

EFICIÊNCIA DOS MERCADOS ACCIONISTAS EUROPEUS:
EFEITO DIA-DA-SEMANA

Ana Alexandra Afonso Martins

Dissertação de Mestrado
em Finanças

Orientador:

Professor Doutor Luís Oliveira, ISCTE Business School, Departamento de Finanças

Abril 2012

Resumo

Este trabalho pretende testar a hipótese da eficiência de mercado na forma fraca, isto é, a suposição de que os preços das acções reflectem sempre toda a informação pública disponível, através da verificação da presença ou não do efeito dia-da-semana.

Testa-se o processo de geração de rendibilidades de acções segundo as hipóteses *Trading Time* (assume que a rendibilidade esperada é igual para cada dia da semana) e *Calendar Time* (assume que a rendibilidade esperada à segunda-feira é o triplo da rendibilidade esperada nos outros dias da semana).

A análise baseia-se na evolução diária dos principais índices accionistas europeus e internacionais, entre 1988 e 2011, durante o período integral e nos seguintes subperíodos: antes da introdução do Euro (1988-1998), após a introdução do Euro (1999-2011), no período anterior à crise da dívida soberana dos países europeus (2000-Julho/2007) e desde o início desta (Agosto/2007-2011).

Os resultados da hipótese *Trading Time* sugerem a existência de um efeito segunda-feira nos índices da Grécia, da Itália, do Japão e de Hong Kong, que rejeitam a hipótese da eficiência de mercado a um nível de significância de 5% e de 10%.

A hipótese *Calendar Time* é rejeitada pelos índices da Grécia e de Hong Kong, a um nível de significância de pelo menos 5%, concluindo-se que a rendibilidade esperada à segunda-feira não será o triplo da dos outros dias da semana.

Por último, constatamos que, segundo ambas as hipóteses *Trading Time* e *Calendar Time*, vários índices em alguns subperíodos analisados rejeitam a hipótese da eficiência de mercado, concluindo-se pela ineficiência destes mercados accionistas.

Palavras-chave: Testes de hipóteses, *Day of the week effect*, Anomalias, Eficiência dos mercados

Classificação JEL: C12, G11, G12, G14

Abstract

This work aims to test the market efficiency hypothesis in weak form, i.e. the assumption that stock prices always reflect all public available information, by verifying the presence or absence of the day-of-the-week effect.

Test the shares generating returns process according to the assumptions Trading Time (assumes that the expected return is equal for each day of the week) and Calendar Time (assumes that the expected return on Monday is three times the other weekdays expected return).

The analysis is based on the daily evolution of the main european and international stock indexes, between 1988 and 2011, during the whole period and the following sub-periods: before the introduction of the Euro (1988-1998), after the introduction of the Euro (1999 to 2011), in the period before the sovereign debt crisis of european countries (2000-July/2007) and since its beginning (August/2007-2011).

The Trading Time hypothesis results suggest the existence of a Monday effect in the indexes of Greece, Italy, Japan and Hong Kong, which reject the efficiency market hypothesis at a significance level of 5% and 10%.

Calendar Time hypothesis is rejected by the indexes of Greece and Hong Kong, a significance level of at least 5%, concluding that the expected return on Monday will not be the triple of the other weekday's returns.

Final, we note that, according to both hypotheses Trading Time and Calendar Time, several indexes in some analyzed sub periods reject the efficiency market hypothesis, so we can conclude for the inefficiency of these equity markets.

Key words: *Hypothesis testing, Day of the week effect, Anomalies, Market Efficiency*

JEL Classification: *C12, G11, G12, G14*

Agradecimentos

Eu gostaria de agradecer ao meu orientador, Professor Doutor Luís Oliveira, pela ajuda e apoio fundamental que me transmitiu durante a execução deste projecto de dissertação de Mestrado, sem o qual este trabalho não seria possível.

Quero ainda agradecer aos meus pais e irmão que, embora ausentes na execução deste trabalho, me incentivaram e motivaram, sobretudo em momentos cruciais, para que o conseguisse terminar dentro do prazo inicialmente previsto.

Índice

1. Sumário Executivo	1
2. A Teoria da Eficiência dos Mercados Financeiros	3
2.1. Testes à Eficiência dos Mercados Financeiros	5
2.1.1. Testes à eficiência na forma fraca	5
2.1.2. Testes à eficiência na forma semi-forte	6
2.1.3. Testes à eficiência na forma forte	8
3. O Efeito Dia-da-Semana.....	11
3.1. Descrição e caracterização do Efeito Dia-da-Semana.....	11
3.2. Revisão bibliográfica dos principais estudos desenvolvidos sobre sazonalidade diária nos mercados bolsistas.....	12
4. Metodologia	23
4.1. Recolha de dados e cálculo de estatísticas descritivas das séries de rendibilidades.....	23
4.2. Método de cálculo das rendibilidades diárias.....	28
4.3. Ferramenta estatística utilizada nos testes de hipóteses	29
5. Resultados empíricos dos testes ao Efeito Dia-da-Semana.....	30
5.1. Modelos usados para testar o comportamento das rendibilidades.....	30
5.2. A hipótese do <i>Trading Time</i>	33
5.3. A hipótese do <i>Calendar Time</i>	37
6. Conclusões	40
7. Bibliografia.....	43
8. Anexos	46

Tabelas

Tabela 1: Medidas de Estatística Descritivas das Séries Completas.....	25
Tabela 2: Medidas de Estatística Descritivas das Séries Ajustadas (1988 a 2011).....	31
Tabela 3: Hipótese <i>Trading Time</i> (1988 a 2011)	34
Tabela 4: Hipótese <i>Calendar Time</i> (1988 a 2011)	38

Anexos

Anexo 1: Medidas de Estatística Descritivas das Séries Ajustadas por Dia da Semana (1988 a 2011).....	46
Anexo 2: Hipótese <i>Trading Time</i> (Subperíodos: 1988-1998, 1999-2011, 2000-07/2007 e 08/2007-2011)	48
Anexo 3: Hipótese <i>Calendar Time</i> (Subperíodos 1988-1998, 1999-2011, 2000-07/2007 e 08/2007-2011)	50

1. Sumário Executivo

O processo de geração e o comportamento das rendibilidades nos mercados financeiros eficientes, depois de ajustado ao risco, não deverá sugerir qualquer tipo de anomalia, manifestada quer por efeitos sazonais (anomalias nas rendibilidades diárias, semanais, mensais, etc), quer por qualquer outro critério (anomalias decorrentes da dimensão das empresas, da *performance* económica, etc.).

Sendo o objectivo deste trabalho o de verificar a existência de um padrão sazonal nas rendibilidades diárias, isto é, verificar a existência do efeito dia-da-semana, em média, os mercados financeiros que sejam eficientes não deverão apresentar diferenças estatisticamente significativas entre as rendibilidades observadas nos diferentes dias da semana. Por outras palavras, no comportamento das taxas de rendibilidade não se devem poder identificar anomalias que traduzam ineficiências no que respeita à informação contida nos preços de mercado dos activos. Portanto, a rendibilidade esperada num determinado investimento deve ser independente do dia da semana em que for calculada.

A anomalia nas taxas de rendibilidade médias implícitas nos preços de mercado das acções, resultante do efeito dia-da-semana, é descrita como uma regularidade empírica que estabelece que as taxas de rendibilidade das acções são dependentes do dia da semana em que ocorrem. Com efeito, a anomalia associada ao dia-da-semana caracteriza-se, essencialmente, pela obtenção, em média, de taxas de rendibilidade às segundas-feiras (calculadas entre a cotação de fecho da sexta-feira anterior e a cotação de fecho da própria segunda-feira) negativas e significativamente diferentes das obtidas nos outros dias da semana.

Vários estudos sobre o efeito dia-da-semana no mercado accionista norte-americano e noutros mercados internacionais não concluem pela hipótese da eficiência dos mercados, decorrente da rejeição da hipótese nula da igualdade entre a média das taxas de rendibilidade para todos os dias da semana. São exemplos disto os estudos desenvolvidos por Kamara (1997) que ao analisar o índice *Standard & Poor's 500* (S&P 500) conclui pelo não desaparecimento do efeito segunda-feira, pese embora a diminuição substancial da magnitude do mesmo sobretudo a partir de Abril de 1982, por Chen e Singal (2003) que mostram a contribuição das vendas a descoberto para a permanência do efeito fim-de-semana nos índices *New York Stock Exchange* (NYSE) e *Nasdaq*, e por French (1980) que rejeita a hipótese da eficiência no seu

estudo ao índice S&P 500 durante o período total (1953-1977) e em 4 dos 5 subperíodos analisados, para ambas as hipóteses *Calendar Time* e *Trading Time*.

Como tal, um investidor individual interessado poderá ver o seu lucro aumentado, mesmo descontando os custos de transacção inerentes às operações, se optar por ajustar o momento das suas transacções com base nas rendibilidades históricas, vendendo títulos accionistas à quinta-feira ou à sexta-feira e recomprando-os na segunda-feira imediatamente a seguir.

Este trabalho pretende apresentar evidências da existência, ou não, do efeito dia-da-semana nos principais mercados accionistas europeus e internacionais. A análise baseia-se na evolução diária dos principais índices accionistas europeus, entre 1988 e 2011, sendo o efeito dia-da-semana avaliado no período integral e nos seguintes subperíodos: antes da introdução da moeda única na zona euro (1988-1998), após a introdução do Euro (1999-2011), durante a utilização da moeda Euro, mas antes da actual crise da dívida soberana dos países europeus (2000-Jul/2007) e desde o início desta (Agosto/2007-2011).

Assim, este trabalho está organizado da seguinte forma: o capítulo 2 destina-se ao enquadramento da teoria da eficiência dos mercados financeiros; no terceiro capítulo descrevemos e caracterizamos o efeito dia-da-semana, através da revisão bibliográfica dos estudos empíricos mais importantes efectuados até hoje sobre o tema em análise; segue-se a apresentação da metodologia que serviu de base à recolha e ao tratamento da informação utilizada nos testes estatísticos desenvolvidos, no capítulo 4; no capítulo 5 apresentamos os resultados empíricos obtidos para os 14 índices accionistas analisados segundo as hipóteses *Trading Time* e *Calendar Time*, com base na evolução das séries de rendibilidades históricas construídas a partir das cotações de fecho diárias dos índices, entre 1988 e 2011; e no último capítulo são apresentadas as conclusões deste trabalho.

2. A Teoria da Eficiência dos Mercados Financeiros

Quando pensamos em testar a hipótese da existência de mercados eficientes, pensamos no autor que, desde os anos 70, tem procurado demonstrar a veracidade desta hipótese, Eugene Fama. Este autor define mercado eficiente como aquele em que “*prices always “fully reflect” available information*” (Fama, 1970, p. 383).

Mas, o que significa a expressão “*fully reflect*”? Segundo Grossman and Stiglitz (1980), para que os preços reflectam sempre a totalidade da informação disponível no mercado, é necessário que “a informação e os custos de transacção (custos inerentes à obtenção de preços que reflectam a informação) sejam sempre nulos”. Segundo Jensen (1978), “os preços reflectem a informação disponível no mercado até ao ponto em que os benefícios marginais do desempenho da informação não excedem os respectivos custos marginais”.

Fama (1970) enumera, ainda, as seguintes condições suficientes para a existência de mercados eficientes:

- (i) a inexistência de custos de transacção;
- (ii) o acesso gratuito por todos os investidores à totalidade da informação disponível no mercado; e
- (iii) a existência de consenso, entre todos os investidores, sobre os efeitos da informação disponível nos preços actuais e futuros dos títulos.

No entanto, estaremos todos de acordo que um mercado sem divergências, com as características acima enumeradas, não corresponde na prática a um mercado financeiro tal como o conhecemos, razão pela qual o autor adverte para o seguinte: “*Fortunately, these conditions are sufficient for market efficiency, but not necessary*” (Fama, 1970, p. 387). Ora vejamos:

- (i) o acesso por parte dos investidores à informação disponível não garante, por si só, que os preços a que serão transaccionados os títulos irão “reflectir na totalidade” as informações disponíveis;
- (ii) o mercado pode ser eficiente mesmo quando somente um “número suficiente” de investidores tem acesso imediato à informação disponível; e
- (iii) a existência de divergências entre os investidores sobre os efeitos das informações disponíveis não causam, por si só, ineficiências de mercado; para tal é necessário que

pelo menos um investidor concretize melhores avaliações com base naquelas informações do que as avaliações subjacentes aos preços de mercado.

Tratam-se, portanto, de condições passíveis de fomentar a existência de ineficiências de mercado e cuja existência pode ser verificada facilmente num mercado financeiro real.

Assim, para podermos testar a eficiência do mercado, teremos que avaliar o efeito que estas condições exercem na formação dos preços de mercado. Por outras palavras, teremos que avaliar até que ponto estas ineficiências do mercado real põem em causa as formulações que enunciamos para a eficiência do mercado.

Importa relembrar que a formação de um preço de equilíbrio resulta da interacção dos agentes económicos a operar no mercado ideal, razão pela qual a eficiência do mercado por si só não é testável. Desta forma, para avaliarmos a formação deste preço de equilíbrio, somos confrontados com a necessidade de avaliar a adequação do modelo que o determina.

Como resultado desta avaliação conjunta, será possível identificar quais as anomalias que resultam efectivamente da existência de ineficiências do mercado e quais as que decorrem dos problemas inerentes à definição do respectivo modelo de equilíbrio de mercado.

Para se proceder à análise da formação e comportamento dos preços, Fama (1970) sugere que façamos testes à eficiência do mercado tendo por base três níveis qualitativos de divulgação da informação pelos agentes económicos, de forma a identificar o nível de informação em que a hipótese da eficiência do mercado falha:

- Eficiência na forma fraca;
- Eficiência na forma semi-forte;
- Eficiência na forma forte.

Os estudos iniciais começaram por se preocupar com os chamados testes à eficiência na forma fraca. Trata-se da realização de testes à previsibilidade das rendibilidades, isto é, de testes que permitem inferir de que forma a análise das rendibilidades do passado consegue prever as rendibilidades futuras. Um mercado eficiente na forma fraca implica que as rendibilidades sejam imprevisíveis de rendibilidades ou outras variáveis passadas, sendo a melhor previsão de rendibilidades futuras a média histórica das rendibilidades passadas.

Mais tarde, a atenção voltou-se para os testes à eficiência na forma semi-forte, nos quais a preocupação passou a ser a velocidade de ajustamento dos preços a informações publicamente

disponíveis (por exemplo, anúncios de *stock splits*, relatórios anuais, entre outros). Estes testes visam, assim, analisar a rapidez com que a informação disponibilizada é reflectida nos preços dos títulos, sendo que num mercado eficiente na forma semi-forte, o ajustamento dos preços à informação que é publicitada deverá concluir-se no próprio dia do anúncio.

Por último, surgiram os testes à eficiência na forma forte cujo objectivo é identificar se algum(alguns) investidor(es) possui(possuem) acesso monopolista a qualquer informação relevante para a formação de preços que não se encontra totalmente reflectida nos preços de mercado. A este nível testa-se a hipótese da existência de informação privada. Na presença de um mercado eficiente na forma forte, nenhum investidor poderá obter ganhos superiores à média do mercado com base em informação privada.

Antes de avançarmos, importa ressaltar que a análise da formação e comportamento dos preços através da avaliação do respectivo modelo de equilíbrio de mercado, torna impossível a clara identificação quanto ao seu grau de eficiência. No entanto, trata-se de uma metodologia com excelentes resultados no âmbito do estudo empírico da ciência económica e assim parece continuar no futuro.

2.1. Testes à Eficiência dos Mercados Financeiros

2.1.1. Testes à eficiência na forma fraca

Os testes à eficiência dos mercados na forma fraca visam saber qual a capacidade de previsão das rendibilidades futuras a partir das rendibilidades passadas.

Desta forma, os testes iniciais, concentrados essencialmente em horizontes temporais mais curtos (previsibilidade diária, semanal e mensal das rendibilidades), incidiram sobre a previsibilidade das rendibilidades futuras com base na análise das rendibilidades registadas no passado. Estes testes confirmaram a existência, para as rendibilidades diárias de autocorrelação de primeira ordem positiva (ainda que pequena) e de autocorrelação de ordem superior negativa (ainda que igualmente pequena) no caso das acções individuais. Adicionalmente, estes testes identificaram, como estratégia para obter ganhos superiores, a criação de uma carteira diversificada e constituída essencialmente por acções de empresas de menor dimensão, visto as autocorrelações apresentadas nestes casos serem positivas e superiores às registadas por acções individuais.

Porém, a parte da variação das rendibilidades explicada pela variação nas taxas de rendibilidade esperadas é pouco expressiva, assumindo valores próximos de zero e consequentemente economicamente insignificantes e incapazes de abalar o pressuposto da eficiência do mercado na forma fraca.

Por outro lado, os testes mais recentes concentraram-se na previsão das rendibilidades para horizontes mais longos e alguns incidiram sobre o poder de previsão de outras variáveis, como sendo as *dividend yields*, os *earnings/price ratios* (E/P) e os *term spreads*.

Os resultados dos testes à previsibilidade das taxas de rendibilidades em horizontes mais longos sugerem a existência de autocorrelação negativa forte em períodos de 2 a 10 anos, justificada pelo facto de as oscilações temporárias dos preços das acções, em horizontes longos, terem tendência a ser revertidas e pelo facto de a variância das taxas de rendibilidade crescer, à partida, proporcionalmente menos que o horizonte da própria rendibilidade. Contudo, e uma vez que estes estudos se baseiam num reduzido número de observações, os mesmos fornecem fraca evidência estatística contra a hipótese de que as rendibilidades não têm autocorrelação e as variações dos preços são aleatórias.

Os resultados dos testes à previsibilidade das rendibilidades a partir de outras variáveis mostram que as rendibilidades em horizontes de curto e longo prazo são previsíveis a partir de variáveis como *dividend yields*, rácios E/P e D/P, *default spreads* e *term spreads* (diferença entre taxas de juro de longo prazo e taxas de juro de curto prazo) e que a autocorrelação se torna numa fracção maior da variância explicada das rendibilidades quando horizontes mais longos são analisados.

Por último, importa referir que é no âmbito dos testes à eficiência na forma fraca dos mercados que têm surgido estudos relacionados com anomalias nas taxas de rendibilidades, associadas à existência de um eventual padrão sazonal, designados nomeadamente de testes ao efeito mês, ao efeito quinzena, ao efeito mudança de mês, ao efeito mudança de ano, ao efeito dia-da-semana, entre outros.

2.1.2. Testes à eficiência na forma semi-forte

Os testes na forma semi-forte aos modelos de mercados eficientes preocupam-se com o facto de se os preços actuais "reflectem plenamente", todas as informações publicamente disponíveis, sendo que cada teste se preocupa com o ajustamento dos preços de títulos a um

determinado tipo de evento que possa produzir informação (por exemplo, *stock splits*, anúncios de relatórios financeiros das empresas, novas emissões de acções, etc.), razão pela qual Eugene Fama, na sua revisão sobre o tema "*Efficient Capital Markets: II*" (1991), apelida estes testes de *Event Studies*. A ideia é examinar as rendibilidades dos títulos em torno de datas de eventos para ver se existe qualquer comportamento "invulgar" e, em caso afirmativo, em que medida ele pode ser explicado por relações entre os eventos e outras variáveis mais fundamentais.

De notar que, quando o anúncio de um evento pode ser datado com precisão, a obtenção de dados diários permite medir de forma precisa a velocidade da resposta do preço das acções, podendo atenuar ou eliminar o problema da hipótese conjunta, de que a eficiência do mercado deve ser testada em conjunto com um modelo de preços de activos.

Comecemos por analisar o evento original estudado por Fama *et al* (1969): *stock splits*. Sendo o único resultado aparente de um desdobramento de acções a multiplicação do número de acções por accionistas, sem aumentar os direitos sobre os activos reais, este evento, em si mesmo, não constitui necessariamente uma fonte de informação nova. Os autores alegam que o mercado interpreta o anúncio de um desdobramento de acções como um sinal positivo, como um sinal de que os ganhos futuros, da empresa que anuncia o *stock split*, serão suficientes para manter o pagamento de dividendos num nível elevado, e que, por isso, os aumentos de preços, registados nos meses imediatamente anteriores ao evento, se poderão dever a uma alteração nas expectativas dos investidores sobre o potencial de ganhos futuros da empresa e não a quaisquer efeitos intrínsecos do desdobramento em si.

Estes autores concluem assim que as informações inerentes a um *stock split*, encontram-se reflectidas no preço do desdobramento de acções no momento em que este ocorre, efectuando o mercado previsões não enviesadas. O mercado de acções é, portanto, eficiente, pelo menos no que diz respeito à sua capacidade para se ajustar à informação implícita num desdobramento.

Analisemos agora o estudo desenvolvido por Scholes (1972) sobre ofertas secundárias de acções ordinárias e sobre novas emissões de acções. No que se refere ao primeiro evento, o autor conclui que as variações no preço das acções resultam, em grande parte, da ligação do vendedor à empresa, sugerindo a existência de informação privilegiada. Isto acontece, na medida em que, no momento da emissão secundária, a identidade do vendedor não costuma ser conhecida, pois a empresa beneficia de um prazo de até seis dias após a venda, para

comunicar à *Securities and Exchange Commission* (SEC) as transacções que efectua, altura, em média, suficiente para o ajustamento do mercado às informações da emissão secundária. Relativamente a novas emissões de acções, Scholes conclui que qualquer informação incluída na nova emissão encontra-se, em média, totalmente reflectida no preço do mês da oferta.

São ainda estudados, no âmbito destes testes, os eventos relacionados com a resposta dos preços das acções aos anúncios de alterações na política de dividendos, de fusões e ofertas públicas de aquisição, de alterações na estrutura de capital, de decisões de investimento, de decisões de financiamento, e de mudanças no controlo das empresas, entre outros. Foi possível identificar, como característica, na análise dos eventos supra referidos que, em média, os preços das acções parecem ajustar-se rapidamente à informação divulgada, pelo que, à partida se conclui pelo ajustamento dos preços a informações novas e específicas das empresas de uma forma eficiente.

Em suma, no geral, as evidências sobre o efeito de vários tipos de anúncios públicos nas rendibilidades das acções são todas consistentes com o modelo de mercados eficientes na forma semi-forte, concluindo-se assim pela eficiência do mercado. A única excepção verifica-se no caso do anúncio de ofertas secundárias de acções ordinárias, em que alguma evidência contra o modelo de mercados eficientes na forma forte se manifesta através da informação privilegiada a que os *corporate insiders* da empresa, por vezes, possam ter acesso.

2.1.3. Testes à eficiência na forma forte

Quando falamos em testes na forma forte, estamos preocupados com o eventual acesso privado, por investidores individuais ou grupos de investidores, a qualquer informação relevante para a formação dos preços, por outras palavras, preocupamo-nos com o facto de saber se toda a informação disponível está totalmente reflectida nos preços, impossibilitando qualquer indivíduo de obter ganhos esperados superiores a quaisquer outros investidores pelo facto de serem os únicos investidores a ter acesso a algumas informações.

Até ao momento, foram efectivamente observados dois desvios à eficiência do mercado. O primeiro desvio foi apontado por Niederhoffer e Osborne (1966), no qual os autores concluíram que os especialistas no mercado de acções do NYSE, faziam uso do acesso a informações privilegiadas sobre ordens de limite não executadas para obterem lucros acima do mercado. O segundo desvio, resulta do estudo desenvolvido por Scholes, cujas evidências

demonstram o acesso privado a informações das empresas pelos *corporate insiders*, já referido no ponto anterior.

Acresce ainda, os estudos levados a cabo por Jensen (1968 e 1969) em que o autor utiliza o modelo de equilíbrio de rendibilidades esperadas de *Sharpe-Lintner* para avaliar o desempenho de 155 fundos de investimento, entre 1955 e 1964. Este autor analisou a capacidade dos fundos em gerar rendibilidades mais elevadas face ao mercado (com base em informação privilegiada), a três níveis: (i) se os fundos apresentam um desempenho suficientemente positivo para compensar os investidores da totalidade dos custos? (ii) se ignorando os custos de transacção, os gestores de fundos conseguem obter rendibilidades superiores às do mercado? e (iii) se ignorando todas as despesas, os gestores de fundos, em geral, mostram qualquer capacidade para escolher títulos que superem o mercado? Para todos os níveis abordados, Jensen obteve os mesmos resultados: a média dos desvios das rendibilidades dos fundos a dez anos, face às rendibilidades geradas pela carteira de mercado, é negativa, ou seja, em média, a riqueza do investidor após dez anos a gerir os fundos mútuos é inferior à média que obteria se tivesse optado por investir em carteiras correspondentes à carteira do mercado, concluindo, assim, que os gestores de fundos mútuos não têm acesso a informação privada.

Porém, estudos mais recentes mostram exactamente o contrário. Ippolito (1989) examinou 143 fundos para os 20 anos do período pós-Jensen (1965-1984) e concluiu que as rendibilidades dos fundos, antes dos custos de transacção, mas depois de outras despesas, são, em média, superiores às rendibilidades do mercado, evidência de que os gestores de fundos mútuos informados são compensados pelos seus custos de informações. Henriksson (1984) no estudo a 116 fundos de investimento entre Fevereiro de 1968 e Junho de 1980, e Chang e Lewellen (1984) no estudo ao período entre 1971-1979, chegaram a resultados semelhantes.

Foi ainda estudado o efeito do anúncio de alterações ao *ranking* dos títulos, tendo-se concluído que os analistas possuem informação privilegiada e não conhecida pelo mercado, visto este tipo de anúncio originar ajustamentos estatisticamente significativos e permanentes nos preços dos títulos.

Em suma, podemos afirmar que o mercado, por vezes, parece não ser totalmente eficiente, sendo tal ineficiência consistente com o comportamento racional de todos os investidores, na medida em que estes, ao serem investidores informados, são compensados pelos custos em que incorrem para poderem garantir que os preços são ajustados à informação.

Não podemos passar ao ponto seguinte, sem antes relembrar que a disparidade de resultados obtidos pelos diversos autores que se preocupam com o estudo da temática da Eficiência dos Mercados depende em larga medida da metodologia utilizada.

3. O Efeito Dia-da-Semana

3.1. Descrição e caracterização do Efeito Dia-da-Semana

Sendo o objectivo deste trabalho documentar resultados sobre o efeito dia-da-semana, começemos primeiro por descrever e caracterizar este efeito.

Podemos descrever o efeito dia-da-semana como uma regularidade empírica que estabelece que as taxas de rendibilidade das acções são dependentes do dia da semana em que ocorrem.

O efeito dia-da-semana caracteriza-se, essencialmente, pela obtenção, em média, de taxas de rendibilidade às segundas-feiras (calculadas entre a cotação de fecho da sexta-feira anterior e a cotação de fecho da própria segunda-feira) negativas ou significativamente diferentes das obtidas nos outros dias da semana.

Esta anomalia é muitas vezes designada também de “efeito segunda-feira” e considerada a manifestação mais evidente da existência de sazonalidade diária.

Antes de continuarmos, recordemos como Fama (1970) define a eficiência fraca dos mercados. Para este autor, um mercado eficiente na forma fraca corresponde a um mercado no qual as rendibilidades futuras são imprevisíveis de rendibilidades ou de outras variáveis passadas, sendo a melhor previsão das rendibilidades futuras a média histórica das rendibilidades passadas. Quer isto dizer que, segundo o autor, num mercado eficiente na forma fraca os investidores não podem obter lucros superiores aos do mercado, com base em estratégias de negociação baseadas no estudo dos preços passados.

Tal como Fama, muitos outros autores defensores da eficiência dos mercados, assumem a suposição da distribuição tradicional sobre as rendibilidades de um activo financeiro que estabelece que as rendibilidades esperadas das acções são idênticas para todos os dias da semana.

Contrariamente a esta hipótese, muitos outros autores têm descoberto nos seus estudos, evidências que demonstram que as rendibilidades esperadas em acções e bilhetes do tesouro não são constantes em todos os dias da semana, rejeitando, desta forma, a hipótese nula da distribuição tradicional. Tanto Cross (1973), French (1980), Gibbons e Hess (1981), Lakonishok e Levi (1982), Keim e Stambaugh (1984), Rogalski (1984), Harris (1986) como

Lakonishok e Smidt (1988) ao testarem o efeito dia-da-semana / fim-de-semana no mercado accionista americano, rejeitaram a hipótese da igualdade entre a média das taxas de rendibilidade para todos os dias da semana.

Fama (1965) testou a hipótese do efeito fim-de-semana através dos modelos *Trading Time* e *Calendar Time*, comparando a variância das rendibilidades das acções à segunda-feira com a variância das rendibilidades das acções registada nos outros quatro dias da semana. De acordo com o modelo *Calendar Time*, o processo de geração das taxas de rendibilidade opera continuamente, pelo que será de esperar que a variância do fim-de-semana seja três vezes superior à registada nos restantes dias da semana, para compensar os dois dias de não negociação, durante os quais o mercado bolsista se encontra encerrado. Através do seu estudo, Fama (1965) conclui que a variância das rendibilidades à segunda-feira é cerca de 20% superior à de um dia de semana de negociação, evidência comprovativa de que o fim-de-semana absorve maior quantidade de informação que os restantes dias. No entanto, falhou na tentativa de provar que a variância era três vezes superior.

Assim, a verificação de persistentes padrões sazonais nas taxas de rendibilidade das acções, nomeadamente a verificação de uma taxa de rendibilidade persistentemente negativa à segunda-feira (o chamado efeito dia-da-semana), parece ser uma forte evidência da ineficiência de mercado, pelo menos na sua forma fraca.

3.2. Revisão bibliográfica dos principais estudos desenvolvidos sobre sazonalidade diária nos mercados bolsistas

Neste ponto iremos descrever resumidamente os estudos desenvolvidos e respectivas conclusões alcançadas por diversos autores sobre a temática dos efeitos dia-da-semana e fim-de-semana nos mercados accionistas Americano e Europeu.

Cross (1973) utiliza, como ferramenta para testar a existência do efeito dia-da-semana, os chamados testes *standard* não-paramétricos, nomeadamente o *Mann-Whitney U Test*. Este teste analisa a diferença entre a distribuição das variações de preços nas sextas-feiras e a distribuição das variações de preços nas segundas-feiras. O estudo teve por base 844 conjuntos de cotações de fecho de sextas-feiras e segundas-feiras seguintes entre 2 de Janeiro de 1953 e 21 de Dezembro de 1970, do *Standard & Poor's Composite Stock Index*.

O autor, na análise da relação existente entre as alterações de preços nas segundas-feiras e nas sextas-feiras, mostra que as distribuições das variações logarítmicas de preços de segundas-feiras precedidas por aumentos ou por descidas dos preços de sextas-feiras são significativamente diferentes das distribuições das variações de preços nos outros dias da semana precedidas de aumentos ou na sequência de quedas, respectivamente.

French (1980) analisou o efeito fim-de-semana com base em dois modelos alternativos do processo de geração de rendibilidades de acções: o modelo do *Calendar Time*, segundo o qual o processo de geração de rendibilidades opera continuamente sendo a taxa de rendibilidade esperada à segunda-feira três vezes a taxa de rendibilidade nos outros dias da semana, e o modelo do *Trading Time*, segundo o qual as rendibilidades são geradas apenas durante a negociação activa, sendo a taxa de rendibilidade esperada igual para cada dia da semana.

Para tal, o autor utilizou os preços de fecho do índice *Standard and Poor's 500* (S&P 500), entre 1953 e 1977, e ignorando os feriados, efectuou a análise para os seguintes períodos: 1953-1977, 1953-1957, 1958-1962, 1963-1967, 1968-1972 e 1973-1977. Os resultados obtidos por French, rejeitaram ambos os modelos pois, pese embora as rendibilidades médias para as terças-feiras, quartas-feiras, quintas-feiras e sextas-feiras sejam positivas, a média para a segunda-feira foi significativamente menor e negativa. A única excepção são os cinco anos analisados entre 1973 e 1977, durante os quais, os resultados obtidos indicam que as hipóteses *Calendar Time* e *Trading Time* não são rejeitadas.

O autor sugere como explicação para este efeito o facto de a informação divulgada ao fim-de-semana ser tendencialmente desfavorável, pois assim as empresas beneficiarão de mais tempo para que os investidores interessados assimilem as informações negativas, evitando qualquer tipo de pânico que pudesse conduzir a uma descida do preço das acções.

Apesar da persistência de taxas de rendibilidade negativas à segunda-feira poder demonstrar a ineficiência do mercado, a adopção de uma estratégia de negociação activa baseada na existência dessa anomalia não seria rentável devido aos custos de transacção associados.

Gibbons e Hess (1981) examinaram o efeito dia-da-semana sobre as rendibilidades das acções que compõem os índices S&P 500 e os índices *Center for Research in Security Prices* (CRSP) *equally weighted* e *CRSP value weighted*, durante o período compreendido entre 2 de Julho de 1962 e 28 de Dezembro de 1978.

Estes autores concluíram que a média das rendibilidades para a segunda-feira é invulgarmente baixa ou mesmo negativa, apesar das variâncias não apresentarem um efeito de segunda-feira significativo. Verificaram ainda que, com excepção para o período de 29 de Novembro de 1974 a 28 Dezembro de 1978, a hipótese de igualdade é rejeitada para cada índice em todos os restantes períodos da amostra.

Adicionalmente, Gibbons e Hess (1981) também analisaram o mercado de *treasury bills*, tendo descoberto que este tipo de activos auferia uma rendibilidade inferior à rendibilidade média gerada à segunda-feira.

Lakonishok e Levi (1982) analisaram o efeito dia-da-semana tendo por base o período de liquidação das acções. Os autores consideram que as rendibilidades elevadas à sexta-feira e negativas à segunda-feira resultam dos juros corridos durante o período de liquidação, que até 1968 era de 4 dias úteis e a partir desta data passou a ser de 5 dias úteis. O estudo incidiu sobre os preços de fecho dos índices *CRSP equally weighted* e *CRSP value weighted* analisados entre Julho de 1962 e Dezembro de 1979 e para os seguintes quatro subperíodos: 1962-1979; 1962-1967; 1968-1973; 1974-1979.

Devido ao efeito do período de liquidação, os compradores e os vendedores de acções devem estar dispostos a pagar um preço mais elevado e a exigir um preço mais elevado, respectivamente, por acções negociadas numa sexta-feira do que por acções negociadas noutro dia da semana dado os dois dias de juros corridos prévios à liquidação das acções.

Assim, os preços de fecho foram ajustados pelo valor dos juros corridos durante o período de tempo entre a data de negociação e a data de liquidação das acções. Os resultados obtidos revelam que, apesar de se verificar uma redução das rendibilidades geradas à sexta-feira e um aumento das rendibilidades geradas à segunda-feira, as correcções efectuadas não foram suficientes para eliminar o efeito dia-da-semana. Adicionalmente, foram observadas rendibilidades anormalmente elevadas às quartas-feiras, durante todo o período e subperíodos em análise, evidência de que as rendibilidades das acções variam consoante o dia da semana.

Prince (1982) examinou as taxas de rendibilidades diárias do índice *Dow Jones 65* entre Janeiro de 1960 e Dezembro de 1964, calculadas com base nas cotações horárias e nas cotações de fecho do índice. O autor descobriu na sua análise que o efeito das taxas de rendibilidade negativas à segunda-feira é mais significativo nas rendibilidades calculadas com base em cotações de fecho, do que com base em cotações horárias. Contudo, e embora Prince

(1982) tenha concluído que o efeito segunda-feira pode ser explicado por preços de fecho sistematicamente elevados à sexta-feira, o autor fica um pouco aquém na explicação da razão pela qual as taxas de rendibilidade calculadas entre as cotações de abertura de sexta-feira e de abertura de segunda-feira são normais e na explicação do motivo pelo qual as taxas de rendibilidade calculadas entre as cotações de abertura de segunda-feira e de abertura de terça-feira são negativas, sendo este último resultado evidência de que as rendibilidades negativas à segunda-feira decorrem da rendibilidade gerada durante o dia de negociação da própria segunda-feira.

Keim e Stambaugh (1984) realizaram uma investigação mais alargada do efeito fim-de-semana, na medida em que utilizaram os preços de fecho dos índices *Standard & Poor's Composite*, para o período compreendido entre 1928 e 1982, e *Dow Jones Industrial*, para o período compreendido entre 1962 e 1982, e dos activos frequentemente transaccionados no mercado fora de bolsa (*over-the-counter stocks*) entre 1978 e 1982.

Excluindo o eventual impacto dos feriados na análise, os resultados confirmaram as conclusões divulgadas anteriormente por outros autores, através das taxas médias de rendibilidade consistentemente negativas à segunda-feira durante todo o período em análise e para ambos os índices e tipos de activos financeiros.

De referir que, entre o ano de 1928 e o ano de 1952, a *New York Stock Exchange* (NYSE) esteve aberta para sessão aos sábados, pelo que para este período foram calculadas as médias das taxas de rendibilidade para segunda-feira com base nas cotações de fecho da sessão de sábado e da sessão de segunda-feira. Também durante este período se verifica o efeito fim-de-semana, evidenciado por rendibilidades persistentemente negativas à segunda-feira.

Keim e Stambaugh (1984) analisaram ainda o impacto da dimensão das empresas nas taxas de rendibilidade diárias das acções, tendo concluído que o efeito dia-da-semana está presente nas acções das empresas de todas as dimensões e que o efeito pode ser mais pronunciado no caso das pequenas empresas.

Rogalski (1984) abordou a análise das rendibilidades tendo em conta os períodos de negociação e os períodos de não negociação, na tentativa de entender melhor o efeito segunda-feira. O autor decompôs a rendibilidade de segunda-feira em duas componentes: a rendibilidade gerada entre o fecho de sexta-feira e a abertura de segunda-feira e a rendibilidade gerada entre a abertura de segunda-feira e o fecho de sexta-feira, referindo-se a

esta anomalia como o efeito de não negociação ao fim-de-semana. Foram utilizadas as cotações de fecho e de abertura para o cálculo e análise das taxas de rendibilidade diárias do índice S&P 500 (entre Janeiro de 1979 e Abril de 1984) e das taxas de rendibilidade do *overnight* e *trading day* do índice *Dow Jones Industrial Average* (entre Outubro de 1974 e Abril de 1984).

Ao contrário de Prince (1982), Rogalski (1984) mostrou que as rendibilidades médias negativas geradas à segunda-feira ocorrem durante o período de não-negociação entre o fecho de sexta-feira e a abertura de segunda-feira do mercado bolsista e que a média das taxas de rendibilidade *intraday* (entre a abertura e o fecho) são idênticas para todos os dias da semana, sugerindo a importância do conhecimento dos preços de abertura para a compreensão do efeito dia-da-semana.

O autor descarta assim, a possibilidade como explicação provável para as taxas de rendibilidade negativas à segunda-feira, a hipótese do *Calendar Time*, que defende que a rendibilidade esperada para a segunda-feira é três vezes a rendibilidade esperada para os outros dias da semana¹, concluindo por outro lado, que aquelas ocorriam durante o período em que os mercados se encontravam encerrados ao fim-de-semana.

Por último, o autor apresenta como possível explicação o facto de a informação divulgada durante o fim-de-semana poder ser interpretada principalmente de forma negativa, de tal forma que os preços de abertura de segunda-feira sejam estabelecidos em valores inferiores aos preços de fecho da sexta-feira anterior.

Harris (1986) analisou os padrões semanais e intradiários dos preços de fecho e de abertura das acções da NYSE, durante catorze meses (entre 1 de Dezembro de 1981 e 31 de Janeiro de 1983), com o objectivo de caracterizar de uma forma mais completa o efeito dia-da-semana. O autor estuda as rendibilidades intradiárias medidas em intervalos de 15 minutos em função da dimensão da empresa e mostra que as mesmas diferem consoante o dia da semana.

Os resultados das análises revelaram que as taxas de rendibilidade negativas à segunda-feira resultam para as grandes empresas, do período de não negociação durante o fim de semana, e para as pequenas empresas, da sessão normal de bolsa durante o dia de segunda-feira. Concluiu também que, independentemente da dimensão da empresa, as diferenças significativas nas taxas de rendibilidade *intraday* obtidas durante a semana resultam das

¹De acordo com French (1980).

rendibilidades geradas durante os primeiros 45 minutos, após a abertura dos mercados, sendo que nas manhãs de segunda-feira, os preços descem, ao contrário do que acontece nas manhãs dos outros dias da semana em que os preços sobem.

Tal como French (1980), Harris (1984) relembra que a adopção de estratégias de negociação activas baseadas nos padrões acima mencionados não será rentável devido aos custos de transacção inerentes.

Smirlock e Starks (1986) conduziram a sua análise com base nas taxas de rendibilidade horárias do índice DJIA, entre Janeiro de 1963 e Dezembro de 1983. Para as análises empíricas realizadas, o período total da amostra foi subdividido em três períodos: o primeiro desde 1 de Janeiro 1963 até 9 Fevereiro de 1968, o segundo entre 10 de Fevereiro de 1968 e 30 de Setembro de 1974 e o terceiro desde 1 de Outubro de 1974 a 1983. Para cada um dos subperíodos foram analisadas as taxas de rendibilidade calculadas com base nas cotações de fecho, de abertura e do *intraday*, concluindo-se que, para o período total da amostra, as taxas de rendibilidade à segunda-feira são significativamente negativas. Contudo, os autores descobriram que o efeito fim-de-semana sofreu alterações ao longo do tempo.

No subperíodo inicial (1963-1968), a rendibilidade negativa à segunda-feira resulta da negociação activa da própria segunda-feira, sendo quase o dobro, em valor absoluto, da taxa de rendibilidade registada no dia imediatamente a seguir, reforçando assim as conclusões apontadas por French (1980), Gibbons e Hess (1981), e Keim e Stambaugh (1984). Ainda neste período verifica-se que as taxas de rendibilidade *intraday* à segunda-feira são negativas. O efeito fim-de-semana, durante o subperíodo intermédio (1968-1974), resulta igualmente da negociação activa de segunda-feira, mas caracteriza-se por taxas de rendibilidade *intraday* negativas e significativamente inferiores a zero.

Assim, os resultados obtidos para o período anterior a 1974 contradizem a tese defendida por Rogalski (1984) e Harris (1986) de que o efeito negativo de fim-de-semana é obtido durante o período de *non trading*.

O período mais recente (1974-1983), revelou uma alteração substancial do efeito dia-da-semana, resultante do efeito de não negociação ao fim-de-semana caracterizado por taxas de rendibilidade significativamente negativas entre as cotações de abertura de sexta-feira e de segunda-feira (Rogalski e Harris chegaram a semelhante conclusão). Contudo, é de ressaltar que as taxas de rendibilidade à segunda-feira, apesar de se manterem negativas, não são

significativamente diferentes de zero, conclusão em sintonia com os resultados de Rogalski (1984) para o índice DJIA e com os resultados de French (1980), Lakonishok e Levi (1982), Gibbons e Hess (1981) e Keim e Stambaugh (1984) para outros índices em períodos de amostragem semelhantes.

Lakonishok e Smidt (1988) utilizaram 90 anos de dados diários sobre o *Dow Jones Industrial Average* para testar a existência de persistentes padrões sazonais nas taxas de rendibilidade. O estudo baseia-se nos preços de fecho diários, entre 1897 e 1986, e teve como intuito apresentar a possibilidade das sazonalidades relatadas anteriormente resultarem de erros de amostragem e de *data mining*, salientando-se a importância do uso de amostras de dados diferentes daquelas em que foram originalmente descobertas as sazonalidades.

Os autores concluem que a hipótese nula, de que todos os dias da semana têm a mesma taxa de rendibilidade é rejeitada, num nível de significância de 1%, para todos os 10 períodos analisados (1897-1986; 1897-5/1952; 6/1952-1988; 1897-1910; 1911-1924; 1925-1938; 1939-5/1952; 6/1952-1963; 1964-1975; 1976-1985), sendo o padrão mais notável a taxa de rendibilidade negativa às segundas-feiras para cada um dos 10 períodos.

Wang, Li e Erickson (1997) testaram o efeito de segunda-feira por semana do mês para os seguintes índices: *equally and value-weighted* NYSE-AMEX (entre Julho de 1962 e Dezembro de 1993) e *equally and value-weighted Nasdaq* (entre 1973 e 1993). Os autores mostram que, com base numa análise agregada das rendibilidades de segunda-feira, em ambos os índices e na maioria dos subperíodos analisados a rendibilidade média à segunda-feira é significativamente negativa, e que, com base numa análise das rendibilidades à segunda-feira por semana do mês, a média das rendibilidades naquele dia, na quarta e na quinta semanas do mês, é significativamente superior à registada nas três primeiras semanas, situação que se verifica igualmente para ambos os índices e subperíodos analisados.

Os autores relacionam ainda o efeito dia-da-semana com o efeito mês, tendo concluído que, depois de controlado o efeito segunda-feira e o efeito segunda-feira nas últimas duas segundas-feiras do mês, o efeito mês não existe em quatro dias da semana (entre terça-feira e sexta-feira), e que as diferenças entre as médias das rendibilidades à segunda-feira na primeira e na segunda quinzenas do mês são significativamente diferentes de zero para os dois índices.

Assim, Wang, Li e Erickson (1997) concluem que o efeito segunda-feira é causado sobretudo pelo efeito das segundas-feiras das últimas duas semanas do mês e que o efeito do mês desaparece após controlado o efeito segunda-feira.

Kamara (1997) desenvolveu um estudo sobre a sazonalidade das rendibilidades diárias dos índices *Standard & Poor's 500* e *Small-cap Index* (correspondente ao decile das acções com menor capitalização) entre 1962 e 1993, tendo em conta o papel das instituições e o crescimento dos mercados de derivados de capital.

As conclusões do autor mostram que o efeito segunda-feira (i) não desaparece no caso do *Small-cap Index*, não sendo afectado pela negociação institucional *versus* individual pois os custos de transacção inerentes a estes títulos são maiores e praticamente semelhantes quando comparamos os custos de transacção suportados pelas instituições com os suportados pelos investidores individuais e (ii) diminui substancialmente no caso do índice S&P 500 (sendo praticamente inexistente a partir de Abril 1982, aquando do início da negociação de contratos de futuros do S&P), com a diminuição dos custos de transacção e o aumento do rácio entre negociação institucional e negociação individual. Contudo, quando analisado o *spread* entre as rendibilidades *spot* e futuras do índice S&P 500, Kamara (1997) conclui pela existência de um efeito segunda-feira inverso (na sexta-feira o *spread* é significativamente negativo e inferior ao verificado para os outros dias da semana e na segunda-feira observa-se o inverso), sugerindo que os investidores informados usam o mercado de futuros, beneficiando de menores custos de transacção, para conseguirem obter rendibilidades superiores.

Os resultados sugerem assim, que a institucionalização dos mercados de acções e a negociação de contratos de futuros sobre índices de acções, antecipam o desaparecimento das anomalias de curto prazo nas acções subjacentes.

Chen e Singal (2003) argumentam que as vendas a descoberto afectam os preços dos títulos accionistas, contribuindo para o efeito fim-de-semana. Os autores defendem que a impossibilidade de negociação ao fim-de-semana é susceptível de conduzir os *short sellers* ao fecho das suas posições especulativas à sexta-feira e à abertura de novas posições curtas à segunda-feira. Tal poderá acontecer porque, durante longos períodos de não negociação, este tipo de investidores não poderá monitorizar constantemente as suas posições, como as mesmas assim o exigem.

O estudo baseou-se na análise das rendibilidades diárias e mensais dos índices do NYSE e do *Nasdaq* para os seguintes subperíodos: 1962-1972, 1973-1989 e 1990-1999, e demonstrou a existência de um efeito fim-de-semana positivo em todos os fins-de-semana analisados. Os autores concluíram também que os títulos das empresas com elevados níveis de *short-interest*, com ou sem *IPOS (Initial Public Offerings)* apresentam um efeito fim-de-semana superior aos títulos com reduzidos níveis de *short-interest* e que aquele efeito diminui em acções com opções negociadas. Por último, concluíram que as acções mais voláteis apresentam um efeito fim-de-semana superior, conclusão esta em consonância com a hipótese acima defendida pelos autores.

Foram ainda efectuados testes noutros mercados mundiais, dos quais, pelas suas conclusões, destacamos os seguintes:

Jaffee e Westerfield (1985) e Condoyanni, O'Hanlon e Ward (1987) estudaram a distribuição das rendibilidades diárias nos mercados bolsistas do Japão, Singapura e Austrália e observaram uma taxa média de rendibilidade negativa forte às terças-feiras para estes mercados, indicando que o efeito terça-feira não é exclusivo da Bolsa de Paris. A hipótese de igualdade da taxa de rendibilidade média em todos os dias da semana foi rejeitada.

Estes autores apresentam como possível explicação, para o efeito dia-da-semana se manifestar nestes mercados através de taxas de rendibilidade negativas à terça-feira, contrariamente ao que acontece com o mercado americano, a diferença horária entre estes mercados e o americano, sugerindo que a rendibilidade negativa à terça-feira em Tóquio, está correlacionada com a rendibilidade negativa à segunda-feira em Nova Iorque.

Solnik e Bousquet (1990) apresentam evidências do efeito dia-da-semana na Bolsa de Paris, um mercado de acções com um procedimento de liquidação particular, utilizando para tal as cotações do índice CAC entre Janeiro de 1978 e Dezembro de 1987 (com excepção do mês de Outubro de 1987, dado o impacto do *crash* internacional ocorrido na Bolsa de Paris, na terça-feira, dia 20 de Outubro). Neste estudo, os autores apresentam o procedimento de liquidação como um factor determinante sobre a distribuição das rendibilidades diárias, em virtude de as acções serem negociadas num mercado *forward* (chamado “*Terme à Marché*” até 1983 e “*Mensuel Règlement Marché*” a partir daí), não haver *marking-to-market* e consequentemente serem alvo de liquidação única mensal, no final de cada mês.

Após o ajustamento para este efeito de liquidação, e embora a média das taxas de rendibilidade à segunda-feira seja a maior da semana (resultado divergente das evidências apresentadas nos EUA), uma rendibilidade forte e persistentemente negativa foi detectada às terças-feiras, pelo que se conclui que também na Bolsa de Paris se observa o efeito dia-da-semana e que consequentemente a liquidação é susceptível de afectar a distribuição das rendibilidades diárias das acções. A hipótese de igualdade dos coeficientes de regressão é rejeitada ao nível de confiança de 5%, principalmente pelo coeficiente negativo de terça-feira e, em certa medida, por uma rendibilidade ligeiramente mais elevada na sexta-feira.

Desta forma, estes autores refutam a possível explicação de que os gestores têm tendência para anunciar de imediato uma boa notícia e para atrasar o anúncio de más notícias até ao final da semana, pois esta explicação, apesar de poder servir o efeito dia-da-semana do mercado bolsista americano (efeito segunda-feira) claramente não serve para explicar o efeito dia-da-semana da Bolsa de Paris (efeito terça-feira).

Gama (1998) utiliza a metodologia dos rácios de variância desenvolvida por Lo e MacKinlay (1988) para testar a hipótese dos preços no mercado bolsista seguirem um “passeio aleatório”. O autor avalia ainda o impacto do período do mês, do dia de semana e dos feriados, sobre o rendimento diário médio. O estudo utiliza os valores de fecho diários dos índices BVL Geral (02-05-1989 a 31-07-1996) e PSI20 (04-01-1993 a 31-07-1996).

Verificou-se que, no mercado português de acções, a hipótese nula “passeio aleatório” é rejeitada nos dois subperíodos considerados. Adicionalmente, e no que se refere ao efeito dia-da-semana o autor considera “notória uma antecipação, entre 1989-92 e 1993-96, do menor rendimento diário da semana de quarta-feira para segunda-feira e do maior rendimento diário da semana de sexta-feira para quinta-feira”, resultado este consistente com as realidades empíricas documentadas para o mercado bolsista norte-americano.

Por fim, Gama (1998) apresenta como possível explicação para esta irregularidade o período de liquidação financeira das operações de bolsa praticado em Portugal que corresponde a quatro dias úteis, pelo que, desta forma, “à segunda-feira compradores (vendedores) estariam dispostos a pagar (receber) menos pelos activos, uma vez que usufruem (concedem) menos 2 dias de crédito gratuito”, quando comparados com os activos transaccionados nos restantes dias da semana.

Por último, Faff e McKenzie (2002) analisaram o impacto da introdução de negociação de futuros sobre índices accionistas na sazonalidade das rendibilidades diárias dos índices subjacentes para sete mercados nacionais, nomeadamente Austrália, Alemanha, Japão, Espanha, Suíça, Reino Unido e Estados Unidos da América. Os resultados obtidos permitiram aos autores concluir que a negociação de contratos de futuros poderá ter causado uma diminuição da sazonalidade nas rendibilidades médias observadas, verificando-se uma diminuição do efeito segunda-feira nos mercados Americano e Suíço, uma diminuição menos acentuada nos mercados Alemão e Inglês e um decréscimo notável do efeito terça-feira nos mercados Japonês e Australiano. Os resultados sugerem também que a negociação de contratos de futuros diminui os custos de transacção dos investidores que procuram oportunidades de arbitragem, como sendo as relacionadas com sazonalidades das rendibilidades médias diárias.

4. Metodologia

4.1. Recolha de dados e cálculo de estatísticas descritivas das séries de rendibilidades

O objectivo deste trabalho é avaliar a eficiência dos principais mercados accionistas europeus, nomeadamente através da verificação da existência, ou não, do efeito dia-da-semana, mediante análise do comportamento das respectivas taxas de rendibilidade diárias e da existência de uma dependência entre estas e o respectivo dia da semana.

Para tal, obtiveram-se as cotações de fecho diárias realizadas nas sessões normais de bolsa, compreendidas entre 1 de Janeiro de 1988 e 30 de Dezembro de 2011, para os seguintes índices de acções europeus:

Índices	Códigos
Euro Stoxx 50 (Zona Euro)	SX5E Index
Athex (Grécia)	ASE Index
FTSE 100 (Inglaterra)	UKX Index
DAX 30 (Alemanha)	DAX Index
Áustria Traded ATX INDX (Áustria)	ATX Index
IBEX 35 (Espanha)	IBEX Index
CAC 40 (França)	CAC Index
FTSE MIB 40 (Itália)	FITMISE
AEX (Holanda)	AEX Index
PSI GERAL (Portugal)	BVLX Index
OMX Helsinki Index (Finlândia)	HEX Index

Adicionalmente, e no sentido de apresentar comparação para os mercados bolsistas europeus, efectuámos a mesma análise para os seguintes índices de acções:

Índices	Códigos
NIKKEI 225 (Japão)	NKY Index
S&P 500 (E.U.A)	SPX Index
Hang Seng (Hong Kong)	HSI Index

Os dados foram extraídos, essencialmente, da base de dados da *Bloomberg*, tendo-se, contudo, verificado as seguintes duas situações, na recolha e tratamento das séries históricas em análise:

- i. Para o índice accionista da Itália (FTSE MIB 40), a série histórica das cotações de fecho foi extraída da base de dados *Datastream*, dado o histórico existente na base de dados da *Bloomberg* remontar somente a 1998;
- ii. No caso do índice accionista Português (PSI Geral), foram utilizados os dados da Bolsa de Valores, para o período compreendido entre 5 de Janeiro de 1988 e 30 de Dezembro de 1998, e os dados da *Bloomberg* a partir de 5 de Janeiro de 1999 até 30 de Dezembro de 2011. Esta situação deveu-se ao facto de a base de dados da *Bloomberg* apresentar algumas falhas de observações, sobretudo no ano de 1993. De referir que esta análise só se tornou possível, sem ser necessário o recurso a qualquer processo de colagem das séries, porque as séries obtidas para os dois períodos (1988-1998 e 1999-2011) são apresentadas na mesma base (o valor base do índice PSI Geral é 1.000, a partir de 5 de Janeiro de 1988).

A análise do efeito dia-da-semana subdividiu-se em quatro subperíodos: o primeiro corresponde ao período anterior à introdução da moeda única europeia, e abrange os anos entre 1988 e 1998; o segundo corresponde ao período após a introdução do Euro, entre 1999 (ano da introdução da moeda Euro como meio de pagamento electrónico) e 2011; o terceiro subperíodo, vai desde 2000 a Julho de 2007, e visa avaliar o impacto da introdução da moeda única europeia antes do início da actual crise (“período pré-crise”); e, por último, o quarto subperíodo, entre Agosto de 2007 (data de início da crise do *Subprime*²) e 2011, com o objectivo de verificar qual o impacto da actual crise europeia de dívida soberana nos mercados de acções (“período crise”).

O dia 1 de Janeiro de 1988 foi escolhido, como data inicial, por se tratar do dado histórico mais antigo existente na base de dados da *Bloomberg* para a quase totalidade dos índices seleccionados, com excepção dos índices italiano e português, como já referido anteriormente.

² Generalizadamente identificada pelas primeiras injeções de capital no sistema bancário Britânico e Norte-Americano.

Tabela 1 – Medidas de Estatística Descritivas das Séries Completas

Média, desvio-padrão, mediana, máx, min, curtose, assimetria e número de observações das rendibilidades entre o fecho do dia de negociação indicado e o fecho do dia anterior.

		Média	Desvio Padrão	Mediana	Máx	Min	Curtose	Assimetria	Nº Observações
Eurostoxx 50 (Zona Euro)	1988 a 2011	0,0206%	0,0134	0,0005	0,1044	-0,0821	5,8525	-0,1142	6.186
	1988 a 1998	0,0574%	0,0098	0,0009	0,0622	-0,0752	6,9982	-0,5041	2.856
	1999 a 2011	-0,0128%	0,0158	0,0001	0,1044	-0,0821	4,1880	-0,0002	3.329
	2000 a 07/2007	-0,0060%	0,0145	0,0003	0,0708	-0,0662	2,9960	-0,0478	1.938
	08/2007 a 2011	-0,0532%	0,0185	-0,0004	0,1044	-0,0821	4,3005	0,1023	1.134
Athex (Grécia)	1988 a 2011	0,0151%	0,0178	0,0000	0,1375	-0,1060	5,0674	0,1183	5.987
	1988 a 1998	0,0839%	0,0179	0,0002	0,1375	-0,1060	6,0913	0,2188	2.739
	1999 a 2011	-0,0449%	0,0177	-0,0001	0,1343	-0,1021	4,1859	0,0185	3.247
	2000 a 07/2007	-0,0087%	0,0134	0,0001	0,0762	-0,0962	5,1558	-0,2094	1.893
	08/2007 a 2011	-0,1787%	0,0219	-0,0012	0,1343	-0,1021	2,8424	0,1948	1.103
FTSE 100 (Inglaterra)	1988 a 2011	0,0191%	0,0113	0,0004	0,0938	-0,0927	6,0981	-0,1351	6.064
	1988 a 1998	0,0437%	0,0087	0,0005	0,0544	-0,0414	2,3215	0,0218	2.780
	1999 a 2011	-0,0016%	0,0131	0,0003	0,0938	-0,0927	5,4152	-0,1390	3.283
	2000 a 07/2007	-0,0025%	0,0112	0,0004	0,0590	-0,0589	3,3647	-0,2177	1.914
	08/2007 a 2011	-0,0103%	0,0162	0,0002	0,0938	-0,0927	5,0625	-0,0732	1.116
DAX 30 (Alemanha)	1988 a 2011	0,0302%	0,0147	0,0008	0,1080	-0,1371	5,7225	-0,2119	6.067
	1988 a 1998	0,0604%	0,0123	0,0009	0,0672	-0,1371	9,6320	-0,7498	2.759
	1999 a 2011	0,0035%	0,0163	0,0008	0,1080	-0,0887	3,9728	0,0031	3.307
	2000 a 07/2007	0,0060%	0,0158	0,0008	0,0755	-0,0887	2,9339	-0,0959	1.928
	08/2007 a 2011	-0,0210%	0,0177	0,0005	0,1080	-0,0743	5,0735	0,1565	1.125
ATX INDX (Áustria)	1988 a 2011	0,0236%	0,0141	0,0006	0,1202	-0,1025	7,5980	-0,3339	5.947
	1988 a 1998	0,0323%	0,0129	0,0005	0,0761	-0,0934	7,1327	-0,3495	2.724
	1999 a 2011	0,0160%	0,0151	0,0007	0,1202	-0,1025	7,4549	-0,3168	3.222
	2000 a 07/2007	0,0724%	0,0098	0,0010	0,0467	-0,0777	4,6009	-0,6816	1.876
	08/2007 a 2011	-0,0814%	0,0219	-0,0002	0,1202	-0,1025	3,3443	-0,0863	1.096
IBEX 35 (Espanha)	1988 a 2011	0,0212%	0,0138	0,0006	0,1348	-0,0959	5,9765	-0,0553	6.032
	1988 a 1998	0,0516%	0,0117	0,0006	0,0684	-0,0888	5,8620	-0,4183	2.747
	1999 a 2011	-0,0060%	0,0153	0,0007	0,1348	-0,0959	5,3326	0,0881	3.284
	2000 a 07/2007	0,0127%	0,0131	0,0008	0,0579	-0,0599	1,9493	-0,0480	1.908
	08/2007 a 2011	-0,0474%	0,0190	0,0001	0,1348	-0,0959	5,1833	0,2351	1.125
CAC 40 (França)	1988 a 2011	0,0192%	0,0141	0,0004	0,1059	-0,0947	4,6712	-0,0490	6.066
	1988 a 1998	0,0506%	0,0119	0,0005	0,0681	-0,0757	2,8165	-0,1948	2.743
	1999 a 2011	-0,0082%	0,0156	0,0003	0,1059	-0,0947	4,6103	0,0195	3.322
	2000 a 07/2007	-0,0015%	0,0140	0,0003	0,0700	-0,0768	3,0726	-0,0866	1.934
	08/2007 a 2011	-0,0514%	0,0186	-0,0001	0,1059	-0,0947	4,5940	0,1475	1.133
FTSEMB 40 (Itália)	1988 a 2011	0,0077%	0,0122	0,0003	0,0794	-0,0969	4,3040	-0,4662	6.260
	1988 a 1998	0,0388%	0,0124	0,0000	0,0622	-0,0848	3,6363	-0,4691	2.869
	1999 a 2011	-0,0186%	0,0120	0,0004	0,0794	-0,0969	4,9599	-0,4689	3.390
	2000 a 07/2007	0,0042%	0,0097	0,0006	0,0418	-0,0634	4,3242	-0,5907	1.976
	08/2007 a 2011	-0,0783%	0,0152	0,0000	0,0794	-0,0969	3,4739	-0,3029	1.152
AEX (Holanda)	1988 a 2011	0,0230%	0,0137	0,0007	0,1003	-0,0959	6,5663	-0,1626	6.107
	1988 a 1998	0,0700%	0,0107	0,0009	0,0674	-0,0679	4,8570	-0,2852	2.783
	1999 a 2011	-0,0175%	0,0157	0,0004	0,1003	-0,0959	5,6189	-0,0831	3.323
	2000 a 07/2007	-0,0121%	0,0147	0,0005	0,0952	-0,0753	4,7905	-0,0110	1.935
	08/2007 a 2011	-0,0457%	0,0181	-0,0001	0,1003	-0,0959	5,6442	-0,0853	1.133
PSI Geral (Portugal)	1988 a 2011	0,0130%	0,0103	0,0001	0,1011	-0,1081	13,0894	-0,3900	5.940
	1988 a 1998	0,0335%	0,0092	-0,0001	0,0757	-0,1081	20,1621	-0,8349	2.649
	1999 a 2011	-0,0046%	0,0111	0,0003	0,1011	-0,1065	9,8003	-0,1757	3.290
	2000 a 07/2007	0,0246%	0,0082	0,0006	0,0379	-0,0414	3,1648	-0,4103	1.908
	08/2007 a 2011	-0,0596%	0,0149	0,0000	0,1011	-0,1065	7,2901	-0,0281	1.133
OMX Helsinki (Finlândia)	1988 a 2011	0,0235%	0,0172	0,0005	0,1456	-0,1742	6,6333	-0,2245	6.020
	1988 a 1998	0,0527%	0,0123	0,0004	0,0970	-0,0859	5,7084	-0,1302	2.754
	1999 a 2011	-0,0026%	0,0204	0,0006	0,1456	-0,1742	4,9691	-0,2023	3.265
	2000 a 07/2007	-0,0161%	0,0216	0,0009	0,1456	-0,1742	5,9822	-0,3343	1.901
	08/2007 a 2011	-0,0649%	0,0184	0,0001	0,0885	-0,0792	2,3827	0,0947	1.112

(Continua)

Tabela 1 – Continuação

		Média	Desvio Padrão	Mediana	Máx	Min	Curtose	Assimetria	Nº Observações
NIKKEI 225 (Japão)	1988 a 2011	-0,0156%	0,0151	0,0000	0,1323	-0,1211	5,9650	-0,1035	5.905
	1988 a 1998	-0,0157%	0,0143	0,0000	0,1243	-0,0683	4,8687	0,3345	2.713
	1999 a 2011	-0,0145%	0,0158	0,0001	0,1323	-0,1211	6,4658	-0,3766	3.191
	2000 a 07/2007	-0,0052%	0,0137	0,0000	0,0722	-0,0723	1,7494	-0,1547	1.865
	08/2007 a 2011	-0,0640%	0,0193	0,0001	0,1323	-0,1211	7,1978	-0,4818	1.080
S&P 500 (E.U.A)	1988 a 2011	0,0263%	0,0117	0,0006	0,1096	-0,0947	8,5770	-0,2872	6.051
	1988 a 1998	0,0564%	0,0087	0,0006	0,0499	-0,0711	7,6567	-0,6772	2.780
	1999 a 2011	0,0007%	0,0137	0,0005	0,1096	-0,0947	6,8628	-0,1471	3.270
	2000 a 07/2007	0,0000%	0,0111	0,0004	0,0557	-0,0600	2,7560	0,0703	1.903
	08/2007 a 2011	-0,0138%	0,0177	0,0008	0,1096	-0,0947	5,8604	-0,2205	1.114
Hang Seng (Hong Kong)	1988 a 2011	0,0352%	0,0171	0,0006	0,1725	-0,2452	15,6384	-0,5480	5.936
	1988 a 1998	0,0543%	0,0175	0,0007	0,1725	-0,2452	24,3383	-1,0658	2.726
	1999 a 2011	0,0197%	0,0167	0,0005	0,1341	-0,1358	6,6639	-0,0420	3.209
	2000 a 07/2007	0,0155%	0,0130	0,0004	0,0543	-0,0929	4,0540	-0,4439	1.869
	08/2007 a 2011	-0,0181%	0,0216	0,0004	0,1341	-0,1358	5,3489	0,1104	1.092

Das séries históricas de rendibilidades completas dos índices accionistas analisados, o DAX 30 (Alemanha) é o que apresenta a taxa média de rendibilidade mais elevada quando consideramos o período total (0,0302%), seguido dos índices ATX INDX (Áustria), OMX Helsinki (Finlândia) e AEX (Holanda) com 0,0236%, 0,0235% e 0,0230% respectivamente. Os índices com as menores taxas de rendibilidade médias são o FTSE MIB 40 (Itália) com 0,0077%, o PSI Geral (Portugal) com 0,0130% e o Athex (Grécia) com 0,0151%, como aliás seria de esperar.

No primeiro subperíodo estudado (1988-1998), período anterior à introdução da moeda única na zona euro, constatamos que todos os índices europeus registam taxas de rendibilidade médias positivas, ao contrário do segundo subperíodo analisado (1999-2011), período após a introdução do Euro, em que todos os índices atingem taxas de rendibilidade médias negativas, com excepção dos índices Austríaco (ATX INDX) e Alemão (DAX 30) com 0,0160% e 0,0035%, respectivamente

Desde o início da crise (quarto subperíodo) é possível verificar que, para todos os índices europeus a média das taxas de rendibilidade é negativa, sendo o caso mais grave, naturalmente, o do índice da Grécia (Athex) com -0,1787%. A este, seguem-se os índices da Áustria (ATX INDX) com -0,0814%, da Itália (FTSE MIB 40) com -0,0783% e da Finlândia (OMX Helsinki) com -0,0649%.

O índice PSI Geral (Portugal) é o que apresenta menor dispersão para todos os subperíodos analisados, com excepção do período anterior à entrada da moeda única, no qual a menor dispersão é do índice FTSE 100 (Inglaterra). Por outro lado, a maior dispersão verifica-se nas séries dos índices Athex (Grécia) nos subperíodos 1988-2011, 1988-1998, e 08/2007-2011, e OMX Helsinki (Finlândia) nos subperíodos 1999-2011 e 2000-07/2007.

No que se refere à mediana, medida estatística que divide a distribuição de rendibilidades em duas partes iguais, baseando-se em 50% das observações e como tal, não influenciada por observações extremas, o DAX 30 (Alemanha) regista o valor mais elevado em todos os períodos examinados, sendo somente ultrapassado pelos índices ATX INDX (Áustria) e OMX Helsinki (Finlândia) no subperíodo entre 2000 e 07/2007. Por seu turno, a mediana mais baixa é observada, sem qualquer surpresa, pelo índice da Grécia (Athex) em todos os subperíodos analisados, com excepção do período anterior à moeda única (1988-1998) em que a menor mediana é registada pelo PSI Geral (Portugal), seguido do FTSE MIB 40 (Itália).

Analisando a curtose, podemos concluir que todas as séries evidenciam um número excessivo de observações extremas, facto que nada contribui para o pressuposto de que as taxas de rendibilidade diárias apresentam uma distribuição normal univariada. Acresce que, o índice Português (PSI Geral) apresenta um número de observações excessivo em torno da média, designando-se a distribuição da série de rendibilidades de leptocúrtica.

Quanto à assimetria, no geral as séries são assimétricas negativas para a quase totalidade dos períodos em análise, indicando que se registaram com maior frequência grandes variações de sinal negativo. Surpreendentemente, a excepção a esta regra é a série histórica das rendibilidades do índice Athex (Grécia), que para 4 dos 5 subperíodos estudados apresenta-se como uma distribuição assimétrica positiva, inclusive no período da crise.

Analisando os índices dos mercados Americano (S&P 500) e Asiático (Nikkei 225 e Hang Seng) é notório o pior desempenho do índice Nikkei 225 (Japão), na medida em que exhibe taxas de rendibilidade médias negativas e medianas mais baixas para todos os períodos analisados.

Relativamente à dispersão, o índice S&P 500 (E.U.A.) é o que apresenta menor dispersão e o Hang Seng (Hong Kong) o que apresenta maior dispersão.

Quanto à existência de observações extremas, e tal como acontece com os mercados europeus, todos os índices registam um número de observações extremas, sendo este fenómeno mais pronunciado no caso do Hang Seng (Hong Kong).

Igualmente como verificado para os índices europeus, as séries históricas destes índices são assimétricas negativas para a quase totalidade dos períodos analisados.

4.2. Método de cálculo das rendibilidades diárias

No sentido de avaliarmos a distribuição dos preços das acções, utilizou-se um modelo de cálculo das rendibilidades diárias, caracterizado pelo seguinte processo multiplicativo “*random walk*”³:

$$P_t = [P_{t-1} - D_t] \exp(E(r_t) + \varepsilon_t) \quad (1)$$

onde P_t é a cotação de fecho na sessão de bolsa t ; D_t é o dividendo pago durante o dia da sessão de bolsa t ; $E(r_t)$ é a rendibilidade esperada para a sessão de bolsa t ; ε_t é o termo residual aleatório, independente e identicamente distribuído, cujo valor esperado é zero.

As taxas de rendibilidade diárias das variáveis em estudo foram calculadas resolvendo o modelo em ordem a $E(r_t) + \varepsilon_t = r_t$. O modelo é equivalente a:

$$r_t = \ln \left[\frac{P_t}{P_{t-1} - D_t} \right] \quad (2)$$

onde r_t é a taxa de rendibilidade logarítmica observada na sessão de bolsa t , pressupondo um processo de capitalização contínua.

Para podermos testar as hipóteses sobre o comportamento das taxas de rendibilidade diárias, a análise tem por base a suposição de que, para qualquer dia da semana, a rendibilidade esperada é constante e o termo aleatório do erro segue um processo estocástico estacionário com valor esperado nulo e descrito por uma função de distribuição normal. Esta hipótese

³ De acordo com French (1980), o modelo proposto por Fama (1965) é do tipo:

$$P_t = P_{t-1} \exp(E(r_t) + \varepsilon_t) - D_t$$

A diferença face ao modelo acima proposto reside essencialmente na forma como são ajustadas as cotações por pagamentos de dividendos. Isto é, no nosso modelo os dividendos são subtraídos às cotações do dia anterior ao *ex-dividend*, enquanto que no modelo de Fama os dividendos são somados à cotação *ex-dividend*.

implica, por exemplo, que a rendibilidade esperada para cada terça-feira é a mesma e que todo o termo do erro da terça-feira é obtido a partir da mesma distribuição.

A taxa de rendibilidade esperada para cada um dos i -ésimos dias da semana segue a mesma distribuição de probabilidades com média e variância conhecidas. Analiticamente, vem

$$r_t = E[r_d] + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde o subscrito d indica o dia da semana em que a taxa de rendibilidade é observada.

A verificação de persistentes padrões sazonais manifestados por taxas de rendibilidade médias negativas à segunda-feira terá por base a realização de testes segundo a hipótese nula da igualdade entre as taxas de rendibilidade médias para todos os dias da semana. Caso se verifique uma igualdade entre as taxas de rendibilidade médias, a hipótese não é rejeitada e conclui-se pela eficiência do mercado. No caso oposto, a hipótese nula é rejeitada e conclui-se pela ineficiência do mercado manifestada pelo efeito dia-da-semana.

4.3. Ferramenta estatística utilizada nos testes de hipóteses

Os testes sobre a distribuição dos preços das acções, nomeadamente através do teste à significância conjunta das estimativas para os parâmetros de geração de rendibilidades dos índices seleccionados foram realizados com base no *software EViews*.

Em virtude de estar a trabalhar com séries temporais, os erros padrão existentes nas séries históricas das cotações de fecho dos índices foram ajustados através da opção “*heteroskedasticity consistent coefficient covariance*”, pelo método *Newey-West HAC Standard Errors & Covariance*, permitindo, assim, uma redução significativa dos efeitos da autocorrelação e da heteroscedasticidade nos níveis de significância dos coeficientes estimados.

5. Resultados empíricos dos testes ao Efeito Dia-da-Semana

5.1. Modelos usados para testar o comportamento das rendibilidades

No sentido de testar as hipóteses sobre o comportamento das rendibilidades diárias e tendo por base os modelos utilizados por Fama (1965) e French (1980)⁴, foram calculadas as taxas de rendibilidade diárias, para os mercados accionistas enumerados no ponto anterior.

Assim, efectuaram-se testes sobre a significância conjunta das estimativas para os parâmetros de dois modelos alternativos do processo de geração de rendibilidades de acções: o modelo *Trading Time* e o modelo *Calendar Time*⁵. O objectivo é determinar se o processo de geração de rendibilidades de acções funciona de forma contínua no tempo de calendário ou somente durante os dias de negociação activa.

Segundo o modelo *Trading Time*, as rendibilidades são geradas apenas durante a negociação activa e a rendibilidade esperada deverá ser a mesma para cada dia da semana, para cada dia de negociação. Sob esta hipótese, se as rendibilidades das acções são geradas durante o tempo em que os mercados bolsistas se encontram abertos, a distribuição das rendibilidades será a mesma para todos os cinco dias da semana. Assim, as rendibilidades são geradas somente durante os dias de negociação activa, pelo que, qualquer taxa de rendibilidade, ao representar apenas um dia de negociação, terá o mesmo valor independentemente do dia da semana.

Por outro lado, segundo o modelo *Calendar Time*, o processo de geração de rendibilidades de acções opera continuamente e a rendibilidade esperada à segunda-feira deverá ser três vezes a rendibilidade esperada nos outros dias da semana. Sob esta hipótese, e uma vez que as acções são negociadas de segunda-feira a sexta-feira, se as rendibilidades são geradas continuamente no tempo de calendário, a distribuição das rendibilidades para a segunda-feira será diferente da distribuição das rendibilidades para os outros dias da semana, bem como a taxa de rendibilidade média nos dias a seguir aos feriados será maior. Assim, a rendibilidade para a segunda-feira representa um investimento de três dias corridos e a rendibilidade para um dia a seguir a um feriado representa um investimento de dois dias corridos, pelo que a rendibilidade esperada para a segunda-feira será três vezes a rendibilidade esperada para os outros dias da

⁴Ver ponto 4.2. Método de cálculo das rendibilidades diárias.

⁵As hipóteses *Calendar Time* e *Trading Time* são sugeridas por French (1980), Gibbons e Hess (1981) e por Lakonishok e Levi (1982).

semana e a rendibilidade para o dia a seguir a um feriado será duas vezes a rendibilidade esperada para os outros dias da semana.

De notar que, para garantir que sob a hipótese do *Calendar Time*, a rendibilidade esperada à segunda-feira é sempre o triplo da rendibilidade esperada para os outros dias da semana, e seguindo mais uma vez a sugestão de French (1965), as rendibilidades obtidas nos dias de semana a seguir a um feriado terão que ser eliminadas da base de dados. Tal decorre, como já referido, da geração de taxas de rendibilidade para estes dias superiores às taxas de rendibilidade consideradas normais para os restantes dias da semana. Por exemplo, se numa determinada quarta-feira, por ser feriado, não se realizou sessão de bolsa, então espera-se que na quinta-feira subsequente a taxa de rendibilidade seja o dobro da magnitude. Deste modo, não se inclui na série de observações a rendibilidade observada nessa quinta-feira.

Tabela 2 – Medidas de Estatística Descritivas das Séries Ajustadas (1988 a 2011)⁶

Média, desvio-padrão, mediana, máx, min, curtose, assimetria e número de observações das rendibilidades entre o fecho do dia de negociação indicado e o fecho do dia anterior. Não foram consideradas as rendibilidades referentes às datas antecedidas por feriados.

	Média	Desvio Padrão	Mediana	Máx	Min	Curtose	Assimetria	Nº Observações
Eurostoxx 50 (Zona Euro)	0,0150%	0,0134	0,0005	0,1044	-0,0821	5,9117	-0,1368	6.138
Athex (Grécia)	0,0076%	0,0175	0,0000	0,1375	-0,1060	5,0935	0,1391	5.775
FTSE 100 (Inglaterra)	0,0148%	0,0113	0,0004	0,0938	-0,0927	6,2090	-0,1301	5.921
DAX 30 (Alemanha)	0,0222%	0,0146	0,0008	0,1080	-0,1371	5,7862	-0,2219	5.933
ATX INDX (Áustria)	0,0169%	0,0140	0,0006	0,1202	-0,1025	7,9283	-0,3609	5.703
IBEX 35 (Espanha)	0,0134%	0,0138	0,0006	0,1348	-0,0959	6,1652	-0,0750	5.862
CAC 40 (França)	0,0122%	0,0141	0,0003	0,1059	-0,0947	4,6586	-0,0334	5.920
FTSEMIB 40 (Itália)	-0,0017%	0,0124	0,0006	0,0794	-0,0969	3,9255	-0,4448	5.836
AEX (Holanda)	0,0141%	0,0136	0,0006	0,1003	-0,0959	6,6569	-0,1791	6.000
PSI Geral (Portugal)	0,0112%	0,0102	0,0002	0,1011	-0,1081	13,8168	-0,4299	5.684
OMX Helsinki (Finlândia)	0,0143%	0,0171	0,0005	0,1456	-0,1742	6,7541	-0,2744	5.856
NIKKEI 225 (Japão)	-0,0296%	0,0148	0,0000	0,1243	-0,1211	5,5632	-0,2841	5.632
S&P 500 (E.U.A)	0,0269%	0,0116	0,0006	0,1096	-0,0947	8,8469	-0,2826	5.847
Hang Seng (Hong Kong)	0,0232%	0,0169	0,0005	0,1725	-0,2452	16,3127	-0,6718	5.702

Da análise da Tabela 2, podemos observar que para as séries históricas das rendibilidades ajustadas dos índices em estudo, no geral, as conclusões obtidas são semelhantes às obtidas aquando da análise aos dados apresentados na Tabela 1. No entanto, após o ajustamento dos feriados, verifica-se uma melhoria do desempenho registado pelo índice FTSE 100

⁶ No Anexo 1 são apresentadas as Medidas de Estatística Descritivas das Séries Ajustadas por Dia da Semana (1988 a 2011).

(Inglaterra), alcançando este índice, o terceiro lugar entre os índices com maior taxa de rendibilidade média, sendo ultrapassado somente pelos índices Alemão (DAX 30) e Austríaco (ATX INDX).

Curiosamente, o índice accionista da Finlândia (OMX Helsinki) é o que regista a taxa de rendibilidade média mais elevada (0,1725) e a taxa de rendibilidade média mais baixa (-0,2452).

Quanto à curtose, novamente o índice PSI Geral (Portugal) é o que apresenta um maior número de observações excessivo em torno da média. Quanto à assimetria, o índice Athex (Grécia) é o único índice cuja série histórica das taxas de rendibilidade é assimétrica positiva.

No Anexo 1 são apresentadas as medidas de estatística descritivas das séries ajustadas, por dia da semana. Podemos observar que, com excepção dos índices Alemão (DAX 30) que regista uma taxa de rendibilidade média negativa à quinta-feira, e Americano (S&P 500) que regista uma taxa de rendibilidade média negativa à quinta-feira e à sexta-feira, os restantes índices apresentam rendibilidades médias negativas às segundas-feiras. Porém, de todos estes índices, os índices Eurostoxx 50 (Zona Euro), CAC 40 (França) e PSI Geral (Portugal) são os únicos que registam rendibilidades médias negativas somente à segunda-feira, pelo que para os restantes índices, verificam-se igualmente rendibilidades médias negativas em pelo menos outro dia da semana (Grécia, Inglaterra, Áustria, Espanha, Holanda, Hong Kong) ou em mais outros dois dias da semana (Itália, Finlândia, Japão).

Ainda com base na análise ao Anexo 1, podemos constatar que os índices DAX 30 (Alemanha), OMX Helsinki (Finlândia) e S&P 500 (E.U.A.) evidenciam taxas de rendibilidade médias à segunda-feira, com magnitude de cerca de três vezes mais, as taxas de rendibilidade médias diárias para alguns dos restantes dias da semana.

Quando olhamos para os valores dos desvios-padrão, por dia da semana, é notória uma maior dispersão à segunda-feira em todos os índices, com excepção do índice OMX Helsinki (Finlândia) que regista um maior nível de dispersão à quinta-feira. Dos 14 índices analisados, 9 exibem menor dispersão à sexta-feira.

A maior probabilidade de ocorrerem observações extremas, para a maioria dos índices, é apresentada à segunda-feira.

Por último, relativamente à assimetria, não se chega a uma conclusão muito evidente, pois as séries são assimétricas negativas ou positivas à segunda-feira ou nos restantes dias da semana.

5.2. A hipótese do *Trading Time*

Ignorando os feriados, se o processo de geração de rendibilidades das acções opera durante o *Trading Time*, 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.

Para testar esta hipótese, supõe-se que, para qualquer dia específico da semana, a rendibilidade esperada é constante e o termo do erro é obtido a partir de uma distribuição estacionária normal. Assim, para cada quinta-feira, por exemplo, a rendibilidade esperada será a mesma e todos os termos de erro de todas as quintas-feiras serão obtidos com base numa mesma distribuição. Resumindo, utilizou-se o seguinte modelo de regressão linear múltipla:

$$r_t = \alpha + \gamma_3 d_{3t} + \gamma_4 d_{4t} + \gamma_5 d_{5t} + \gamma_6 d_{6t} + e_t \quad (4)$$

onde r_t representa a taxa de rendibilidade observada na sessão de bolsa t ; e os d_{it} são variáveis binárias (*dummy*) que tomam os valores 0 e 1 consoante o dia da semana em que essa taxa de rendibilidade foi verificada (por exemplo, d_{3t} assumirá o valor de 1 sempre que a sessão de bolsa t se realize a uma 3ª feira). A taxa de rendibilidade média correspondente à 2ª feira é medida pelo valor do parâmetro α , enquanto que os parâmetros γ_3 a γ_6 representam o diferencial entre a taxa de rendibilidade esperada à 2ª feira e a dos restantes dias da semana. e_t é o termo residual.

Para efectuar os testes às diferenças entre as taxas de rendibilidade esperadas nos vários dias da semana, utilizámos o teste F à significância conjunta dos parâmetros da regressão, onde, formalmente, a hipótese em teste foi:

$$\begin{aligned} h_0: \gamma_3 = \gamma_4 = \gamma_5 = \gamma_6 = 0 \\ h_1: \exists \gamma \neq 0 \end{aligned} \quad (5)$$

Se a hipótese do *Trading Time* estiver correcta, consequentemente a rendibilidade esperada é a mesma para cada dia da semana, as estimativas de γ_3 até γ_6 tomarão valores próximos de zero e uma estatística F (*F-statistic*) ao medir a significância conjunta das variáveis *dummy* deve ser não significativa, por forma a que não seja rejeitada a hipótese nula.

Tabela 3 – Hipótese *Trading Time* (1988 a 2011)⁷

$$r_t = \alpha + \gamma_3 d_{3t} + \gamma_4 d_{4t} + \gamma_5 d_{5t} + \gamma_6 d_{6t} + e_t$$

$$H_0: \gamma_3 = \gamma_4 = \gamma_5 = \gamma_6 = 0$$

		α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6
Eurostoxx 50 (Zona Euro)	$F_{(4; 6.138)} = 0,236563$ $p\text{-value} = 0,9178$	-0,00016 0,7069	0,00048 0,3927	0,00030 0,6019	0,00041 0,4900	0,00036 0,5258
Athex (Grécia)	$F_{(4; 5.774)} = 3,220181$ $p\text{-value} = 0,0119$	-0,00092 0,1429	0,00028 0,7234	0,00100 0,1962	0,00127 0,0956	0,00237 0,0007
FTSE 100 (Inglaterra)	$F_{(4; 5.921)} = 0,877116$ $p\text{-value} = 0,4767$	-0,00015 0,6807	0,00063 0,1976	0,00002 0,9751	0,00024 0,6397	0,00062 0,1965
DAX 30 (Alemanha)	$F_{(4; 5.933)} = 0,163652$ $p\text{-value} = 0,9568$	0,00039 0,4090	-0,00023 0,7225	0,00000 0,9981	-0,00040 0,5415	-0,00022 0,7219
ATX INDX (Áustria)	$F_{(4; 5.703)} = 0,557185$ $p\text{-value} = 0,6938$	-0,00011 0,8170	0,00000 0,9950	0,00048 0,4570	0,00023 0,7211	0,00071 0,2475
IBEX 35 (Espanha)	$F_{(4; 5.862)} = 0,842394$ $p\text{-value} = 0,4980$	-0,00035 0,4363	0,00073 0,2195	0,00019 0,7552	0,00062 0,3207	0,00088 0,1377
CAC 40 (França)	$F_{(4; 5.920)} = 1,001596$ $p\text{-value} = 0,4052$	-0,00062 0,1717	0,00096 0,1026	0,00091 0,1355	0,00096 0,1279	0,00085 0,1592
FTSEMIB 40 (Itália)	$F_{(4; 5.836)} = 2,416117$ $p\text{-value} = 0,0466$	-0,00083 0,0431	0,00061 0,2142	0,00128 0,0194	0,00141 0,0090	0,00072 0,1632
AEX (Holanda)	$F_{(4; 6.000)} = 0,333989$ $p\text{-value} = 0,8552$	-0,00001 0,9883	0,00049 0,3965	0,00014 0,8099	-0,00010 0,8683	0,00021 0,7196
PSI Geral (Portugal)	$F_{(4; 5.684)} = 0,389621$ $p\text{-value} = 0,8162$	-0,00011 0,7515	0,00015 0,7276	0,00023 0,5968	0,00019 0,6745	0,00052 0,2196
OMX Helsinki (Finlândia)	$F_{(4; 5.856)} = 1,668801$ $p\text{-value} = 0,1542$	-0,00002 0,9663	-0,00062 0,3480	-0,00020 0,7675	0,00074 0,3176	0,00092 0,1490
NIKKEI 225 (Japão)	$F_{(4; 5.632)} = 1,990136$ $p\text{-value} = 0,0932$	-0,00119 0,0169	0,00106 0,1134	0,00130 0,0493	0,00154 0,0216	0,00049 0,4334
S&P 500 (E.U.A)	$F_{(4; 5.847)} = 0,747691$ $p\text{-value} = 0,5594$	0,00049 0,1860	0,00012 0,8305	-0,00014 0,7822	-0,00051 0,3159	-0,00053 0,2812
Hang Seng (Hong Kong)	$F_{(4; 5.702)} = 2,140157$ $p\text{-value} = 0,0732$	-0,00049 0,3957	0,00074 0,3357	0,00146 0,0517	-0,00003 0,9668	0,00142 0,0421

Com base na hipótese do *Trading Time*, cujos resultados são apresentados na Tabela 3, podemos concluir que nos índices Athex (Grécia), FTSE MIB 40 (Itália), Nikkei 225 (Japão) e Hang Seng (Hong Kong) rejeita-se a hipótese nula para um nível de significância de 5% e de 10 % (assinalados a *bold*), pelo que podemos considerar que as estimativas para os

⁷No Anexo 2 são apresentados os resultados da Hipótese *Trading Time* para os subperíodos 1988-1998, 1999-2011, 2000-07/2007 e 08/2007-2011.

parâmetros β_3 a β_6 , para estes índices, não são estatisticamente diferentes de zero e que, consequentemente, se observa um efeito segunda-feira.

Analisando individualmente estes 4 índices, constata-se que:

- a) O índice Athex (Grécia) regista diferenciais entre as taxas de rendibilidade registadas à quinta-feira e à sexta-feira e a taxa de rendibilidade registada à segunda-feira estatisticamente significativos para níveis de significância de 10% e de 1% respectivamente, que conduzem à rejeição da hipótese nula;
- b) No caso do índice FTSE MIB 40 (Itália) os *p-values* associados à significância estatística conjunta dos parâmetros, isto é, o menor nível de significância a partir do qual a hipótese nula é rejeitada, assumem valores de 0,0431, 0,0194 e 0,0090 para a segunda-feira, quarta-feira e quinta-feira respectivamente, pelo que a hipótese nula em teste é rejeitada;
- c) Os índices Nikkei 225 (Japão) e Hang Seng (Hong Kong) rejeitam a hipótese nula para um nível de significância máximo de 10%, nos seguintes dias da semana: segunda-feira, quarta-feira e quinta-feira (Nikkei 225) e quarta-feira e sexta-feira (Hang Seng).

Se analisarmos os valores das estimativas para os parâmetros α e β_3 a β_6 verificamos a ocorrência de uma rendibilidade média negativa e persistente à segunda-feira, em todos os índices analisados, excepto no DAX 30 (Alemanha) e no S&P 500 (E.U.A.), pelo que poderíamos ser levados a concluir pela existência do efeito dia-da-semana, manifestado através de rendibilidades persistentemente negativas à segunda-feira. No entanto, esta evidência apenas é estatisticamente significativa (para se rejeitar a hipótese nula), no caso dos índices da Grécia (Athex), da Itália (FTSE MIB 40), do Japão (Nikkei 225) e de Hong Kong (Hang Seng). Para todos os restantes índices não se rejeita a hipótese nula, concluindo-se pela não existência de um efeito segunda-feira estatisticamente significativo.

No caso dos índices DAX 30 (Alemanha) e S&P 500 (E.U.A.), as taxas de rendibilidade positivas à segunda-feira não são estatisticamente significativas.

Se, por seu turno, analisarmos os resultados para os subperíodos definidos, conforme apresentados no Anexo 2, verificamos igualmente que para a generalidade dos índices e subperíodos em análise, a hipótese nula não é rejeitada ao nível de significância de 10%.

Porém, observam-se as seguintes situações nas quais a hipótese nula é rejeitada:

- (i) O *p-value* do índice Athex (Grécia) é inferior ao nível de significância de 1% para todo o período desde o início da utilização da moeda única na zona euro (1999-2011), sendo praticamente nulo antes do início da actual crise (2000-07/2007), conduzindo à rejeição da hipótese nula;
- (ii) O índice FTSE 100 (Inglaterra) regista um *p-value* inferior a 5% no período anterior à introdução do Euro (1988-1998) e no período anterior à crise de dívida pública soberana dos países da zona euro (2000-07/2007), rejeitando, assim, a hipótese da igualdade dos parâmetros γ a zero nestes dois subperíodos;
- (iii) Os índices CAC 40 (França) e OMX Helsinki (Finlândia), apesar de não rejeitarem a hipótese nula quando o período total é analisado, rejeitam-na no subperíodo compreendido entre 2000 e Julho de 2007;
- (iv) A rejeição da hipótese nula no caso do índice accionista Italiano (FTSE MIB 40) decorre, essencialmente, da rejeição da hipótese nula no subperíodo que vivemos actualmente (08/2007-2011), provocada pela crise financeira dos países da zona euro;
- (v) Os índices AEX (Holanda) Nikkei 225 (Japão), S&P 500 (E.U.A.) e Hang Seng (Hong Kong) rejeitam a hipótese nula entre 1988-1998, durante o subperíodo anterior à moeda Euro.

Resulta ainda, da análise aos resultados do Anexo 2, que após a introdução do Euro, os valores dos *p-values* são sempre menores no “período pré-crise” (2000-07/2007), quando comparados com os *p-values* do “período crise” (08/2007-2011), com excepção dos índices FTSE MIB 40, NIKKEI 225 e Hang Seng cujos *p-values* são menores no período da crise.

Face ao exposto, será provável que a hipótese *Trading Time* não seja a que melhor poderá descrever o comportamento das taxas de rendibilidade em cada dia da semana, dados os resultados alcançados serem bastante diferentes para os vários índices.

5.3. A hipótese do *Calendar Time*

Ignorando novamente os feriados, se o processo de geração de rendibilidades das acções opera durante o *Calendar Time*, então a rendibilidade esperada para a segunda-feira representa um investimento de três dias corridos (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, enquanto as rendibilidades esperadas para os outros dias da semana reflectem um investimento de apenas um dia.

Para testar esta hipótese, e tendo por base que a rendibilidade esperada é uma função linear do período de investimento, medida em tempo de calendário, a taxa de rendibilidade para a segunda-feira será o triplo da taxa de rendibilidade para os restantes quatro dias da semana.

Assim, utilizou-se o seguinte modelo de regressão linear múltipla:

$$r_t = \alpha(1 + 2d_{2t}) + \gamma_3 d_{3t} + \gamma_4 d_{4t} + \gamma_5 d_{5t} + \gamma_6 d_{6t} + e_t \quad (6)$$

onde a variável binária (*dummy*) d_{2t} assume o valor 1 sempre que a rendibilidade observada tem lugar a uma 2ª feira. Neste modelo o valor do parâmetro α corresponde a 1/3 da taxa de rendibilidade média à 2ª feira e os parâmetros γ_3 a γ_6 representam estimativas do diferencial entre aquela proporção da taxa de rendibilidade esperada à 2ª feira e a taxa de rendibilidade esperada para os restantes dias da semana. e_t é o termo residual.

Formalmente a hipótese em teste foi:

$$\begin{aligned} h_0: \gamma_3 = \gamma_4 = \gamma_5 = \gamma_6 = 0 \\ h_1: \exists \gamma \neq 0 \end{aligned} \quad (7)$$

Se a hipótese do *Calendar Time* estiver correcta, consequentemente a rendibilidade esperada à segunda-feira será o triplo da registada nos restantes quatro dias da semana, as estimativas de γ_3 até γ_6 tomarão valores nulos e não deverão ser conjunta e estatisticamente significativos com base na estatística de teste F (*F-statistic*).

Tabela 4 – Hipótese *Calendar Time* (1988 a 2011)⁸

$$r_t = \alpha(1 + 2d_{2t}) + \gamma_3 d_{3t} + \gamma_4 d_{4t} + \gamma_5 d_{5t} + \gamma_6 d_{6t} + e_t$$

$$H_0: \gamma_3 = \gamma_4 = \gamma_5 = \gamma_6 = 0$$

		α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6
Eurostoxx 50 (Zona Euro)	$F_{(4; 6.138)} = 0,391216$ $p\text{-value} = 0,8151$	-0,00005 0,7069	0,00037 0,3248	0,00019 0,6297	0,00031 0,4602	0,00025 0,5161
Athex (Grécia)	$F_{(4; 5.774)} = 3,761649$ $p\text{-value} = 0,0046$	-0,00031 0,1429	-0,00033 0,5428	0,00038 0,4468	0,00066 0,1985	0,00175 0,0002
FTSE 100 (Inglaterra)	$F_{(4; 5.921)} = 1,31115$ $p\text{-value} = 0,2632$	-0,00005 0,6807	0,00053 0,1151	-0,00008 0,8073	0,00014 0,6922	0,00052 0,1174
DAX 30 (Alemanha)	$F_{(4; 5.933)} = 0,136708$ $p\text{-value} = 0,9688$	0,00013 0,4090	0,00003 0,9359	0,00026 0,5514	-0,00014 0,7588	0,00004 0,9230
ATX INDX (Áustria)	$F_{(4; 5.703)} = 0,760801$ $p\text{-value} = 0,5507$	-0,00004 0,8170	-0,00008 0,8449	0,00040 0,3512	0,00015 0,7271	0,00063 0,1289
IBEX 35 (Espanha)	$F_{(4; 5.862)} = 1,031942$ $p\text{-value} = 0,3891$	-0,00012 0,4363	0,00049 0,2168	-0,00004 0,9256	0,00038 0,3782	0,00065 0,1157
CAC 40 (França)	$F_{(4; 5.920)} = 1,044874$ $p\text{-value} = 0,3824$	-0,00021 0,1717	0,00055 0,1749	0,00049 0,2443	0,00055 0,2139	0,00044 0,2939
FTSEMIB 40 (Itália)	$F_{(4; 5.836)} = 1,821352$ $p\text{-value} = 0,1217$	-0,00028 0,0431	0,00005 0,8757	0,00072 0,0548	0,00086 0,0227	0,00017 0,6490
AEX (Holanda)	$F_{(4; 6.000)} = 0,506386$ $p\text{-value} = 0,7311$	0,00000 0,9883	0,00049 0,2033	0,00014 0,7319	-0,00011 0,8008	0,00021 0,6030
PSI Geral (Portugal)	$F_{(4; 5.683)} = 0,695679$ $p\text{-value} = 0,5949$	-0,00003 0,8083	0,00022 0,4893	0,00005 0,8849	0,00011 0,7312	0,00046 0,1221
OMX Helsinki (Finlândia)	$F_{(4; 5.855)} = 1,60375$ $p\text{-value} = 0,1704$	0,00005 0,7526	-0,00058 0,2551	-0,00014 0,7822	0,00064 0,2808	0,00098 0,0483
NIKKEI 225 (Japão)	$F_{(4; 5.632)} = 1,122144$ $p\text{-value} = 0,344$	-0,00040 0,0169	0,00027 0,5546	0,00051 0,2626	0,00074 0,1201	-0,00030 0,5035
S&P 500 (E.U.A)	$F_{(4; 5.847)} = 0,651295$ $p\text{-value} = 0,6259$	0,00016 0,1860	0,00044 0,2420	0,00018 0,6107	-0,00019 0,6050	-0,00020 0,5467
Hang Seng (Hong Kong)	$F_{(4; 5.702)} = 2,738223$ $p\text{-value} = 0,0272$	-0,00016 0,3957	0,00041 0,4145	0,00113 0,0260	-0,00036 0,4742	0,00109 0,0224

Conforme podemos observar pelos dados apresentados na Tabela 4, segundo a hipótese *Calendar Time*, os índices Athex (Grécia) e Hang Seng (Hong Kong) rejeitam a hipótese nula para um nível de significância de 1% e de 5% respectivamente, pois apresentam *p-values* inferiores, considerando-se que as estimativas para os parâmetros γ_3 a γ_6 não são

⁸No Anexo 3 são apresentados os resultados da Hipótese *Calendar Time* para os subperíodos 1988-1998, 1999-2011, 2000-07/2007 e 08/2007-2011.

estatisticamente diferentes de 0. Conclui-se então que, nestes casos, a rendibilidade esperada à segunda-feira não será o triplo da rendibilidade registada nos outros dias da semana.

Para todos os restantes índices, não se rejeita a hipótese nula, ou seja, os diferenciais entre a rendibilidade de um determinado dia da semana, que não segunda-feira, e 1/3 da taxa de rendibilidade média observada segunda-feira são nulos. Nestes casos, as rendibilidades esperadas à segunda-feira corresponderão a cerca de três vezes a rendibilidade observada nos outros dias da semana.

Analisando os resultados apresentados no Anexo 3, segundo a hipótese *Calendar Time*, verifica-se que alguns índices analisados rejeitam a hipótese nula da igualdade dos parâmetros γ a zero, para alguns subperíodos:

- (i) O índice Athex (Grécia) apenas não rejeita a hipótese nula no quarto subperíodo analisado (“período crise”), chegando a registar no “período pré-crise” (2000-07/2007) um *p-value* nulo;
- (ii) O índice FTSE 100 (Inglaterra) apresenta resultados semelhantes aos anteriores, registando um *p-value* inferior a 5% no período anterior à introdução do Euro (1988-1998) e no período anterior à crise de dívida pública soberana dos países da zona euro (2000-07/2007), rejeitando, assim, a hipótese de que, nestes dois subperíodos, a rendibilidade média à segunda-feira seja cerca do triplo da verificada nos restantes dias da semana;
- (iii) Os índices FTSE MIB 40 (Itália) e OMX Helsinki (Finlândia) rejeitam a hipótese nula nos subperíodos “crise” (08/2007-2011) e “pré-crise” (2000-07/2007), respectivamente;
- (iv) Por último, 7 dos 14 índices analisados rejeitam a hipótese nula para o subperíodo prévio à utilização da moeda única na zona euro (1988-1998), com *p-values* inferiores a 10%.

Novamente se conclui, pela análise do Anexo 3 que, após a introdução do Euro, os *p-values* são sempre menores no “período pré-crise” (2000-07/2007), quando comparados com os *p-values* no “período crise” (08/2007-2011), com excepção dos índices NIKKEI 225 e Hang Seng cujos *p-values* tornam a ser menores no período da crise.

Decorrente dos diferentes resultados obtidos para os índices analisados, será prudente considerar, à semelhança do que concluímos para o modelo anterior, a eventual má especificação do modelo explicativo do comportamento das taxas de rendibilidade dos activos assente nesta hipótese.

6. Conclusões

Com a realização deste trabalho, testámos a eficiência dos principais mercados accionistas europeus, através da realização de testes de hipóteses, segundo os modelos *Trading Time* e *Calendar Time*, sobre o comportamento das rendibilidades diárias para 11 índices europeus e para os principais índices americano e asiáticos, num total de 3.

O objectivo foi verificar a existência de um padrão sazonal registado pelas rendibilidades diárias, que fosse dependente do dia da semana, o efeito dia-da-semana. Mais concretamente, testámos a evidência de uma regularidade empírica, caracterizada essencialmente pela obtenção, em média, de taxas de rendibilidade às segundas-feiras (calculadas entre a cotação de fecho da sexta-feira anterior e a cotação de fecho de segunda-feira) negativas ou significativamente diferentes das obtidas nos outros dias da semana e, consequentemente, taxas de rendibilidade médias significativamente superiores à sexta-feira, isto é, testámos o efeito fim-de-semana ou efeito segunda-feira.

Com base nos resultados obtidos, foi possível verificar que para a maioria dos índices analisados (12 em 14) as rendibilidades à segunda-feira são negativas ou inferiores às dos restantes dias da semana.

Na verdade, segundo o modelo *Trading Time*, 4 índices analisados, Athex (Grécia) FTSE MIB 40 (Itália), Nikkei 225 (Japão) e Hang Seng (Hong Kong) rejeitam a hipótese nula da igualdade entre as taxas de rendibilidade médias para todos os dias da semana, para níveis de significância de 5% e de 10 %, considerando-se que as estimativas para os parâmetros γ_3 e γ_6 não são estatisticamente diferentes de zero e que, consequentemente se observa um efeito segunda-feira. Conclui-se assim, pela ineficiência na forma fraca destes mercados. Por outro lado, para os restantes 10 índices analisados não se rejeita a hipótese nula em teste, pelo que as rendibilidades registadas à segunda-feira não são significativamente negativas e diferentes das registadas nos restantes dias da semana.

Segundo o modelo *Calendar Time*, somente dois índices rejeitam a hipótese nula, Athex (Grécia) e Hang Seng (Hong Kong), pois apresentam *p-values* inferiores a níveis de significância de 1% e de 5%, respectivamente, concluindo-se que, nestes casos, a rendibilidade média esperada à segunda-feira não será o triplo da rendibilidade média registada nos outros dias da semana. Para todos os restantes índices, a hipótese nula é

verdadeira, ou seja, os diferenciais entre a taxa de rendibilidade média de um determinado dia da semana, que não segunda-feira, e 1/3 da taxa de rendibilidade média observada à segunda-feira, são nulos. Assim, nestes casos, as rendibilidades médias esperadas à segunda-feira corresponderão a cerca de três vezes a rendibilidade média observada nos outros dias da semana.

Se nos debruçarmos sobre os resultados alcançados para os subperíodos definidos, observamos que a hipótese nula, para vários índices e em alguns subperíodos analisados, é rejeitada tendo por base ambas as hipóteses abordadas (*Trading Time* e *Calendar Time*), com níveis de significância de pelo menos 10%.

Resulta igualmente desta análise que, após a introdução da moeda única europeia, os valores dos *p-values* são sempre menores no “período pré-crise”, quando comparados com os *p-values* do “período crise”, com excepção dos índices FTSE MIB 40, NIKKEI 225 e Hang Seng cujos *p-values* são menores no período da crise.

Semelhantes conclusões já haviam sido obtidas, tanto (i) através de estudos baseados em dados mais recentes, como por exemplo os estudos desenvolvidos por Kamara (1997) que ao analisar o índice *Standard & Poor's 500* (S&P 500) conclui pelo não desaparecimento do efeito segunda-feira, pese embora a diminuição substancial da magnitude do mesmo sobretudo a partir de Abril de 1982, e por Chen e Singal (2003) que defendem que a impossibilidade de negociação ao fim-de-semana é susceptível de conduzir os *short sellers* ao fecho das suas posições especulativas à sexta-feira e à abertura de novas posições curtas à segunda-feira (decorrente da não possibilidade de monitorização constante exigida pelas suas posições), o que contribui para a permanência do efeito fim-de-semana nos índices *New York Stock Exchange* (NYSE) e *Nasdaq*; como (ii) em estudos baseados em cotações de índices para períodos com alguma antiguidade, como o de French (1980) sobre o índice S&P 500 que tanto rejeita a hipótese da igualdade das taxas de rendibilidade médias no período total e em 4 dos 5 subperíodos analisados, como também chega a não rejeitar aquela hipótese entre 1953 e 1972 para ambos os modelos *Calendar Time* e *Trading Time*.

Poderemos assim, ser levados a pensar que (i) eventualmente, o efeito dia-da-semana tenha efectivamente diminuído e deixado de ser significativo tal como sugerido por Kamara (1997) e em certo ponto demonstrado através dos resultados deste trabalho, pois apenas para poucos índices analisados a hipótese nula em teste é rejeitada quando analisado o período total (1988-2011) e o número de índices que rejeitam a hipótese da eficiência dos mercados é maior no

período mais antigo (1988-1998); que (ii) as vendas a descoberto afectam os preços dos títulos accionistas, contribuindo para o efeito fim-de-semana, como sugerido por Chen e Singal (2003) e também observado na nossa análise, cujas taxas de rendibilidade médias à sexta-feira são, para a maioria dos índices maiores do que as mesmas taxas registadas à segunda-feira, ou ainda que (iii) a *performance* macroeconómica pode estar na origem da existência de eventuais padrões sazonais, como o efeito dia-da-semana que, segundo os resultados obtidos para ambas as hipóteses testadas, se manifesta sobretudo no período anterior à introdução do Euro (1988-1998) e no “período pré-crise” (2000-07/2007).

No entanto, não podemos descartar a hipótese da especificação dos modelos propostos não ser a mais adequada para explicar o comportamento das taxas de rendibilidade ao longo dos dias da semana, razão que explicaria as divergências entre os resultados apresentados para os diferentes índices, ao ponto de nos levar a concluir pela ineficiência de alguns mercados accionistas.

Como pistas para futura investigação, deixa-se a sugestão para o desenvolvimento de novos estudos sobre o efeito dia-da-semana, decorrente dos resultados obtidos para a generalidade dos índices objecto desta dissertação: a existência de rendibilidades positivas e superiores à sexta-feira face às de segunda-feira poderão levar ao desenvolvimento de oportunidades de arbitragem via prática de *short selling* explicando, assim, a origem do efeito segunda-feira.

Em suma, os resultados que apresentamos sobre o efeito dia-da-semana não esgotam as dúvidas existentes sobre esta anomalia, sugerem antes a necessidade de uma investigação mais aprofundada, pelo que, e terminando como o mesmo autor com que iniciámos este trabalho, “*much remains to be done*”, Fama (1970).

7. Bibliografia

Monografias (livros):

Elton, E. J. e M. J. Gruber (1995), *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*, J. Wiley & Sons, Inc, 5th Ed

Kohler, H. (1994), *Statistics for Business and Economics*, Harper Collins College Publishers, 3rd Ed

Periódicos científicos:

Chang, E. C. e W. G. Lewellen (1984), Market Timing and Mutual Fund Investment Performance, *Journal of Business* 57(1), 57-72

Chen, H. e V. Singal (2003), Role of Speculative Short Sales in Price Formation: The Case of the Weekend Effect, *The Journal of Finance* 58(2), 685-705

Condoyanni, I., O'Hanlon J. e C. Ward (1987), Day of the Week Effects on Stock Returns: International Evidence, *Journal of Business Finance and Accounting* 14 (2), 159-174

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

Faff, R. W. e M. D. MacKenzie (2002), The Impact of Stock Index Futures Trading on Daily Returns Seasonality: A Multicountry Study, *The Journal of Business* 75(1), 95-125

Fama, E. F. (1965), The Behavior of Stock-Market Prices, *The Journal of Business* 38(1), 34-105

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

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

Fama, E. F., Fisher, L., Jensen, M e R. Roll (1969), The Adjustment of Stock Prices to New Information, *International Economic Review* 10(1), 1-21

French, K. R. (1980), Stock Returns and the Weekend Effect, *Journal of Financial Economics* 8, 55-69

Gama, P. M. (1998), A Eficiência Fraca do Mercado de Acções Português: Evidência do Teste aos Rácios de Variância, da Investigação de Regularidades de Calendário e da Simulação de Regras de Transacção Mecânicas – 1989 a 1996, *Revista de Mercados e Activos Financeiros*, Maio 1(1), 5-28

- Gibbons, M. R. e P. Hess (1981), Day of the Week Effect and Asset Returns, *The Journal of Business* 54(4), 579-596
- Grossman, S. J. e J. E. Stiglitz (1980), On the Impossibility of Informationally Efficient Markets, *The American Economic Review* 70(3), 393-408
- Harris, L. (1986), A Transaction Data Study of Weekly and Intradaily Patterns in Stock Returns, *Journal of Financial Economics* 16, 99-117
- Henriksson, R. D. (1984), Market timing and mutual fund performance: An empirical investigation, *The Journal of Business* 57(1), 73-96
- Ippolito, R. (1989), Efficiency with costly information: A study of mutual fund performance 1965-1984, *The Quarterly Journal of Economics* 104(1), 1-23
- Jaffe, J. e R. Westerfield (1985), The Week-End Effect in Common Stock Returns: The International Evidence, *Journal of Finance* 40, 433-454
- Jensen, M. C. (1968), The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964, *Journal of Finance* 23(2), 389-416
- Jensen, M. C. (1969), Risk, the Pricing of Capital Assets, and the Evaluation of Investment Portfolios, *Journal of Business* 42(2), 167-247
- Jensen, M. C. (1978), Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency, *Journal of Financial Economics*, 6(2/3), 95-101
- Kamara, A. (1997), New Evidence on the Monday Seasonal in Stock Returns, *The Journal of Business* 70(1), 63-84
- Keim, D. B. e R. F. Stambaugh (1984), A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns, *The Journal of Finance* 39(3), 819-835
- Lakonishok, J. e M. Levi (1982), Weekend Effects on Stock Returns: A Note, *The Journal of Finance* 37(3), 883-889
- Lakonishok, J. e S. Smidt (1988), Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective, *The Review of Financial Studies* 1(4), 403-425
- Niederhoffer, V. e M. Osborne (1966), Market Making and Reversal on the Stock Exchange, *Journal of the American Statistical Association* 61(316), 897-916
- Rogalski, R. J. (1984), New Findings Regarding Day-of-the-Week Returns over Trading and Non-Trading Periods: A Note, *The Journal of Finance* 39(5), 1603-1614
- Scholes, M. (1972), The Market for Securities: Substitution versus Price Pressure and the Effects of Information on Share Prices, *Journal of Business* 45(2), 179-211
- Smirlock, M. e L. Starks (1986), Day-of-the-Week and Intraday Effects in Stock Returns, *Journal of Financial Economics* 17, 197-210

Solnik, B. e L. Bousquet (1990), Day of the Week Effect on the Paris Bourse, *Journal of Banking and Finance* 14, 461-468

Wang, K., Li, Y. e J. Erickson (1997), A New Look at the Monday Effect, *The Journal of Finance* 52(5), 2171-2186

Working papers:

Prince, P. (1982), Day of the Week Effects: Hourly Data, *Manuscript*, University of Chicago

8. Anexos

Anexo 1: Medidas de Estatística Descritivas das Séries Ajustadas por Dia da Semana (1988 a 2011)

Média, desvio-padrão, mediana, máx, min, curtose, assimetria e número de observações das rendibilidades entre o fecho do dia de negociação indicado e o fecho do dia anterior. Não foram consideradas as rendibilidades referentes às datas antecedidas por feriados.

		Média	Desvio Padrão	Mediana	Máx	Min	Curtose	Assimetria	Nº Observações
Eurostoxx 50 (Zona Euro)	2ª feira	-0,0161%	0,0156	0,0005	0,1044	-0,0819	7,9174	0,1109	1.218
	3ª feira	0,0320%	0,0127	0,0004	0,0694	-0,0662	4,3486	-0,0963	1.221
	4ª feira	0,0135%	0,0126	0,0005	0,0563	-0,0670	3,8315	-0,4289	1.240
	5ª feira	0,0254%	0,0132	0,0005	0,0655	-0,0642	4,0504	-0,1941	1.236
	6ª feira	0,0198%	0,0125	0,0006	0,0808	-0,0821	5,4214	-0,2431	1.223
Athex (Grécia)	2ª feira	-0,0922%	0,0210	-0,0010	0,1375	-0,1060	6,4161	0,4874	1.103
	3ª feira	-0,0641%	0,0179	-0,0010	0,0955	-0,0743	3,2985	0,1555	1.127
	4ª feira	0,0073%	0,0158	-0,0004	0,0768	-0,0806	3,3664	0,1851	1.193
	5ª feira	0,0349%	0,0169	0,0001	0,0772	-0,0802	3,8133	-0,0520	1.194
	6ª feira	0,1444%	0,0154	0,0018	0,0833	-0,1021	4,8312	-0,3458	1.158
FTSE 100 (Inglaterra)	2ª feira	-0,0151%	0,0127	0,0000	0,0938	-0,0818	8,0738	0,1331	1.123
	3ª feira	0,0483%	0,0109	0,0006	0,0493	-0,0589	2,8332	0,0375	1.124
	4ª feira	-0,0135%	0,0108	0,0001	0,0774	-0,0743	5,8287	-0,3554	1.228
	5ª feira	0,0089%	0,0112	0,0001	0,0590	-0,0587	3,7488	-0,2906	1.236
	6ª feira	0,0464%	0,0111	0,0010	0,0847	-0,0927	8,4480	-0,2378	1.210
DAX 30 (Alemanha)	2ª feira	0,0391%	0,0170	0,0011	0,1080	-0,1371	8,0231	-0,3113	1.169
	3ª feira	0,0165%	0,0142	0,0003	0,1069	-0,0887	7,3081	0,0209	1.181
	4ª feira	0,0393%	0,0140	0,0009	0,0611	-0,0671	2,5246	-0,2176	1.218
	5ª feira	-0,0010%	0,0142	0,0006	0,0672	-0,0708	3,5005	-0,2096	1.195
	6ª feira	0,0171%	0,0136	0,0010	0,0698	-0,0727	3,3983	-0,3462	1.170
ATX INDX (Áustria)	2ª feira	-0,0114%	0,0167	0,0008	0,1202	-0,1025	8,5413	-0,4856	1.127
	3ª feira	-0,0118%	0,0135	0,0002	0,0826	-0,0901	7,5464	-0,2077	1.139
	4ª feira	0,0365%	0,0131	0,0006	0,0622	-0,0911	5,5637	-0,5148	1.187
	5ª feira	0,0115%	0,0132	0,0003	0,0761	-0,0872	5,6489	-0,4134	1.139
	6ª feira	0,0596%	0,0131	0,0007	0,1089	-0,0778	8,4984	0,0237	1.111
IBEX 35 (Espanha)	2ª feira	-0,0350%	0,0156	0,0006	0,1348	-0,0888	9,5373	0,3413	1.151
	3ª feira	0,0376%	0,0130	0,0005	0,0573	-0,0560	2,5187	-0,0086	1.174
	4ª feira	-0,0157%	0,0135	0,0001	0,0900	-0,0852	5,0148	-0,0415	1.193
	5ª feira	0,0267%	0,0137	0,0005	0,0684	-0,0734	4,2035	-0,3242	1.178
	6ª feira	0,0529%	0,0131	0,0011	0,0835	-0,0959	6,0455	-0,5270	1.166
CAC 40 (França)	2ª feira	-0,0618%	0,0159	-0,0002	0,1059	-0,0947	6,7773	0,1811	1.152
	3ª feira	0,0339%	0,0133	0,0003	0,0673	-0,0768	3,2364	-0,1157	1.170
	4ª feira	0,0287%	0,0135	0,0006	0,0883	-0,0706	3,5251	-0,1083	1.215
	5ª feira	0,0346%	0,0142	0,0004	0,0681	-0,0659	2,9198	-0,1260	1.202
	6ª feira	0,0230%	0,0132	0,0004	0,0887	-0,0805	4,5444	-0,0525	1.181
FTSEMIB 40 (Itália)	2ª feira	-0,0826%	0,0143	0,0003	0,0794	-0,0738	2,8971	-0,1886	1.140
	3ª feira	-0,0221%	0,0121	0,0005	0,0726	-0,0848	4,9046	-0,4382	1.154
	4ª feira	0,0448%	0,0119	0,0010	0,0622	-0,0600	3,0896	-0,4616	1.185
	5ª feira	0,0580%	0,0117	0,0008	0,0474	-0,0608	2,4730	-0,3251	1.188
	6ª feira	-0,0107%	0,0119	0,0005	0,0462	-0,0969	6,2780	-0,8725	1.169
AEX (Holanda)	2ª feira	-0,0007%	0,0163	0,0006	0,1003	-0,0959	7,2193	-0,2068	1.178
	3ª feira	0,0487%	0,0128	0,0007	0,0745	-0,0720	4,8838	0,1128	1.188
	4ª feira	0,0134%	0,0129	0,0005	0,0870	-0,0800	5,6113	-0,4613	1.229
	5ª feira	-0,0109%	0,0134	0,0005	0,0952	-0,0698	5,5659	0,0087	1.217
	6ª feira	0,0206%	0,0127	0,0007	0,0823	-0,0886	6,8196	-0,2981	1.188

(Continua)

Anexo 1: Continuação

		Média	Desvio Padrão	Mediana	Máx	Min	Curtose	Assimetria	Nº Observações
PSI Geral (Portugal)	2ª feira	-0,0110%	0,0118	0,0000	0,1011	-0,1081	23,7756	-0,8074	1.094
	3ª feira	0,0040%	0,0097	0,0000	0,0595	-0,0595	5,9737	-0,3445	1.093
	4ª feira	0,0125%	0,0099	0,0002	0,0641	-0,0587	6,3508	0,1117	1.176
	5ª feira	0,0083%	0,0104	0,0002	0,0757	-0,0834	10,5337	-0,4768	1.171
	6ª feira	0,0409%	0,0091	0,0004	0,0739	-0,0617	8,8198	-0,2998	1.150
OMX Helsinki (Finlândia)	2ª feira	-0,0020%	0,0165	0,0001	0,0970	-0,0941	4,0841	-0,1117	1.148
	3ª feira	-0,0636%	0,0170	-0,0003	0,0734	-0,1742	12,1803	-1,1261	1.183
	4ª feira	-0,0221%	0,0167	0,0003	0,0923	-0,0863	3,5037	-0,2478	1.209
	5ª feira	0,0722%	0,0194	0,0009	0,1456	-0,1234	7,4310	0,0708	1.176
	6ª feira	0,0902%	0,0158	0,0010	0,0852	-0,0818	3,6278	-0,0706	1.140
NIKKEI 225 (Japão)	2ª feira	-0,1186%	0,0165	-0,0005	0,0766	-0,0723	2,4593	-0,1640	1.073
	3ª feira	-0,0126%	0,0137	-0,0001	0,1243	-0,1115	11,1066	0,0547	1.088
	4ª feira	0,0116%	0,0145	0,0005	0,0746	-0,0985	4,0892	-0,1584	1.162
	5ª feira	0,0349%	0,0147	0,0005	0,0949	-0,1211	7,0259	-0,5024	1.156
	6ª feira	-0,0692%	0,0145	-0,0003	0,0727	-0,1012	5,6396	-0,5619	1.153
S&P 500 (E.U.A)	2ª feira	0,0489%	0,0128	0,0008	0,1096	-0,0935	13,6918	-0,4669	1.100
	3ª feira	0,0604%	0,0116	0,0001	0,1025	-0,0591	8,4386	0,8912	1.132
	4ª feira	0,0347%	0,0111	0,0007	0,0557	-0,0947	8,5196	-0,8358	1.230
	5ª feira	-0,0023%	0,0117	0,0003	0,0669	-0,0792	5,5776	-0,4164	1.208
	6ª feira	-0,0041%	0,0109	0,0007	0,0613	-0,0701	4,5693	-0,6071	1.177
Hang Seng (Hong Kong)	2ª feira	-0,0492%	0,0206	0,0004	0,0975	-0,2452	22,2543	-2,1341	1.098
	3ª feira	0,0248%	0,0151	0,0006	0,1341	-0,1473	16,0788	-0,3288	1.121
	4ª feira	0,0969%	0,0168	0,0009	0,1725	-0,0929	12,0865	0,8212	1.168
	5ª feira	-0,0522%	0,0161	0,0000	0,1206	-0,1099	7,3641	-0,4114	1.169
	6ª feira	0,0929%	0,0152	0,0007	0,0918	-0,0866	5,4039	0,2956	1.146

Anexo 2 – Hipótese *Trading Time* (Subperíodos: 1988-1998, 1999-2011, 2000-07/2007 e 08/2007-2011)

$$r_t = \alpha + \gamma_3 d_{3t} + \gamma_4 d_{4t} + \gamma_5 d_{5t} + \gamma_6 d_{6t} + e_t$$

$$H_0: \gamma_3 = \gamma_4 = \gamma_5 = \gamma_6 = 0$$

	Subperíodo 1988 a 1998					Subperíodo 1999-2011					Subperíodo 2000-07/2007					Subperíodo 08/2007-2011				
	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6
Eurostoxx 50 (Zona Euro)	0,00013	0,00091	0,00092	-0,00006	0,00034	-0,00041	0,00010	-0,00023	0,00083	0,00037	-0,00040	-0,00014	-0,00092	0,00152	0,00094	-0,00109	0,00142	0,00155	-0,00020	-0,00071
<i>p-values</i>	0,7975	0,1564	0,1270	0,9227	0,5526	0,5429	0,9096	0,8012	0,3894	0,6868	0,6143	0,9010	0,3913	0,1729	0,3800	0,4591	0,4315	0,4272	0,9217	0,7214
	$F_{(4; 2.846)} = 1,338519$ $p\text{-value} = 0,2531$					$F_{(4; 3.292)} = 0,440982$ $p\text{-value} = 0,7791$					$F_{(4; 1.916)} = 1,700513$ $p\text{-value} = 0,1472$					$F_{(4; 1.123)} = 0,674126$ $p\text{-value} = 0,6100$				
Athex (Grécia)	0,00094	-0,00081	-0,00044	-0,00064	0,00119	-0,00246	0,00115	0,00217	0,00285	0,00332	-0,00288	0,00178	0,00258	0,00497	0,00430	-0,00371	0,00155	0,00284	0,00171	0,00281
<i>p-values</i>	0,3490	0,5086	0,7029	0,5847	0,2275	0,0018	0,2723	0,0368	0,0045	0,0007	0,0002	0,0648	0,0080	0,0000	0,0000	0,0252	0,5053	0,2104	0,4333	0,2159
	$F_{(4; 2.636)} = 1,121251$ $p\text{-value} = 0,3446$					$F_{(4; 3.138)} = 3,612522$ $p\text{-value} = 0,0061$					$F_{(4; 1.830)} = 8,289371$ $p\text{-value} = 0,0000$					$F_{(4; 1.066)} = 0,598024$ $p\text{-value} = 0,6641$				
FTSE 100 (Inglaterra)	-0,00035	0,00164	0,00104	0,00045	0,00071	0,00002	-0,00022	-0,00085	0,00006	0,00053	-0,00015	-0,00048	-0,00112	0,00078	0,00114	-0,00015	0,00107	-0,00007	-0,00106	-0,00030
<i>p-values</i>	0,3843	0,0028	0,0449	0,4296	0,1661	0,9747	0,7819	0,3053	0,9371	0,4864	0,8087	0,5920	0,2093	0,3857	0,1616	0,9111	0,5199	0,9683	0,5525	0,8646
	$F_{(4; 2.715)} = 2,607827$ $p\text{-value} = 0,0340$					$F_{(4; 3.206)} = 0,970436$ $p\text{-value} = 0,4224$					$F_{(4; 1.869)} = 2,562432$ $p\text{-value} = 0,0368$					$F_{(4; 1.091)} = 0,479496$ $p\text{-value} = 0,7508$				
DAX 30 (Alemanha)	0,00080	-0,00029	0,00077	-0,00115	-0,00060	0,00005	-0,00017	-0,00065	0,00021	0,00010	0,00031	-0,00087	-0,00166	0,00074	0,00014	-0,00060	0,00134	0,00133	-0,00073	-0,00082
<i>p-values</i>	0,2229	0,7335	0,3458	0,1911	0,4462	0,9368	0,8550	0,4853	0,8303	0,9177	0,7178	0,4750	0,1457	0,5317	0,9013	0,6601	0,4278	0,4711	0,7062	0,6420
	$F_{(4; 2.676)} = 1,809511$ $p\text{-value} = 0,1242$					$F_{(4; 3.257)} = 0,278445$ $p\text{-value} = 0,8921$					$F_{(4; 1.899)} = 1,37758$ $p\text{-value} = 0,2393$					$F_{(4; 1.111)} = 0,805963$ $p\text{-value} = 0,5214$				
ATX INDX (Áustria)	0,00030	-0,00031	0,00016	-0,00013	0,00038	-0,00047	0,00025	0,00075	0,00053	0,00099	0,00049	-0,00068	0,00027	0,00060	0,00048	-0,00236	0,00182	0,00263	0,00035	0,00185
<i>p-values</i>	0,6769	0,7054	0,8600	0,8888	0,6249	0,4887	0,7706	0,4093	0,5593	0,2852	0,3803	0,3936	0,7117	0,4115	0,4772	0,1723	0,3891	0,2526	0,8832	0,4438
	$F_{(4; 2.612)} = 0,217931$ $p\text{-value} = 0,9286$					$F_{(4; 3.091)} = 0,423524$ $p\text{-value} = 0,7918$					$F_{(4; 1.797)} = 0,993029$ $p\text{-value} = 0,4101$					$F_{(4; 1.054)} = 0,56061$ $p\text{-value} = 0,6913$				
IBEX 35 (Espanha)	0,00046	0,00071	-0,00040	-0,00052	0,00038	-0,00102	0,00074	0,00069	0,00155	0,00129	-0,00072	0,00036	0,00015	0,00196	0,00119	-0,00195	0,00225	0,00200	0,00112	0,00140
<i>p-values</i>	0,4403	0,3580	0,6001	0,5086	0,5597	0,1225	0,4025	0,4600	0,0955	0,1663	0,3098	0,7149	0,8829	0,0404	0,2347	0,1890	0,2283	0,3265	0,5974	0,4992
	$F_{(4; 2.650)} = 1,048426$ $p\text{-value} = 0,3806$					$F_{(4; 3.212)} = 0,984114$ $p\text{-value} = 0,4148$					$F_{(4; 1.859)} = 1,503866$ $p\text{-value} = 0,1985$					$F_{(4; 1.111)} = 0,470299$ $p\text{-value} = 0,7576$				
CAC 40 (França)	-0,00108	0,00240	0,00236	0,00143	0,00158	-0,00025	-0,00020	-0,00028	0,00060	0,00027	-0,00022	-0,00045	-0,00113	0,00137	0,00091	-0,00098	0,00121	0,00172	-0,00070	-0,00071
<i>p-values</i>	0,0641	0,0008	0,0012	0,0762	0,0247	0,7068	0,8199	0,7616	0,5244	0,7744	0,7681	0,6721	0,2792	0,2012	0,3705	0,5070	0,5077	0,3906	0,7309	0,7242
	$F_{(4; 2.644)} = 3,519438$ $p\text{-value} = 0,0072$					$F_{(4; 3.276)} = 0,352742$ $p\text{-value} = 0,8423$					$F_{(4; 1.906)} = 1,99647$ $p\text{-value} = 0,0926$					$F_{(4; 1.121)} = 0,805897$ $p\text{-value} = 0,5214$				

(Continua)

Anexo 2 – Continuação

	Subperíodo 1988 a 1998					Subperíodo 1999-2011					Subperíodo 2000-07/2007					Subperíodo 08/2007-2011				
	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6
FTSE MIB 40 (Itália)	-0,00069	0,00099	0,00175	0,00121	0,00112	-0,00094	0,00030	0,00089	0,00157	0,00039	-0,00054	0,00027	-0,00007	0,00141	0,00087	-0,00222	0,00072	0,00365	0,00193	-0,00004
<i>p-values</i>	0,2779	0,1908	0,0350	0,1381	0,1325	0,0802	0,6438	0,2189	0,0301	0,5835	0,3417	0,7013	0,9296	0,0570	0,2110	0,0656	0,6039	0,0217	0,2446	0,9802
	$F_{(4; 2.607)} = 1,291003$ $p\text{-value} = 0,2712$					$F_{(4; 3.229)} = 1,664294$ $p\text{-value} = 0,1554$					$F_{(4; 1.887)} = 1,55902$ $p\text{-value} = 0,1827$					$F_{(4; 1.093)} = 2,253951$ $p\text{-value} = 0,0614$				
AEX (Holanda)	0,00044	0,00120	0,00065	-0,00074	-0,00017	-0,00038	-0,00009	-0,00030	0,00042	0,00053	-0,00050	-0,00012	-0,00083	0,00148	0,00107	-0,00080	0,00096	0,00104	-0,00088	-0,00027
<i>p-values</i>	0,4085	0,0939	0,3152	0,2936	0,7923	0,5944	0,9169	0,7523	0,6635	0,5764	0,5415	0,9109	0,4414	0,1998	0,3311	0,5900	0,5957	0,6071	0,6652	0,8891
	$F_{(4; 2.722)} = 2,745279$ $p\text{-value} = 0,0270$					$F_{(4; 3.278)} = 0,327237$ $p\text{-value} = 0,8598$					$F_{(4; 1.908)} = 1,581346$ $p\text{-value} = 0,1766$					$F_{(4; 1.121)} = 0,468219$ $p\text{-value} = 0,7591$				
PSI Geral (Portugal)	0,00018	0,00044	0,00022	-0,00007	0,00027	-0,00031	-0,00006	0,00022	0,00038	0,00070	-0,00018	0,00033	0,00028	0,00076	0,00094	-0,00099	-0,00027	0,00111	0,00001	0,00047
<i>p-values</i>	0,7173	0,4192	0,7192	0,9153	0,5876	0,5164	0,9288	0,7252	0,5653	0,2791	0,6690	0,5768	0,6128	0,1741	0,0910	0,4102	0,8547	0,4561	0,9952	0,7670
	$F_{(4; 2.468)} = 0,254427$ $p\text{-value} = 0,9071$					$F_{(4; 3.216)} = 0,482923$ $p\text{-value} = 0,7483$					$F_{(4; 1.857)} = 0,817779$ $p\text{-value} = 0,5137$					$F_{(4; 1.121)} = 0,296202$ $p\text{-value} = 0,8805$				
OMX Helsinki (Finlândia)	-0,00006	0,00015	0,00072	0,00070	0,00094	0,00001	-0,00126	-0,00098	0,00077	0,00090	0,00013	-0,00168	-0,00246	0,00136	0,00109	-0,00109	0,00021	0,00221	-0,00044	-0,00024
<i>p-values</i>	0,9096	0,8212	0,3569	0,3575	0,1393	0,9845	0,2445	0,3613	0,5219	0,3885	0,8869	0,2724	0,0825	0,4077	0,4227	0,4365	0,9030	0,2282	0,8304	0,8955
	$F_{(4; 2.680)} = 0,575109$ $p\text{-value} = 0,6807$					$F_{(4; 3.176)} = 1,503813$ $p\text{-value} = 0,1983$					$F_{(4; 1.847)} = 2,287368$ $p\text{-value} = 0,0579$					$F_{(4; 1.085)} = 0,753972$ $p\text{-value} = 0,5554$				
NIKKEI 225 (Japão)	-0,00195	0,00296	0,00260	0,00236	0,00089	-0,00051	-0,00062	0,00018	0,00080	0,00013	-0,00054	-0,00006	-0,00052	0,00069	0,00103	-0,00139	-0,00125	0,00233	0,00139	-0,00080
<i>p-values</i>	0,0061	0,0019	0,0071	0,0086	0,3151	0,4627	0,5058	0,8424	0,4107	0,8876	0,5410	0,9616	0,6425	0,5432	0,3276	0,2929	0,4947	0,1951	0,4977	0,6582
	$F_{(4; 2.595)} = 4,110033$ $p\text{-value} = 0,0025$					$F_{(4; 3.037)} = 0,661643$ $p\text{-value} = 0,6186$					$F_{(4; 1.780)} = 0,785295$ $p\text{-value} = 0,5346$					$F_{(4; 1.025)} = 1,352866$ $p\text{-value} = 0,2484$				
S&P 500 (EUA)	0,00113	-0,00012	-0,00047	-0,00161	-0,00058	-0,00007	0,00032	0,00014	0,00043	-0,00048	0,00039	-0,00055	-0,00020	0,00021	-0,00131	-0,00103	0,00297	0,00034	0,00088	0,00043
<i>p-values</i>	0,0051	0,8475	0,3693	0,0031	0,2921	0,9124	0,7181	0,8645	0,6029	0,5402	0,4921	0,4930	0,8165	0,7994	0,0913	0,4761	0,1611	0,8606	0,6521	0,8069
	$F_{(4; 2.692)} = 2,952694$ $p\text{-value} = 0,0190$					$F_{(4; 3.155)} = 0,427636$ $p\text{-value} = 0,7888$					$F_{(4; 1.835)} = 1,111113$ $p\text{-value} = 0,3495$					$F_{(4; 1.077)} = 0,940471$ $p\text{-value} = 0,4396$				
Hang Seng (Hong Kong)	-0,00147	0,00272	0,00357	0,00063	0,00270	0,00034	-0,00094	-0,00034	-0,00059	0,00034	-0,00016	0,00038	-0,00027	-0,00010	0,00091	0,00028	-0,00250	0,00103	-0,00130	-0,00038
<i>p-values</i>	0,1088	0,0197	0,0017	0,5585	0,0090	0,6527	0,3579	0,7381	0,5494	0,7246	0,8305	0,7103	0,7975	0,9195	0,3187	0,8725	0,2908	0,6542	0,5659	0,8628
	$F_{(4; 2.628)} = 4,045665$ $p\text{-value} = 0,0028$					$F_{(4; 3.074)} = 0,558212$ $p\text{-value} = 0,6930$					$F_{(4; 1.790)} = 0,490393$ $p\text{-value} = 0,7428$					$F_{(4; 1.046)} = 0,834116$ $p\text{-value} = 0,5035$				

Anexo 3 – Hipótese *Calendar Time* (Subperíodos 1988-1998, 1999-2011, 2000-07/2007 e 08/2007-2011)

$$r_t = \alpha(1 + 2d_{2t}) + \gamma_3 d_{3t} + \gamma_4 d_{4t} + \gamma_5 d_{5t} + \gamma_6 d_{6t} + e_t$$

$$H_0: \gamma_3 = \gamma_4 = \gamma_5 = \gamma_6 = 0$$

	Subperíodo 1988 a 1998					Subperíodo 1999-2011					Subperíodo 2000-07/2007					Subperíodo 08/2007-2011				
	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6
Eurostoxx 50 (Zona Euro) <i>p-values</i>	0,00004 0,7975 $F_{(4; 2.846)} = 3,007679$ <i>p-value = 0,0173</i>	0,00099 0,0195 $F_{(4; 2.636)} = 2,371867$ <i>p-value = 0,0503</i>	0,00100 0,0095 $F_{(4; 2.612)} = 0,435334$ <i>p-value = 0,7832</i>	0,00002 0,9650 $F_{(4; 2.650)} = 1,639509$ <i>p-value = 0,1615</i>	0,00043 0,2693 $F_{(4; 2.644)} = 6,120883$ <i>p-value = 0,0001</i>	-0,00014 0,5429 $F_{(4; 3.292)} = 0,442089$ <i>p-value = 0,7783</i>	-0,00017 0,7774 $F_{(4; 3.138)} = 2,074239$ <i>p-value = 0,0816</i>	-0,00051 0,4322 $F_{(4; 3.206)} = 1,066991$ <i>p-value = 0,3711</i>	0,00055 0,4037 $F_{(4; 3.091)} = 0,372337$ <i>p-value = 0,8285</i>	0,00010 0,8762 $F_{(4; 3.212)} = 0,619156$ <i>p-value = 0,6489</i>	-0,00013 0,6143 $F_{(4; 1.916)} = 1,59713$ <i>p-value = 0,1724</i>	-0,00040 0,5998 $F_{(4; 1.830)} = 7,000101$ <i>p-value = 0</i>	-0,00119 0,1135 $F_{(4; 1.899)} = 1,468912$ <i>p-value = 0,2091</i>	0,00125 0,1156 $F_{(4; 1.797)} = 1,808994$ <i>p-value = 0,1244</i>	0,00067 0,3728 $F_{(4; 1.859)} = 1,443694$ <i>p-value = 0,2171</i>	-0,00036 0,4591 $F_{(4; 1.054)} = 0,520062$ <i>p-value = 0,721</i>	0,00070 0,5549 $F_{(4; 1.111)} = 0,22543$ <i>p-value = 0,9242</i>	0,00083 0,5369 $F_{(4; 1.111)} = 0,915667$ <i>p-value = 0,454</i>	-0,00093 0,4900 $F_{(4; 1.111)} = 0,915667$ <i>p-value = 0,454</i>	-0,00143 0,2709 $F_{(4; 1.111)} = 0,915667$ <i>p-value = 0,454</i>
Athex (Grécia) <i>p-values</i>	0,00031 0,3490 $F_{(4; 2.636)} = 2,371867$ <i>p-value = 0,0503</i>	-0,00018 0,8244 $F_{(4; 2.612)} = 0,435334$ <i>p-value = 0,7832</i>	0,00019 0,7787 $F_{(4; 2.650)} = 1,639509$ <i>p-value = 0,1615</i>	-0,00001 0,9876 $F_{(4; 2.644)} = 6,120883$ <i>p-value = 0,0001</i>	0,00182 0,0038 $F_{(4; 2.644)} = 6,120883$ <i>p-value = 0,0001</i>	-0,00082 0,0018 $F_{(4; 3.292)} = 0,442089$ <i>p-value = 0,7783</i>	-0,00049 0,5172 $F_{(4; 3.138)} = 2,074239$ <i>p-value = 0,0816</i>	0,00053 0,4666 $F_{(4; 3.206)} = 1,066991$ <i>p-value = 0,3711</i>	0,00121 0,0831 $F_{(4; 3.091)} = 0,372337$ <i>p-value = 0,8285</i>	0,00168 0,0122 $F_{(4; 3.212)} = 0,619156$ <i>p-value = 0,6489</i>	-0,00096 0,0002 $F_{(4; 1.916)} = 1,59713$ <i>p-value = 0,1724</i>	-0,00015 0,8301 $F_{(4; 1.830)} = 7,000101$ <i>p-value = 0</i>	0,00065 0,3529 $F_{(4; 1.899)} = 1,468912$ <i>p-value = 0,2091</i>	0,00304 0,0000 $F_{(4; 1.797)} = 1,808994$ <i>p-value = 0,1244</i>	0,00237 0,0001 $F_{(4; 1.859)} = 1,443694$ <i>p-value = 0,2171</i>	-0,00124 0,0252 $F_{(4; 1.054)} = 0,520062$ <i>p-value = 0,721</i>	-0,00092 0,5913 $F_{(4; 1.111)} = 0,22543$ <i>p-value = 0,9242</i>	0,00037 0,8119 $F_{(4; 1.111)} = 0,915667$ <i>p-value = 0,454</i>	-0,00077 0,6110 $F_{(4; 1.111)} = 0,915667$ <i>p-value = 0,454</i>	0,00034 0,8285 $F_{(4; 1.111)} = 0,915667$ <i>p-value = 0,454</i>
FTSE 100 (Inglaterra) <i>p-values</i>	-0,00012 0,3843 $F_{(4; 2.715)} = 4,374368$ <i>p-value = 0,0016</i>	0,00140 0,0004 $F_{(4; 2.612)} = 0,435334$ <i>p-value = 0,7832</i>	0,00080 0,0201 $F_{(4; 2.650)} = 1,639509$ <i>p-value = 0,1615</i>	0,00021 0,6051 $F_{(4; 2.644)} = 6,120883$ <i>p-value = 0,0001</i>	0,00048 0,2217 $F_{(4; 2.644)} = 6,120883$ <i>p-value = 0,0001</i>	0,00001 0,9747 $F_{(4; 3.292)} = 0,442089$ <i>p-value = 0,7783</i>	-0,00021 0,6985 $F_{(4; 3.138)} = 2,074239$ <i>p-value = 0,0816</i>	-0,00084 0,1422 $F_{(4; 3.206)} = 1,066991$ <i>p-value = 0,3711</i>	0,00008 0,8884 $F_{(4; 3.091)} = 0,372337$ <i>p-value = 0,8285</i>	0,00055 0,2854 $F_{(4; 3.212)} = 0,619156$ <i>p-value = 0,6489</i>	-0,00005 0,8087 $F_{(4; 1.916)} = 1,59713$ <i>p-value = 0,1724</i>	-0,00058 0,3500 $F_{(4; 1.830)} = 7,000101$ <i>p-value = 0</i>	-0,00122 0,0495 $F_{(4; 1.899)} = 1,468912$ <i>p-value = 0,2091</i>	0,00068 0,2852 $F_{(4; 1.797)} = 1,808994$ <i>p-value = 0,1244</i>	0,00104 0,0662 $F_{(4; 1.859)} = 1,443694$ <i>p-value = 0,2171</i>	-0,00005 0,9111 $F_{(4; 1.054)} = 0,520062$ <i>p-value = 0,721</i>	0,00097 0,3684 $F_{(4; 1.111)} = 0,22543$ <i>p-value = 0,9242</i>	-0,00017 0,8902 $F_{(4; 1.111)} = 0,915667$ <i>p-value = 0,454</i>	-0,00116 0,3082 $F_{(4; 1.111)} = 0,915667$ <i>p-value = 0,454</i>	-0,00039 0,7254 $F_{(4; 1.111)} = 0,915667$ <i>p-value = 0,454</i>
DAX 30 (Alemanha) <i>p-values</i>	0,00027 0,2229 $F_{(4; 2.676)} = 2,04846$ <i>p-value = 0,0851</i>	0,00024 0,6797 $F_{(4; 2.612)} = 0,435334$ <i>p-value = 0,7832</i>	0,00130 0,0132 $F_{(4; 2.650)} = 1,639509$ <i>p-value = 0,1615</i>	-0,00061 0,2970 $F_{(4; 2.644)} = 6,120883$ <i>p-value = 0,0001</i>	-0,00007 0,8979 $F_{(4; 2.644)} = 6,120883$ <i>p-value = 0,0001</i>	0,00002 0,9368 $F_{(4; 3.292)} = 0,442089$ <i>p-value = 0,7783</i>	-0,00013 0,8357 $F_{(4; 3.138)} = 2,074239$ <i>p-value = 0,0816</i>	-0,00061 0,3650 $F_{(4; 3.206)} = 1,066991$ <i>p-value = 0,3711</i>	0,00024 0,7213 $F_{(4; 3.091)} = 0,372337$ <i>p-value = 0,8285</i>	0,00013 0,8386 $F_{(4; 3.212)} = 0,619156$ <i>p-value = 0,6489</i>	0,00010 0,7178 $F_{(4; 1.916)} = 1,59713$ <i>p-value = 0,1724</i>	-0,00067 0,4245 $F_{(4; 1.830)} = 7,000101$ <i>p-value = 0</i>	-0,00145 0,0778 $F_{(4; 1.899)} = 1,468912$ <i>p-value = 0,2091</i>	0,00095 0,2637 $F_{(4; 1.797)} = 1,808994$ <i>p-value = 0,1244</i>	0,00035 0,6720 $F_{(4; 1.859)} = 1,443694$ <i>p-value = 0,2171</i>	-0,00020 0,6601 $F_{(4; 1.054)} = 0,520062$ <i>p-value = 0,721</i>	0,00094 0,4235 $F_{(4; 1.111)} = 0,22543$ <i>p-value = 0,9242</i>	0,00093 0,4760 $F_{(4; 1.111)} = 0,915667$ <i>p-value = 0,454</i>	-0,00113 0,3807 $F_{(4; 1.111)} = 0,915667$ <i>p-value = 0,454</i>	-0,00123 0,2865 $F_{(4; 1.111)} = 0,915667$ <i>p-value = 0,454</i>
ATX INDX (Áustria) <i>p-values</i>	0,00010 0,6769 $F_{(4; 2.612)} = 0,435334$ <i>p-value = 0,7832</i>	-0,00010 0,8475 $F_{(4; 2.650)} = 1,639509$ <i>p-value = 0,1615</i>	0,00036 0,5105 $F_{(4; 2.644)} = 6,120883$ <i>p-value = 0,0001</i>	0,00007 0,9004 $F_{(4; 2.644)} = 6,120883$ <i>p-value = 0,0001</i>	0,00058 0,2647 $F_{(4; 2.644)} = 6,120883$ <i>p-value = 0,0001</i>	-0,00016 0,4887 $F_{(4; 3.292)} = 0,442089$ <i>p-value = 0,7783</i>	-0,00006 0,9222 $F_{(4; 3.138)} = 2,074239$ <i>p-value = 0,0816</i>	0,00044 0,4968 $F_{(4; 3.206)} = 1,066991$ <i>p-value = 0,3711</i>	0,00022 0,7287 $F_{(4; 3.091)} = 0,372337$ <i>p-value = 0,8285</i>	0,00068 0,2847 $F_{(4; 3.212)} = 0,619156$ <i>p-value = 0,6489</i>	0,00016 0,3803 $F_{(4; 1.916)} = 1,59713$ <i>p-value = 0,1724</i>	-0,00035 0,5220 $F_{(4; 1.830)} = 7,000101$ <i>p-value = 0</i>	0,00060 0,2477 $F_{(4; 1.899)} = 1,468912$ <i>p-value = 0,2091</i>	0,00093 0,0871 $F_{(4; 1.797)} = 1,808994$ <i>p-value = 0,1244</i>	0,00081 0,0979 $F_{(4; 1.859)} = 1,443694$ <i>p-value = 0,2171</i>	-0,00079 0,1723 $F_{(4; 1.054)} = 0,520062$ <i>p-value = 0,721</i>	0,00025 0,8631 $F_{(4; 1.111)} = 0,22543$ <i>p-value = 0,9242</i>	0,00106 0,5092 $F_{(4; 1.111)} = 0,915667$ <i>p-value = 0,454</i>	-0,00122 0,4426 $F_{(4; 1.111)} = 0,915667$ <i>p-value = 0,454</i>	0,00028 0,8621 $F_{(4; 1.111)} = 0,915667$ <i>p-value = 0,454</i>
IBEX 35 (Espanha) <i>p-values</i>	0,00015 0,4403 $F_{(4; 2.650)} = 1,639509$ <i>p-value = 0,1615</i>	0,00101 0,0466 $F_{(4; 2.612)} = 0,435334$ <i>p-value = 0,7832</i>	-0,00010 0,8457 $F_{(4; 2.650)} = 1,639509$ <i>p-value = 0,1615</i>	-0,00022 0,7090 $F_{(4; 2.644)} = 6,120883$ <i>p-value = 0,0001</i>	0,00069 0,1318 $F_{(4; 2.644)} = 6,120883$ <i>p-value = 0,0001</i>	-0,00034 0,1225 $F_{(4; 3.292)} = 0,442089$ <i>p-value = 0,7783</i>	0,00006 0,9227 $F_{(4; 3.138)} = 2,074239$ <i>p-value = 0,0816</i>	0,00001 0,9880 $F_{(4; 3.206)} = 1,066991$ <i>p-value = 0,3711</i>	0,00087 0,1703 $F_{(4; 3.091)} = 0,372337$ <i>p-value = 0,8285</i>	0,00061 0,3439 $F_{(4; 3.212)} = 0,619156$ <i>p-value = 0,6489</i>	-0,00024 0,3098 $F_{(4; 1.916)} = 1,59713$ <i>p-value = 0,1724</i>	-0,00012 0,8682 $F_{(4; 1.830)} = 7,000101$ <i>p-value = 0</i>	-0,00033 0,6498 $F_{(4; 1.899)} = 1,468912$ <i>p-value = 0,2091</i>	0,00148 0,0314 $F_{(4; 1.797)} = 1,808994$ <i>p-value = 0,1244</i>	0,00071 0,3307 $F_{(4; 1.859)} = 1,443694$ <i>p-value = 0,2171</i>	-0,00065 0,1890 $F_{(4; 1.054)} = 0,520062$ <i>p-value = 0,721</i>	0,00095 0,4394 $F_{(4; 1.111)} = 0,22543$ <i>p-value = 0,9242</i>	0,00070 0,6205 $F_{(4; 1.111)} = 0,915667$ <i>p-value = 0,454</i>	-0,00018 0,8971 $F_{(4; 1.111)} = 0,915667$ <i>p-value = 0,454</i>	0,00010 0,9405 $F_{(4; 1.111)} = 0,915667$ <i>p-value = 0,454</i>
CAC 40 (França) <i>p-values</i>	-0,00036 0,0641 $F_{(4; 2.644)} = 6,120883$ <i>p-value = 0,0001</i>	0,00168 0,0007 $F_{(4; 2.612)} = 0,435334$ <i>p-value = 0,7832</i>	0,00164 0,0011 $F_{(4; 2.650)} = 1,639509$ <i>p-value = 0,1615</i>	0,00070 0,2256 $F_{(4; 2.644)} = 6,120883$ <i>p-value = 0,0001</i>	0,00086 0,0817 $F_{(4; 2.644)} = 6,120883$ <i>p-value = 0,0001</i>	-0,00008 0,7068 $F_{(4; 3.292)} = 0,442089$ <i>p-value = 0,7783</i>	-0,00037 0,5413 $F_{(4; 3.138)} = 2,074239$ <i>p-value = 0,0816</i>	-0,00045 0,4888 $F_{(4; 3.206)} = 1,066991$ <i>p-value = 0,3711</i>	0,00043 0,5075 $F_{(4; 3.091)} = 0,372337$ <i>p-value = 0,8285</i>	0,00010 0,8782 $F_{(4; 3.212)} = 0,619156$ <i>p-value = 0,6489</i>	-0,00007 0,7681 $F_{(4; 1.916)} = 1,59713$ <i>p-value = 0,1724</i>	-0,00060 0,4274 $F_{(4; 1.830)} = 7,000101$ <i>p-value = 0</i>	-0,00127 0,0815 $F_{(4; 1.899)} = 1,468912$ <i>p-value = 0,2091</i>	0,00122 0,1176 $F_{(4; 1.797)} = 1,808994$ <i>p-value = 0,1244</i>	0,00077 0,2889 $F_{(4; 1.859)} = 1,443694$ <i>p-value = 0,2171</i>	-0,00033 0,5070 $F_{(4; 1.054)} = 0,520062$ <i>p-value = 0,721</i>	0,00055 0,6388 $F_{(4; 1.111)} = 0,22543$ <i>p-value = 0,9242</i>	0,00106 0,4376 $F_{(4; 1.111)} = 0,915667$ <i>p-value = 0,454</i>	-0,00136 0,3050 $F_{(4; 1.111)} = 0,915667$ <i>p-value = 0,454</i>	-0,00137 0,3036 $F_{(4; 1.111)} = 0,915667$ <i>p-value = 0,454</i>

(Continua)

Anexo 3 – Continuação

	Subperíodo 1988 a 1998					Subperíodo 1999-2011					Subperíodo 2000-07/2007					Subperíodo 08/2007-2011				
	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6
FTSEMB 40 (Itália)	-0,00023	0,00053	0,00129	0,00075	0,00066	-0,00031	-0,00033	0,00027	0,00094	-0,00023	-0,00018	-0,00009	-0,00043	0,00106	0,00051	-0,00074	-0,00076	0,00217	0,00045	-0,00152
<i>p-values</i>	0,2779	0,3280	0,0224	0,1889	0,2168	0,0802	0,4750	0,5955	0,0592	0,6458	0,3417	0,8570	0,4246	0,0433	0,3208	0,0656	0,4573	0,0416	0,6834	0,1870
	$F_{(4; 2.607)} = 1,826347$ $p\text{-value} = 0,121$					$F_{(4; 3.229)} = 1,445825$ $p\text{-value} = 0,2162$					$F_{(4; 1.887)} = 1,494806$ $p\text{-value} = 0,2012$					$F_{(4; 1.093)} = 2,450376$ $p\text{-value} = 0,0445$				
AEX (Holanda)	0,00015	0,00149	0,00095	-0,00044	0,00012	-0,00013	-0,00034	-0,00055	0,00017	0,00028	-0,00017	-0,00046	-0,00116	0,00115	0,00073	-0,00027	0,00042	0,00050	-0,00141	-0,00081
<i>p-values</i>	0,4085	0,0021	0,0273	0,3663	0,7825	0,5944	0,5548	0,3938	0,7938	0,6592	0,5415	0,5346	0,1058	0,1655	0,3380	0,5900	0,7096	0,7150	0,2705	0,5119
	$F_{(4; 2.722)} = 3,572143$ $p\text{-value} = 0,0065$					$F_{(4; 3.278)} = 0,380597$ $p\text{-value} = 0,8226$					$F_{(4; 1.908)} = 1,526803$ $p\text{-value} = 0,1918$					$F_{(4; 1.121)} = 0,624585$ $p\text{-value} = 0,645$				
PSI Geral (Portugal)	0,00006	0,00056	0,00034	0,00005	0,00039	-0,00011	-0,00027	0,00001	0,00017	0,00049	-0,00006	0,00021	0,00017	0,00064	0,00082	-0,00033	-0,00093	0,00045	-0,00065	-0,00019
<i>p-values</i>	0,7173	0,1407	0,4158	0,9129	0,2113	0,5164	0,5472	0,9800	0,7078	0,2824	0,6690	0,6436	0,7099	0,1147	0,0544	0,4102	0,3375	0,6508	0,5482	0,8542
	$F_{(4; 2.468)} = 1,111086$ $p\text{-value} = 0,3495$					$F_{(4; 3.216)} = 0,421861$ $p\text{-value} = 0,793$					$F_{(4; 1.857)} = 1,42357$ $p\text{-value} = 0,2236$					$F_{(4; 1.121)} = 0,412975$ $p\text{-value} = 0,7994$				
OMX Helsinki (Finlândia)	-0,00002	0,00011	0,00068	0,00066	0,00090	0,00000	-0,00125	-0,00097	0,00078	0,00091	0,00004	-0,00159	-0,00237	0,00145	0,00118	-0,00036	-0,00052	0,00148	-0,00116	-0,00097
<i>p-values</i>	0,9096	0,8336	0,2444	0,2582	0,0680	0,9845	0,1196	0,2346	0,4197	0,2510	0,8869	0,1820	0,0324	0,2938	0,2721	0,4365	0,6449	0,2527	0,4236	0,4365
	$F_{(4; 2.680)} = 1,19394$ $p\text{-value} = 0,3114$					$F_{(4; 3.176)} = 1,494577$ $p\text{-value} = 0,2011$					$F_{(4; 1.847)} = 2,203015$ $p\text{-value} = 0,0664$					$F_{(4; 1.085)} = 0,766475$ $p\text{-value} = 0,5471$				
NIKKEI 225 (Japão)	-0,00065	0,00166	0,00130	0,00106	-0,00041	-0,00017	-0,00096	-0,00016	0,00046	-0,00021	-0,00018	-0,00042	-0,00088	0,00033	0,00067	-0,00046	-0,00218	0,00140	0,00047	-0,00173
<i>p-values</i>	0,0061	0,0090	0,0491	0,0914	0,5020	0,4627	0,1361	0,8012	0,5100	0,7375	0,5410	0,5747	0,2476	0,6722	0,3236	0,2929	0,1069	0,2655	0,7565	0,2107
	$F_{(4; 2.595)} = 3,127546$ $p\text{-value} = 0,0141$					$F_{(4; 3.037)} = 0,830906$ $p\text{-value} = 0,5053$					$F_{(4; 1.780)} = 0,782415$ $p\text{-value} = 0,5365$					$F_{(4; 1.025)} = 1,736391$ $p\text{-value} = 0,1397$				
S&P 500 (EUA)	0,00038	0,00064	0,00029	-0,00086	0,00018	-0,00002	0,00027	0,00010	0,00039	-0,00052	0,00013	-0,00030	0,00006	0,00047	-0,00106	-0,00035	0,00229	-0,00035	0,00019	-0,00026
<i>p-values</i>	0,0051	0,1155	0,4016	0,0306	0,6759	0,9124	0,6583	0,8677	0,5003	0,3093	0,4921	0,6272	0,9246	0,4361	0,0682	0,4761	0,1091	0,7870	0,8832	0,8050
	$F_{(4; 2.692)} = 2,085776$ $p\text{-value} = 0,0801$					$F_{(4; 3.155)} = 0,540823$ $p\text{-value} = 0,7058$					$F_{(4; 1.835)} = 1,213458$ $p\text{-value} = 0,303$					$F_{(4; 1.077)} = 0,811389$ $p\text{-value} = 0,5179$				
Hang Seng (Hong Kong)	-0,00049	0,00174	0,00259	-0,00035	0,00172	0,00011	-0,00072	-0,00011	-0,00036	0,00056	-0,00005	0,00027	-0,00038	-0,00021	0,00081	0,00009	-0,00231	0,00121	-0,00112	-0,00020
<i>p-values</i>	0,1088	0,0202	0,0005	0,6376	0,0101	0,6527	0,2935	0,8715	0,5970	0,4083	0,8305	0,6806	0,6270	0,7651	0,1924	0,8725	0,1450	0,4203	0,4678	0,8965
	$F_{(4; 2.628)} = 5,984291$ $p\text{-value} = 0,0001$					$F_{(4; 3.074)} = 0,48125$ $p\text{-value} = 0,7495$					$F_{(4; 1.790)} = 0,666065$ $p\text{-value} = 0,6156$					$F_{(4; 1.046)} = 0,848039$ $p\text{-value} = 0,4948$				