a estacionariedade da mesma.

Foi também possível identificar a presença de leptocurtose, geralmente associada a *clusters* de volatilidade, bem como uma nítida correspondência entre esses picos de acentuada volatilidade e os fenómenos, previamente descritos, que afetaram o cenário económico-financeiro internacional.

Não foi com surpresa que se verificou nesta nova série a amplamente citada assimetria na volatilidade, encontrando-se os picos de maior volatilidade das rendibilidades recorrentemente associados aos impactos de efeito negativo sobre o valor das cotações do índice S&P 500.

As estatísticas descritivas da nova série, nomeadamente os valores da assimetria e da curtose, confirmaram a sua distribuição leptocúrtica, tradicionalmente verificada neste tipo de sucessões cronológicas.

O teste JB e o histograma realizado seguidamente, também reforçaram a conclusão de que a série não assumia uma distribuição gaussiana, ao contrário do preconizado pela teoria da eficiência dos mercados, que previa a aleatoriedade, com a correspondente distribuição normal, do preço das ações.

Pese embora a análise visual do gráfico das rendibilidades já indiciar que a série se encontrava estacionarizada em média, revelou-se pertinente a realização de testes mais rigorosos, no sentido de confirmar o prenúncio da presença desta característica.

Foram assim efetuados os testes KPSS e ADF para aferir esses indícios. Ambos os resultados obtidos com os testes realizados permitiram efetivamente assumir, para um nível de significância de 1%, a estacionariedade da série. Estes resultados não são, porém, os mais característicos neste tipo de dados, sendo habitualmente encontradas raízes unitárias nas sucessões temporais de natureza económico-financeira.

Configurando-se a estacionariedade como um dos requisitos para que a série cronológica seja passível de ser representada por modelos de inferência estatística como os da família ARCH/GARCH, foram posteriormente verificados os restantes dois requisitos necessários para o efeito: a ausência de autocorrelação e a heteroscedasticidade condicionada.

Para identificar a eventual existência de fenómenos de autocorrelação serial foram aplicados os testes LB e BG. Recorrendo o primeiro às funções ACF e PACF e o segundo ao LM, ambos apontaram para a existência de autocorrelação na série das rendibilidades.

A verificação da existência de heteroscedasticidade condicionada, mesmo antes do próprio modelo ser estimado, processou-se através dos testes ARCH-LM, de Engle (1982) e LB de McLeod-Li (1983). Partilhando os dois da mesma hipótese nula, esta foi rejeitada em ambos os testes, assumindo-se deste modo a presença de efeitos GARCH nos resíduos da série cronológica em estudo.

O processo de remoção da autocorrelação identificada anteriormente efetuou-se através de um modelo AR (2), selecionado a partir dos valores obtidos para as funções ACF e PACF no correlograma das rendibilidades. Este modelo revelou-se eficaz para os efeitos pretendidos, não se registando autocorrelação serial nos seus resíduos, embora as restantes estatísticas tenham mantido as mesmas características, designadamente a distribuição leptocúrtica e a heteroscedasticidade condicionada.

Com base no modelo anterior e procurando a solução mais parcimoniosa, mas que se revelasse eficaz, foi então estimado o modelo AR (2) – GARCH (1, 1). Tomando em consideração as manifestações de leptocurtose, este modelo foi estimado através do MMV, com recurso à distribuição estatística GED, em virtude deste estimador não ser linear e de se revelar bastante mais eficiente do que o MMQ para amostras de grande dimensão, como é o caso da que foi nesta investigação trabalhada.

Para a estimação do modelo AR (2) – GARCH (1, 1) foram ainda utilizadas variáveis *dummy* específicas para cada um dos cinco dias da semana. Estas assumiram o valor de 1, sempre que pretendeu representar-se o dia respetivo, e o valor de 0, quando pretendeu representar-se os restantes dias da semana.

Os resultados obtidos com o modelo acima referido revelaram um elevado nível de significância estatística de todos os parâmetros estimados para a componente GARCH do modelo, a um nível de 1%, o que denotou a presença de *clusters* de volatilidade.

Analogamente, o mesmo nível de significância estatística de 1% foi também registado para a distribuição GED, confirmando a sua adequação para a descrição da evolução das rendibilidades do índice S&P 500 no período analisado.

Quanto às variáveis *dummy*, relativas a cada um dos cinco dias da semana, apenas se obteve significância estatística com as correspondentes às terças-feiras e às sextas-feiras, a níveis de 1% e de 5%, respetivamente, porém com sinais distintos.

Dos resultados obtidos para as variáveis *dummy* se conclui então que, no período em estudo, apenas as terças-feiras e as sextas-feiras se revelaram capazes de influenciar significativamente as volatilidades das rendibilidades do índice bolsista S&P 500, com maior expressão para as terças-feiras que, para além da maior significância estatística que alcançaram, obtiveram o parâmetro de maior valor entre todos os que foram estimados para este tipo de variáveis.

Sendo bastante exetável a presença do efeito sexta-feira, a afetar positivamente as rendibilidades do índice S&P 500, seria também com curiosidade que se registaria o facto de não ter sido apurado o efeito segunda-feira, já que, em teoria, ambos estão relacionados, por contribuírem para a geração do efeito fim-de-semana.

O efeito sexta-feira que se obteve neste estudo provoca, contudo, um impacto negativo sobre as rendibilidades do S&P 500, pelo que não está relacionado com o típico efeito sexta-feira. Deste modo se explica a não ocorrência do efeito segunda-feira, ainda que este se configure como um dos mais sentidos pela generalidade da evidência empírica das anteriores investigações. Este resultado pode assim estar alinhado com as conclusões de diversos trabalhos anteriores, que têm sugerido um gradual desaparecimento deste efeito nos anos recentes.

Por outro lado, a supremacia do efeito terça-feira verificado na presente investigação, a causar um impacto positivo significativo nas rendibilidades do S&P 500, foi também motivo de surpresa.

Nos trabalhos consultados no decurso da presente investigação, foi encontrado um efeito terça-feira, sobretudo em mercados que não o dos EUA, estando a causa dessa ocorrência geralmente associada à diferença horária, que proporcionaria um retardamento do efeito segunda-feira nesses países. No entanto, este efeito terça-feira reportado nos estudos anteriores é caracterizado pela influência negativa que exerce sobre os títulos, enquanto que o efeito terça-feira agora registado se caracteriza precisamente pelo inverso. Por conseguinte, sendo estranho que se tivesse obtido o habitual efeito terça-feira, atendendo ao mercado a que pertence, não deixa, todavia, de ser surpreendente a verificação de um efeito terça-feira de sinal oposto, visto não se encontrar uma possível explicação que justifique a sua ocorrência para o índice em estudo, no período analisado.

Com o intuito de aferir a adequação do modelo AR (2) – GARCH (1, 1) e, conseqüente, a validade dos resultados, foi realizado o teste ARCH-LM, aplicado aos seus resíduos.

No teste efetuado não se rejeitou a hipótese nula, o que permitiu assim presumir a inexistência de heteroscedasticidade condicionada. Desta feita conclui-se que os *clusters* de volatilidade constituem uma realidade na série estudada, que o modelo selecionado é o ajustado para os dados em questão e que este tipo de modelos se revela necessário para a remoção dos efeitos GARCH.

Relativamente às estatísticas descritivas, os valores da assimetria e da curtose indicam uma distribuição não gaussiana dos resíduos do modelo AR (2) – GARCH (1, 1).

A conclusão acima obtida é também retirada do teste JB e do histograma dos seus resíduos, atestando mais uma vez a adequabilidade do modelo selecionado para se atingir o objetivo central desta investigação, através da representação credível do comportamento das rendibilidades do índice bolsista S&P 500.

Face ao que antecede, considerando-se o modelo selecionado como ajustado, não foi necessário proceder a uma refinação do mesmo, recorrendo-se a especificações mais complexas, nem tão pouco foi necessário partir para evoluções ao modelo original, como o IGARCH ou FIGARCH.

Atendendo à duração do intervalo de tempo estudado, que contempla um período de crise económica e financeira internacional, iniciada em 2007, e um período anterior em que esta ainda não tinha eclodido, considera-se conveniente a realização de uma análise semelhante à efetuada na presente investigação, no entanto específica para cada um dos períodos referidos.

Não obstante a maturidade do índice bolsista S&P 500, seria interessante verificar até que ponto esta o protege do impacto causado por uma crise como a que assolou a comunidade internacional nos últimos anos.

A análise acima proposta não foi levada a cabo no presente trabalho por implicar uma extensão do mesmo para além do convencionado para uma dissertação de mestrado. Por conseguinte, sugere-se a realização deste estudo em investigações futuras.

## Referências bibliográficas

- AGRAWAL, Anup; TANDON, Kishore – Anomalies or illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries. *Journal of International Money and Finance*. ISSN 0261-5606. 13:1 (1994) 83-106.
- AKAIKE, Hirotugu – A new look at the statistical model identification. [ed.] Jerry M. Mendel. *IEEE Transactions on Automatic Control*. ISSN 0018-9286. 19:6 (1974) 716-723.
- AMIHUD, Yakov, MENDELSON, Haim – Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 17:2 (1986) 223-249.
- AMIHUD, Yakov; MENDELSON, Haim – Liquidity, asset prices and financial policy. *Financial Analysts Journal*. ISSN 0015-198X. 47:6 (1991) 56-66.
- ARIEL, Robert A. – A monthly effect in stock returns. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 18:1 (1987) 161-174.
- ARIEL, Robert A. – High stock returns before holidays: Existence and evidence on possible causes. *The Journal of Finance*. ISSN 0022-1082. 45:5 (1990) 1611-1626.
- BACHELIER, Louis – Théorie de la spéculation. *Annales scientifiques de l'École Normale Supérieure*. ISSN 0012-9593. 17:3 (1900) 21-86.
- BALABAN, Ercan – Day of the week effects: new evidence from an emerging stock market. *Applied Economics Letters*. ISSN 1350-4851. 2:5 (1995) 139-143.
- BALBINA, Miguel; MARTINS, Nuno C. – The analysis of calendar effects on the daily returns of the Portuguese stock market: the weekend and public holiday effects. *Banco De Portugal Economic Bulletin*. ISSN 0872-9794. 8 (2002) 31-38.
- BALL, Ray – Anomalies in relationships between securities' yields and yield-surrogates. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 6:2 (1978) 103-126.
- BALL, Ray; BROWN, Philip – An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research*. 6:2 (1968) 159-178.
- BANZ, Rolf W. – The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 9:1 (1981) 3-18.
- BARONE, Emilio – The Italian stock market: efficiency and calendar anomalies. *Journal of Banking & Finance*. ISSN 0378-4266. 2:3 (1990) 483-510.

BASU, Sanjoy – Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis. *The Journal of Finance*. ISSN 0022-1082. 32:3 (1977) 663-682.

BASU, Sanjoy – The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 12:1 (1983) 129-156.

BENTES, Sónia Margarida Ricardo; MENEZES, Rui; MENDES, Diana A. – Long memory and volatility clustering: Is the empirical evidence consistent across stock markets? *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*. ISSN 0378-4371. 387:15 (2008) 3826-3830.

BENTES, Sónia Margarida Ricardo – *Sobre a medição da volatilidade nos mercados bolsistas internacionais: evidência dos países do G7*. Instituto Superior de Contabilidade e Administração de Lisboa, Instituto Politécnico de Lisboa. Lisboa : Edições Colibri, 2011. Tese de Doutoramento. ISBN 978-989-689-124-4.

BERA, Anil K.; HIGGINS, Matthew L. – ARCH models: properties, estimation and testing. *Journal of Economic Surveys*. ISSN 0950-0804. 7:4 (1993) 305-366.

BHANDARI, Laxmi Chand – Debt/equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence. *The Journal of Finance*. ISSN 0022-1082. 43:2 (1988) 507-528.

BLACK, Fischer; SCHOLES, Myron – The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*. ISSN 0022-3808. 81:3 (1973) 637-654.

BLUECHIPLIST.COM – What are blue chips? *Blue Chip Companies. Your guide to the world's best stocks*. [Em linha]. [Consult. 21 jul. 2015]. Disponível em: <http://www.bluechiplist.com/what-are-blue-chips/>.

BODIE, Zvi; KANE, Alex; MARCUS, Alan J. – *Investments*. [ed.] Michele Janicek. 8ª. Nova Iorque : McGraw-Hill/Irwin, 2009. ISBN 978-0-07-338237-1.

BOLLERSLEV, Tim – Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*. ISSN 0304-4076. 31:3 (1986) 307-327.

BOLLERSLEV, Tim; CHOU, Ray Y.; KRONER, Kenneth F. – ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence. *Journal of Econometrics*. ISSN 0304-4076. 52:1 (1992) 5-59.

BONE, Rosemarie Bröker; RIBEIRO, Eduardo Pontual – Eficiência fraca, efeito dia-da-semana e efeito feriado no mercado acionário brasileiro: uma análise empírica sistemática e

robusta. [ed.] Cesar Gonçalves Neto. *Revista de Administração Contemporânea*. ISSN 1415-6555. 6:1 (2002) 19-37.

BORGES, Maria Rosa – Calendar Effects in Stock Markets: Critique of Previous Methodologies and Recent Evidence in European Countries. *Working Papers*. Lisboa : Universidade Técnica de Lisboa, 2009. pp. 1-31. ISSN 0874-4548.

BOX, George E. P.; JENKINS, Gwilym M. – *Time series analysis: forecasting and control*. 2.<sup>a</sup> ed. São Francisco : Holden-Day, 1976.

BROKERS & BROKERS – *As finanças comportamentais e as anomalias de mercado*. s.l. : Brokers & Brokers - Sociedade Consultoria, S.A. Trabalho final de Investimentos e Mercados Financeiros (Mestrado: CFFE).

BROOKS, Chris; PERSAND, Gita – Seasonality in Southeast Asian stock markets: some new evidence on day-of-the-week effects. *Applied Economics Letters*. ISSN 1350-4851. 8:3 (2001) 155-158.

BROOKS, Chris – *Introductory Econometrics for Finance*. 3.<sup>a</sup>. Cambridge : Cambridge University Press, 2014. ISBN 978-1-107-03466-2.

BROOKS, Chris; CLARE, Andrew D.; PERSAND, Gita – A word of caution on calculating market-based minimum capital risk requirements. *Journal of Banking & Finance*. ISSN 0378-4266. 24:10 (2000) 1557–1574.

BRUNI, Adriano Leal; FAMÁ, Rubens – Eficiência, previsibilidade dos preços e anomalias em mercados de capitais: teoria e evidências. *Caderno de Pesquisas em Administração*. ISSN 1516-7747. 1:7 (1998) 71-85.

CAMPBELL, John Y.; HENTSCHEL, Ludger – No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 31:3 (1992) 281-318.

CHAMPERNOWNE, David G. – A model of income distribution. *The Economic Journal*. ISSN 0013-0133. 63:250 (1953) 318-351.

CHAN, Hing Lin; WOO, Kai-Yin – Day-of-the-week effect on the return and conditional variance of the H-shares index in Hong Kong. *Applied Economics Letters*. ISSN 1350-4851. 19:3 (2012) 243-249.

CHAREST, Guy – Dividend information, stock returns and market efficiency-II. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 6:2 (1978a) 297-330.

- CHAREST, Guy – Split information, stock returns and market efficiency-I. *Journal of Financial Economics*. ISSN: 0304-405X. 6:2 (1978b) 265-296.
- CHARLES; Amélie – The day-of-the-week effects on the volatility: The role of the asymmetry. [ed.] R. Slowinski. *European Journal of Operational Research*. ISSN 0377-2217. 202:1 (2010) 143-152.
- CHAN, Louis K. C.; HAMAOKA, Yasushi; LAKONISHOK, Josef – Fundamentals and stock returns in Japan. *The Journal of Finance*. ISSN 0022-1082. 46:5 (1991) 1739-1764.
- CHEN, Honghui ; SINGAL, Vijay – Role of speculative short sales in price formation: The case of the weekend effect. *The Journal of Finance*. ISSN 0022-1082. 58:2 (2003) 685-706.
- CHEUNG, Yan-Leung; WONG, Kie-Ann; HO, Yan-Ki – The pricing of risky assets in two emerging Asian markets—Korea and Taiwan. *Applied Financial Economics*. ISSN 0960-3107. 3:4 (1993) 315-324.
- CHIRAS, Donald P.; MANASTER, Steven – The information content of option prices and a test of market efficiency. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 6:2 (1978) 213-234.
- CHOUDHRY, Taufiq – Day of the week effect in emerging Asian stock markets: evidence from the GARCH model. *Applied Financial Economics*. ISSN 0960-3107. 10:3 (2000) 235-242.
- CHRISTIE, Andrew A. – The stochastic behavior of common stock variances: Value, leverage and interest rate effects. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 10:4 (1982) 407-432.
- CONDOYANNI, Leda; O'HANLON, John; WARD, Charles W. R. – Day of the week effects on stock returns: international evidence. *Journal of Business Finance & Accounting*. ISSN 0306-686X. 14:2 (1987) 159-174.
- CONRAD, Jennifer; KAUL, Gautam – Time-variation in expected returns. *The Journal of Business*. ISSN 0021-9398. 61:4 (1988) 409-425.
- CROSS, Frank – The behavior of stock prices on Fridays and Mondays. *Financial Analysts Journal*. ISSN 0015-198X. 29:6 (1973) 67-69.
- DAMODARAN, Aswath – The weekend effect in information releases: A study of earnings and dividend announcements. *The Review of Financial Studies*. ISSN 0893-9454. 2:4 (1989) 607-623.

- DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. – Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*. ISSN 0162-1459. 74:366a (1979) 427-431.
- DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. – Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. ISSN 0012-9682. 49:4 (1970) 1057-1072.
- DOYLE, John R.; CHEN, Catherine Huirong – The wandering weekday effect in major stock markets. [ed.] Carol Alexander e Geert Bekaert. *Journal of Banking & Finance*. ISSN 0378-4266. 33:8 (2009) 1388-1399.
- ENGLE, Robert F. – Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. [ed.] Hugo Sonnenschein. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. ISSN 0012-9682. 50:4 (1982) 987-1007.
- ENGLE, Robert F.; FOCARDI, Sergio M.; FABOZZI, Frank J. – ARCH/GARCH models in applied financial econometrics. [ed.] Frank J. Fabozzi. In *Handbook of finance*. Hoboken : John Wiley and Sons, Inc., 2008. III:5. ISBN 978-0-470-07816-7. pp. 689-700.
- FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. – Permanent and temporary components of stock prices. *Journal of Political Economy*. ISSN 0022-3808. 96:2 (1988) 246-273.
- FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. – The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*. ISSN 0022-1082. 47:2 (1992) 427-465.
- FAMA, Eugene Francis – Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*. ISSN 0022-1082. 25 (1970) 383-417.
- FERREIRA, Domingos – *Opções Financeiras - Gestão de Risco, Especulação e Arbitragem*. 2.<sup>a</sup> Edição. Lisboa : Edições Sílabo, 2009. ISBN 978-972-618-519-2.
- FINNERTY, Joseph E. – Insiders and market efficiency. *The Journal of Finance*. ISSN 0022-1082. 31:4 (1976) 1141-1148.
- FLOOD, Robert P.; HODRICK, Robert J.; KAPLAN, Paul – An evaluation of recent evidence on stock market bubbles. *NBER Working Paper Series*. ISSN 0898-2937. 1971 (1986).
- FLOROS, Christos; SALVADOR, Enrique – Calendar anomalies in cash and stock index futures: International evidence. *Economic Modelling*. ISSN 0264-9993. 37 (2014) 216-223.
- FRENCH, Kenneth R. – Stock returns and the weekend effect. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 8:1 (1980) pp. 55-69.

- GALAI, Dan – Empirical tests of boundary conditions for CBOE options. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 6:2 (1978) 187-211.
- GIL-ALANA, Luis A.; CUNADO, Juncal; GRACIA, Fernando Perez de – Salient features of dependence in daily US stock market indices. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*. ISSN 0378-4371. 392:15 (2013) 3198-3212.
- GLASS, Gary Allan – *Extensive insider accumulation as an indicator of near-term stock price performance*. Columbus: Ohio State University. 1966. Tese de Doutorado.
- GLOSTEN, Lawrence R.; JAGANNATHAN, Ravi; RUNKLE, David E. – On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The Journal of Finance*. ISSN 0022-1082. 48:5 (1993) 1779-1801.
- GODFREY, Leslie G. – Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. ISSN 0012-9682. 46:6 (1978) 1293-1301.
- GOMES, João; TEIXEIRA, Maria Isaura; PAIXÃO, Sílvia P. – *Contributo das finanças comportamentais na eficiência de mercados*. s.d.
- GULTEKIN, Mustafa N.; GULTEKIN, N. Bulent – Stock market seasonality: International evidence. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 12:4 (1983) 469-481.
- GUPTA, Rakesh; BASU, Parikshit K. – Weak form efficiency in Indian stock markets. *International Business & Economics Research Journal*. ISSN 1535-0754. 6:3 (2007) 57-64.
- GUTIERREZ, Margarida; BERTRAND, Hélène, [ed.] – *Estudos em Negócios IV*. Rio de Janeiro : MAUAD Editora Ltda., 2005. ISBN 85-7478-170-3.
- HARRIS, Lawrence – A transaction data study of weekly and intradaily patterns in stock returns. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 16:1 (1986) 99-117.
- HARVEY, Andrew C. – *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge : Cambridge University Press, 1990. ISBN 0-521-40573-4.
- HARVEY, Campbell R. – Conditional asset allocation in emerging markets. *NBER Working Paper Series*. ISSN 0898-2937. 4623 (1994).
- HAUG, Mark; HIRSCHHEY, Mark – The January Effect. *Financial Analysts Journal*. ISSN 0015-198X. 62:5 (2006) 78-88.

- HÖGHOLM, Kenneth; KNIF, Johan – The impact of portfolio aggregation on day-of-the-week effect: Evidence from Finland. *Global Finance Journal*. ISSN 1044-0283. 20:1 (2009) 67-79.
- HOLDEN, Ken; THOMPSON, John; RUANGRIT, Yuphin – The Asian crisis and calendar effects on stock returns in Thailand. *European Journal of Operational Research*. ISSN 0377-2217. 163:1 (2005) 242-252.
- HUDSON, Robert; DEMPSEY, Michael; KEASEY, Kevin – A note on the weak form efficiency of capital markets: The application of simple technical trading rules to UK stock prices-1935 to 1994. *Journal of Banking & Finance*. ISSN 0378-4266. 20:6 (1996) 1121-1132.
- HUI, Tak-Kee – Day-of-the-week effects in US and Asia–Pacific stock markets during the Asian financial crisis: a non-parametric approach. *Omega*. ISSN 0305-0483. 33:3 (2005) 277-282.
- INVESTOPEDIA, LLC – Dividend Yield. *Investopedia*. [Em linha]. 2015. [Consult. 15 nov. 2015]. Disponível em: <http://www.investopedia.com/terms/d/dividendyield.asp>.
- INVESTOPEDIA, LLC – Large Cap - Big Cap. *Investopedia*. [Em linha]. 2015. [Consult. 22 jul. 2015]. Disponível em: <http://www.investopedia.com/terms/l/large-cap.asp>.
- JAFFE, Jeffrey F. – Special information and insider trading. *The Journal of Business*. ISSN 0021-9398. 47:3 (1974) 410-428.
- JAFFE, Jeffrey F.; WESTERFIELD, Randolph – The Week-End Effect in Common Stock Returns: The International Evidence. *The Journal of Finance*. ISSN 0022-1082. 40:2 (1985) 433-454.
- JENSEN, Michael C. – Risk, the pricing of capital assets, and the evaluation of investment portfolios. *The Journal of Business*. ISSN 0021-9398. 42:2 (1969) 167-247.
- JENSEN, Michael C. – Some anomalous evidence regarding market efficiency. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 6:2 (1978) 95-101.
- JENSEN, Michael C. – The performance of mutual funds in the period 1945–1964. *The Journal of Finance*. ISSN 0022-1082. 23:2 (1968) 389-416.
- KAMARA, Avraham – New evidence on the Monday seasonal in stock returns. *The Journal of Business*. ISSN 0021-9398. 70:1 (1997) 63-84.
- KANG, Sang Hoon; KANG, Sang-Mok; YOON, Seong-Min – Forecasting volatility of crude oil markets. *Energy Economics*. ISSN 0140-9883. 31:1 (2009) 119–125.

- KATO, Kiyoshi; SCHALLHEIM, James S. – Seasonal and Size Anomalies in the Japanese Stock Market. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. ISSN 0022-1090. 20:2 (1985) 243-260.
- KEIM, Donald B.; STAMBAUGH, Robert F. – Predicting returns in the stock and bond markets. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 17:2 (1986) 357-390.
- KEIM, Donald B. – Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 12:1 (1983) 13-32.
- KELLY, Fred C. – *Why you win or lose: The psychology of speculation*. Boston : Houghton Mifflin, 1930.
- KENDALL, Maurice George; HILL, A. Bradford – The Analysis of Economic Time-Series- Part I: Prices. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*. ISSN 0035-9238. 116 (1953) 11-34.
- KIMURA, Herbert – Aspectos comportamentais associados às reações do mercado de capitais. *RAE-eletrônica*. ISSN 1676-5648. 2:1 (2003) 1-14.
- KIYMAZ, Halil; BERUMENT, Hakan – The day of the week effect on stock market volatility and volume: International evidence. [ed.] T. K. Mukherjee e G. Whitney. *Review of Financial Economics*. ISSN 1058-3300. 12:4 (2003) 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*. ISSN 1350-4851. 11:3 (2004) 167-171.
- KWIATKOWSKI, Denis; PHILLIPS, Peter C. B.; SCHMIDT, Peter; SHIN, Yongcheol – Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*. ISSN 0304-4076. 54:1 (1992) 159-178.
- LAKONISHOK, Josef; MABERLY, Edwin – The weekend effect: Trading patterns of individual and institutional investors. *The Journal of Finance*. ISSN 0022-1082. 45:1 (1990) 231-243.
- LAKONISHOK, Josef; SMIDT, Seymour – Are seasonal anomalies real? A ninety-year perspective. *Review of Financial Studies*. ISSN 0893-9454. 1:4 (1988) 403-425.
- LIANO, Kartono; GUP, Benton E. – The day-of-the-week effect in stock returns over business cycles. *Financial Analysts Journal*. ISSN 0015-198X. 45:4 (1989) 74-77.

- LIMA, Filipe Miguel Azevedo – *The impact of international crisis on the day-of-the-week effect*. Lisboa: Departamento de Métodos Quantitativos, ISCTE-Instituto Universitário de Lisboa. 2013. Dissertação de Mestrado.
- LINDEN, Mika; LOUHELAINEN, Mika – Testing for weekday anomaly in international stock index returns with non-normal errors. *Applied Financial Economics Letters*. ISSN 1744-6546. II (2006) 193-197.
- LITZENBERGER, Robert H.; RAMASWAMY, Krishna – The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices: Theory and empirical evidence. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 7:2 (1979) 163-195.
- LJUNG, Greta M.; BOX, George E. P. – On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*. ISSN 0006-3444. 65:2 (1978) 297-303.
- LO, Andrew W.; MACKINLAY, A. Craig – Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test. *The Review of Financial Studies*. ISSN 0893-9454. 1:1 (1988) 41-66.
- LO, Andrew W.; MAMAYSKY, Harry; WANG, Jiang – Foundations of technical analysis: Computational algorithms, statistical inference, and empirical implementation. *The Journal of Finance*. ISSN 0022-1082. 55:4 (2000) 1705-1765.
- LOBÃO, Júlio Fernando Seara Sequeira da Mota – *Contágio entre mercados de ações de países desenvolvidos: um estudo de processos de transmissão de choques de rendibilidade num contexto de episódios de crises financeiras*. Braga: Escola de Economia e Gestão, Universidade do Minho. 2007. Tese de Doutoramento.
- LOBÃO, Júlio Fernando Seara Sequeira da Mota – *Finanças Comportamentais: quando a Economia Encontra a Psicologia*. Coimbra : Actual Editora, 2012.
- LONG, John B. – The market valuation of cash dividends: A case to consider. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 6:2 (1978) 235-264.
- LOPES, Cátia da Mota – *Momentum Strategies in the Portuguese Stock Market*. Porto: Faculdade de Economia da Universidade do Porto. 2012. Tese de Mestrado.
- LORIE, James H.; NIEDERHOFFER, Victor – Predictive and statistical properties of insider trading. *The Journal of Law and Economics*. ISSN 0022-2186. 11:1 (1968) 35-53.
- MACKINNON, James G. – Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. [ed.] Barbara Rossi. *Journal of Applied Econometrics*. ISSN 0883-7252. 11:6 (1996) 601-618.

- MARTINS, Ana; OLIVEIRA, Luís – Efeito dia da semana em mercados acionistas internacionais. *Revista Portuguesa e Brasileira de Gestão*. abril-junho de 2013, Vol. 12, 2, pp. 14-29.
- MCLEOD, Allan I.; LI, William K. – Diagnostic checking ARMA time series models using squared-residual autocorrelations. *Journal of Time Series Analysis*. julho de 1983, Vol. 4, 4, pp. 269-273.
- MEHDIAN, Seyed; PERRY, Mark J. – The reversal of the Monday effect: new evidence from US equity markets. *Journal of Business Finance & Accounting*. ISSN 0306-686X. 28:7-8 (2001) 1043-1065.
- MERTON, Robert C. – A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *The Journal of Finance*. ISSN 0022-1082. 42:3 (1987) 483-510.
- MERTON, Robert C. – Theory of rational option pricing. *The Bell Journal of Economics and Management Science*. ISSN 0005-8556. 4:1 (1973) 141-183.
- MOBAREK, Asma; KEASEY, Keavin – *Weak-form market efficiency of an emerging Market: Evidence from Dhaka Stock Market of Bangladesh*. OSLO: ENBS Conference, 2000.
- MODIGLIANI, Franco; MILLER, Merton H. – The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American Economic Review*. junho de 1958, Vol. 48, 3, pp. 261-297.
- NELSON, Daniel B. – Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. ISSN 0012-9682. 59:2 (1991) 347-370.
- NIEDERHOFFER, Victor; OSBORNE, Matthew Fontaine Maury – Market making and reversal on the stock exchange. *Journal of the American Statistical Association*. ISSN 0162-1459. 61:316 (1966) 897-916.
- NWOGUGU, Michael C. – Further Critique of GARCH/ARMA/VAR/Stochastic-Volatility Models. *Applied Mathematics and Computation*. ISSN 0096-3003. 182:2 (2006) 1735–1748.
- NWOGUGU, Michael C. – Volatility, risk modeling and utility. *Applied Mathematics and Computation*. ISSN 0096-3003. 182:2 (2006) 1749–1754.
- OSBORNE, M. F. Maury – Brownian Motion in the Stock Market. *Operations Research*. ISSN 0030-364X. 7:2 (1959) 145-173.
- PENMAN, Stephen H. – The distribution of earnings news over time and seasonalities in aggregate stock returns. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 18:2 (1987) 199-228.

- POSHAKWALE, Sunil – Evidence on weak form efficiency and day of the week effect in the Indian stock market. *Finance India*. ISSN 0970-3772. 10:3 (1996) 605-616.
- POTERBA, James M.; SUMMERS, Lawrence H. – Mean reversion in stock prices: Evidence and implications. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 22:1 (1988) 27-59.
- PRINCE, Philip – *Day of the week effects: hourly data*. Chicago : University of Chicago, 1982.
- RABEMANANJARA, Roger; ZAKOIAN, Jean-Michel – Threshold ARCH models and asymmetries in volatility. *Journal of Applied Econometrics*. ISSN 0883-7252. 8:1 (1993) 31-49.
- ROGALSKI, Richard J. – New findings regarding day-of-the-week returns over trading and non-trading periods: a note. *The Journal of Finance*. ISSN 0022-1082. 39:5 (1984) 1603-1614.
- ROGOFF, Donald L. – The forecasting properties of insiders' transactions. *The Journal of Finance*. ISSN 0022-1082. 19:4 (1964) 697-698.
- ROLL, Richard – On computing mean returns and the small firm premium. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 12:3 (1983) 371-386.
- ROLL, Richard – Was ist das? The turn-of-the-year effect and the return premia of small firms. *The Journal of Portfolio Management*. ISSN 1095-4918. 9:2 (1983) 18-28.
- ROSENBERG, Barr; REID, Kenneth; LANSTEIN, Ronald – Persuasive evidence of market inefficiency. *The Journal of Portfolio Management*. ISSN 1095-4918. 11:3 (1985) 9-16.
- ROZEFF, Michael S.; KINNEY, William R. – Capital market seasonality: The case of stock returns. *Journal of financial economics*. ISSN 0304-405X. 3:4 (1976) 379-402.
- S&P DOW JONES INDICES LLC – S&P 500. *S&P Dow Jones Indices*. [Em linha]. 30 de junho de 2015. [Consult. 22 jul. 2015]. Disponível em:  
<https://us.spindices.com/indices/equity/sp-500>.
- SAID, Said E.; DICKEY, David A. – Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*. ISSN 0006-3444. 71:3 (1984) 599-607.
- SCHARFSTEIN, David S.; STEIN, Jeremy C. – Herd behavior and investment. *The American Economic Review*. junho de 1990, Vol. 80, pp. 465-479.
- SCHOLES, Myron S. – *A test of the competitive market hypothesis: the market for new issues and secondary offerings*. Graduate School of Business, University of Chicago. Chicago : Graduate School of Business, University of Chicago, 1969. Tese de Doutorado não publicada.

- SCHWARZ, Gideon – Estimating the dimension of a model. [ed.] Rupert Miller. *The Annals of Statistics*. ISSN 0090-5364. 6:2 (1978) 461-464.
- SEYHUN, H. Nejat – Insiders' profits, costs of trading, and market efficiency. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 16:2 (1986) 189-212.
- SHEFRIN, Hersh – *A behavioral approach to asset pricing*. 2ª. San Diego : Academic Press, 2008. ISBN 978-0-12-374356-5.
- SILVA, P. M. – Calendar “anomalies” in the Portuguese stock market. *Investment Analysts Journal*. ISSN 1029-3523. 39:71 (2010) 37-50.
- SIMÕES, Catarina do Couto – *Cluster de volatilidade no mercado de taxas de câmbio USD/GBP*. Lisboa: Instituto Superior de Contabilidade e Administração de Lisboa, Instituto Politécnico de Lisboa. 2014. Dissertação de Mestrado.
- SINGAL, Vijay – *Beyond the Random Walk: A Guide to Stock Market Anomalies and Low-Risk Investing*. Nova Iorque : Oxford University Press, 2003. ISBN 0-19-515867-9.
- SMIRLOCK, Michael; STARKS, Laura – Day-of-the-week and intraday effects in stock returns. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 17:1 (1986) 197-210.
- SOLNIK, Bruno; BOUSQUET, Laurence – Day-of-the-week effect on the Paris Bourse. *Journal of Banking & Finance*. ISSN 0378-4266. 14:2 (1990) 461-468.
- SOROS, George – *Reflections on the Crash of 2008 and what it means. An e-book update to the new paradigm for financial markets*. [E-book] Nova Iorque : PublicAffairs, 2009. ISBN 978-0-78674-494-7.
- SOROS, George – *The new paradigm for financial markets. The credit crisis of 2008 and what it means*. Nova Iorque : PublicAffairs, 2008. ISBN 978-1-58648-683-9.
- STATTMAN, Dennis – Book values and stock returns. *The Chicago MBA: A journal of selected papers*. ISSN 0196-7525. 4:1 (1980) 25-45.
- STIGLITZ, Joseph Eugene – Regulation and failure. [ed.] David Moss e John Cisternino. In *New perspectives on regulation*. Cambridge : The Tobin Project, Inc., 2009. ISBN 978-0-9824788-0-6. pp. 11-23.
- THOMPSON, Rex – The information content of discounts and premiums on closed-end fund shares. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 6:2 (1978) 151-186.

UNITED STATES HOUSE OF REPRESENTATIVES – Sarbanes-Oxley Act of 2002 (Public Law No. 107-204 [HR 3763]). [Em linha]. 30 de julho de 2002. [Consult. 19 mai. 2015]. Disponível em: <https://www.sec.gov/about/laws/soa2002.pdf>.

VAN DER SAR, Nico L. – Calendar effects on the Amsterdam stock exchange. *De Economist*. ISSN 0013-063X. 151:3 (2003) 271-292.

WANG, Ko; LI, Yuming; ERICKSON, John – A new look at the Monday effect. *The Journal of Finance*. ISSN 0022-1082. 52:5 (1997) 2171-2186.

WATTS, Ross L. – Systematic ‘abnormal’ returns after quarterly earnings announcements. *Journal of Financial Economics*. ISSN 0304-405X. 6:2 (1978) 127-150.

WAUD, Roger N. – Public Interpretation of Federal Reserve Discount Rate Changes: Evidence on the "Announcement Effect". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. ISSN 0012-9682. (1970) 231-250.

WHEALE, Peter Robert; AMIN, Laura Heredia – Bursting the dot.com "Bubble": A case study in investor behaviour. *Technology Analysis & Strategic Management*. ISSN 0953-7325. 15:1 (2003) 117-136 .

YUAN, Kathy; ZHENG, Lu; ZHU, Qiaoqiao – Are investors moonstruck? Lunar phases and stock returns. *Journal of Empirical Finance*. ISSN 0927-5398. 13:1 (2006) 1-23.