

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

O IMPACTO DOS ANÚNCIOS DE DIVIDENDOS NOS PREÇOS
DAS AÇÕES DO MERCADO IBÉRICO

Gualter Fernandes Martins Câmara

UNIVERSIDADE DOS AÇORES
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA E GESTÃO

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO EM CIÊNCIAS ECONÓMICAS E EMPRESARIAIS

O IMPACTO DOS ANÚNCIOS DE DIVIDENDOS NOS PREÇOS DAS AÇÕES DO
MERCADO IBÉRICO

Gualter Fernandes Martins Câmara

Orientador: Professor Doutor Gualter Couto

Co-orientador: Professor Doutor Pedro Pimentel

Ponta Delgada, setembro de 2013

Resumo

O estudo avalia o impacto dos anúncios de dividendos no preço das ações das empresas cotadas no principal mercado português, espanhol e ibérico. Além disso, pretende-se aferir sobre a possibilidade de se gerarem rendibilidades anormais nos dias circundantes ao anúncio, para o período compreendido entre janeiro de 2006 e agosto de 2012.

Os mercados de capitais desenrolam um papel essencial no desenvolvimento económico de um país ou região, mobilizando poupanças e alocando recursos. Talvez por este motivo, a forma como a informação é incorporada nos preços das ações tem merecido destaque e debate por parte dos investigadores. O estudo insere-se neste contexto na medida em que avalia o impacto da informação implícita aos anúncios de dividendos nos preços dos ativos.

Utilizou-se a metodologia de Estudo de Evento, que permite isolar o impacto de um evento específico no preço das ações. Esta metodologia é amplamente utilizada e estudada por diversos investigadores.

De uma forma transversal aos dois mercados, os resultados obtidos comprovam a existência de rendibilidades anormais nos dias circundantes aos anúncios de dividendos, transparecendo um desfasamento entre estes eventos e a sua incorporação no preço das ações. Os resultados obtidos para o mercado português e espanhol estão em conformidade com as evidências encontradas por outros autores.

Palavras-chave: anúncios de dividendos; eficiência de mercado; rendibilidades anormais.

Abstract

The study is aimed to evaluate the impact of dividend announcements on share prices of listed companies in stock indices and PSI 20 Ibex35 separately, and to all the Iberian companies, listed in these two indices. In addition, I intend to prove the possibility to generate abnormal returns in the days surrounding the announcement, for the period between January 2006 and August 2012.

Capital markets unfold an essential role in the economic development of a country or region, mobilizing savings and allocating resources. Perhaps for this reason, the way information is incorporated in stock prices has been highlighted and debate among researchers. This study fits into this context as it assesses the impact of implicit information to dividend announcements in asset prices.

In this study, I used the methodology of Event Study, which allows to isolate the impact of a specific event in the stock price. This method is widely used and studied by several investigators.

Transversely to the two markets, the results obtained confirm the existence of abnormal returns in the days surrounding the dividend announcements, transpiring a lag between these events and their incorporation in the stock price. The results for the Portuguese and Spanish Markets are in accordance with the evidence found by other authors.

Key words: dividend announcements; market efficiency; abnormal returns.

Agradecimentos

Aos orientadores Professor Doutor Gualter Couto e Professor Doutor Pedro Pimentel, não só pelo seu empenho, apoio e disponibilidade, mas também pelos comentários e sugestões realizados ao longo do trabalho.

Índice

Capítulo I. Introdução.....	1
Capítulo II. Revisão da Literatura	3
Capítulo III. Metodologia.....	30
3.1 Metodologia dos Estudos de Evento	30
3.2 Definição do Modelo e das Variáveis	33
3.2.1 Identificação do evento e definição das janelas de estimação e de evento... 33	
3.2.2 Definição da Amostra.....	36
3.2.3 Estimativa da rendibilidade normal.....	37
3.2.4 Estimativa da rendibilidade anormal	39
3.2.5 Agregação das rendibilidades anormais	40
3.2.6 Testes Estatísticos.....	42
Capítulo IV. Estudo Empírico	48
4.1. Amostra e período de análise	48
4.2. Dados.....	52
4.3. Apresentação e Discussão dos Resultados	53
4.3.1. Mercado português	55
4.3.2. Mercado espanhol.....	65
4.3.3. Mercado ibérico.....	76
Capítulo V. Conclusão	87
Referências Bibliográficas	91

Lista de Tabelas

Tabela 1. Anúncios de dividendos das empresas portuguesas	49
Tabela 2. Anúncios de dividendos das empresas espanholas	49
Tabela 3. Amostra final das empresas portuguesas por sector, para janela [-5; 0; +5]	50
Tabela 4. Amostra final das empresas portuguesas por sector, para janela [-10; 0; +10]	51
Tabela 5. Amostra final das empresas espanholas por sector, para janela [-5; 0; +5]	51
Tabela 6. Amostra final das empresas espanholas por sector, para janela [-10; 0; +10]	52
Tabela 7. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2012	55
Tabela 8. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-5; 0; +5], entre 2009 e 2012	57
Tabela 9. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2007	58
Tabela 10. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2012	60
Tabela 11. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-10; 0; +10], entre 2009 e 2012	61
Tabela 12. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2007	63
Tabela 13. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2012	66
Tabela 14. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-5; 0; +5], entre 2009 e 2012	67
Tabela 15. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2007	69
Tabela 16. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2012	70
Tabela 17. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-10; 0; +10], entre 2009 e 2012	72
Tabela 18. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2007	74
Tabela 19. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2012	76
Tabela 20. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-5; 0; +5], entre 2009 e 2012	78
Tabela 21. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2007	79
Tabela 22. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2012	80
Tabela 23. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-10; 0; +10], entre 2009 e 2012	82
Tabela 24. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2007	84

Lista de Ilustrações

Ilustração 1. Resumo das variáveis alvo de estudo	54
Ilustração 2. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2012.....	56
Ilustração 3. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-5; 0; +5], entre 2009 e 2012.....	58
Ilustração 4. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2007.....	59
Ilustração 5. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2012....	61
Ilustração 6. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-10; 0; +10], entre 2009 e 2012....	62
Ilustração 7. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2007....	64
Ilustração 8. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2012	67
Ilustração 9. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-5; 0; +5], entre 2009 e 2012	68
Ilustração 10. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2007	70
Ilustração 11. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2012 ...	71
Ilustração 12. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-10; 0; +10], entre 2009 e 2012 ...	73
Ilustração 13. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2007 ...	75
Ilustração 14. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2012	77
Ilustração 15. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-5; 0; +5], entre 2009 e 2012	78
Ilustração 16. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2007	80
Ilustração 17. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2012	81
Ilustração 18. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-10; 0; +10], entre 2009 e 2012	83
Ilustração 19. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2007	85

Capítulo I. Introdução

Os mercados de capitais desenrolam um papel essencial no desenvolvimento económico de um país ou região, mobilizando poupanças e alocando recursos. A situação ótima é aquela em que os mercados de capitais comportam preços de ativos que refletem, de forma permanente, toda a informação disponível. Um mercado dessa natureza é designado como eficiente (Fama, 1970; e Mason *et al.*, 1995).

Talvez por este motivo, a forma como a informação é incorporada nos preços das ações tem merecido destaque e debate por parte dos investigadores. Em 1970, Eugene Fama definiu o conceito de eficiência de mercado que tem desempenhado um papel central em estudos empíricos sobre a eficiência dos mercados de capitais por todo o mundo e sobre o impacto da divulgação de informação relevante nos preços dos ativos.

A forma de eficiência do mercado é a causa e a consequência do impacto e período de ajustamento dos preços das ações a novas divulgações de informação relevante, a exemplo os anúncios de dividendos. Os anúncios de dividendos assumem-se como um tipo de informação relevante e passível de gerar impactos nos preços dos ativos, visto constituírem um dos mais importantes sinais utilizados pelas empresas para transmitir, ao mercado, informação sobre as suas perspetivas futuras, conforme Aharony e Swary (1980).

Pretende-se avaliar o impacto dos anúncios de dividendos no preço das ações das empresas cotadas nos índices bolsistas PSi20 e Ibex35, separadamente, e do conjunto das empresas ibéricas, cotadas nesses dois índices. Adicionalmente, pretende-se determinar se os preços das ações incorporam eficientemente a informação relevante contida nos anúncios de dividendos. Por último, têm-se o objetivo de aferir se há possibilidade de se gerarem rendibilidades anormais nos dias circundantes ao anúncio. Para o efeito, foram selecionados os anúncios de dividendos de 55 empresas, 20 das quais com sede em Portugal e 35 em Espanha, para um horizonte temporal compreendido entre janeiro de 2006 e agosto de 2012.

A metodologia de base, utilizada neste estudo, é a de “Estudo de Evento” (Fama *et al.* (1969) e MacKinlay (1997)). Este método, regra geral, baseia-se em dados financeiros do mercado e assenta no pressuposto que é possível isolar a parte da

rendibilidade da ação que diz respeito a um evento particular. Isto é possível utilizando um modelo para estimar as rendibilidades normais, ou seja, as rendibilidades que seriam espectáveis caso não tivesse ocorrido o evento, e as rendibilidades anormais, geradas pelos eventos, determinadas pelo diferencial entre as rendibilidades efetivas e as rendibilidades normais estimadas. Segundo Mushidzi e Ward (2004), a metodologia de “Estudo de Evento” é frequentemente utilizada com o intuito de aferir diferenças estatísticas entre as rendibilidades efetivas das ações e as rendibilidades esperadas, nos dias circundantes ao evento. Esta metodologia foi aplicada para cada um dos índices referidos anteriormente.

O presente estudo vem consolidar a literatura existente, no que concerne ao impacto dos anúncios de dividendos nos preços das ações e, conseqüentemente, na sua rendibilidade. Além disso, pretende apresentar novas considerações empíricas referentes aos mercados português e espanhol e estabelecer um comparativo entre o período anterior à crise e posterior ao início da crise.

Em termos de estrutura do estudo, o Capítulo 2 comporta a revisão bibliográfica, com especial foco para os estudos de eficiência de mercado e de impacto de diversas tipologias de anúncios nos preços dos ativos, enquanto que o Capítulo 3 refere-se à metodologia utilizada, onde se realiza uma breve abordagem histórica, detalha-se as diversas áreas em que tem sido empregue e as fórmulas, os procedimentos e os testes de significância típicos desta metodologia. No capítulo referente ao estudo empírico descreve-se a amostra e são apresentados e interpretados os resultados obtidos. Por último, surgem as considerações finais e a bibliografia.

Capítulo II. Revisão da Literatura

Uma das questões intemporais na área das finanças prende-se com a forma como a informação é refletida nos preços das ações, seja esta relacionada com questões intrínsecas à empresa ou com o meio envolvente. O mercado de capitais reage a todo o tipo de divulgações de informação. Os anúncios de dividendos assumem-se como um tipo de informação relevante e passível de gerar impactos nos preços dos ativos, visto constituírem um dos mais importantes sinais utilizados pelas empresas para transmitir, ao mercado, informação sobre as suas perspetivas futuras, conforme Aharony e Swary (1980).

A forma de eficiência do mercado é a causa e a consequência do impacto e período de ajustamento dos preços das ações a novas divulgações de informação relevante, a exemplo os anúncios de dividendos. Neste contexto, se o mercado for eficiente e os anúncios contiverem informação relevante, estes serão refletidos instantaneamente no preço das ações, assim que a informação é publicada no mercado (Hussin *et al.* 2010).

O conceito de eficiência de mercado foi introduzida em primeiro lugar por Fama (1970) e desde então tem sido de interesse no que toca a trabalhos empíricos nessa área.

Fama (1970) enfatizou que a hipótese de eficiência de mercado deveria ser testada num contexto de retornos esperados. No mesmo documento, sugeriu três formas de eficiência de mercado - fraca, semi-forte e forte - em função do tipo de informação que os preços dos ativos refletem em cada momento do tempo. Num mercado caracterizado pela forma fraca de eficiência de mercado, os preços correntes já refletem toda a informação histórica relativa aos preços e volumes transacionados e, desta forma, as alterações nas cotações são aleatórias e nenhuma estratégia de investimento baseada em informação passada pode gerar ganhos anormais. Esta forma de eficiência é, usualmente, associada à teoria do passeio aleatório.

Malkiel (2003) definiu passeio aleatório como: “(a) ideia de que, se o fluxo de informação é livre e as informações são imediatamente refletidas nos preços das ações, então, as alterações no preço de amanhã vão refletir apenas as notícias de amanhã, que serão independentes das alterações no preço de hoje”. Nos mercados em que não se verifique a existência do passeio aleatório ou a forma de eficiência forte ou semi-forte - mercados ineficientes - há possibilidade de estimar rendibilidades futuras com base em séries de rendibilidades históricas.

Nos mercados de eficiência semi-forte, os preços das ações refletem toda a informação disponível publicamente, quer histórica quer previsional, desde que esta informação seja relevante sobre a empresa, (novas emissões, anúncios de lucros, anúncios de dividendos ou *stock splits*), concorrência e economia em geral. Esta forma de eficiência impossibilita a obtenção de acréscimos de rentabilidade com base nessas publicações.

Por último, nos mercados onde se verifica a forma de eficiência forte, os preços das ações refletem toda a informação publicamente disponível ou não. Esta forma de eficiência impossibilita que os investidores consigam alcançar ganhos anormais, com base em qualquer informação, privilegiada ou não.

Mais tarde, Fama (1991) identificou que diferentes níveis de informação existente no mercado resultam em diferentes níveis de eficiência de mercado, sugerindo duas hipóteses: eficiência de mercado forte e eficiência de mercado fraca. A hipótese de eficiência de mercado forte pressupõe a inexistência de custos de informação e negociação, enquanto que a hipótese de eficiência do tipo fraco estabelecia que os preços deveriam refletir as informações até ao ponto onde os benefícios marginais de agir com base em informação não excedessem o custo desta informação.

Brealey e Myers (1995) definiram mercados eficientes como aqueles em que os participantes criam expectativas em torno dos preços das ações, tendo por base toda a informação relevante disponível, passível de influenciar esses preços. O preço da ação é visto como um indicador da avaliação que o mercado atribui a um determinado ativo e que deve refletir as informações disponíveis, sobre o mercado, num determinado momento de tempo.

Glen (1998) identificou graficamente a relação entre o nível de eficiência de mercado e o impacto de novas notícias nos preços das ações. Ele conclui que, se o mercado é eficiente, então o impacto das notícias no preço é imediato e os movimentos do preço ao longo do tempo são aleatórios e imprevisíveis. Ao invés, se o processo de ajustamento do preço a nova informação segue um padrão regular, resultante do ajustamento lento do mercado a novas divulgações, os preços das ações serão, em parte, previsíveis e o mercado não será completamente eficiente.

Para Damodaran (2002), um mercado eficiente deve ser encarado como um mecanismo autocorrigível, em que as ineficiências surgem em intervalos regulares mas

desaparecem de forma quase imediata, à medida que os investidores detetam-nas e negociam sobre estas. Segundo o mesmo autor, nos mercados pouco eficientes, os preços dos ativos não refletem toda a informação disponível, desviando-se dos valores reais. Neste contexto, há a possibilidade de um investidor detetar as falhas e estabelecer estratégias para obter ganhos superiores a outro investidor que não tenha essa percepção e capacidade de análise.

Damodaran (2002) identificou, ainda, três principais origens das ineficiências de mercado, especificamente:

1. A facilidade de negociação: a probabilidade de se registarem ineficiências no mercado diminui à medida que a facilidade de negociação dos ativos aumenta;
2. Os custos de transação e de informação: a probabilidade de se verificar ineficiência no mercado bolsista diminui à medida que os custos de transação e os custos de informação diminuem; e
3. Velocidade de ajuste do mercado: a rapidez com que uma ineficiência é ultrapassada varia em função da facilidade de reprodução dos esquemas para explorar a ineficiência, por parte de outros investidores.

Grande parte do trabalho empírico desenvolvido suporta a hipótese de eficiência de mercado sugerida por Fama (1970), embora tenham sido detetadas algumas anomalias, a exemplo os desvios nos preços das ações após os anúncios de informação relevante.

Diversos estudos empíricos têm sido conduzidos com o intuito de testar a validade do conceito de eficiência de mercado. Regra geral, utilizam a metodologia de Estudo do Evento¹ (*Event Study*) e divulgações de informações relacionadas com: variáveis macroeconómicas, fusões e aquisições, *stock splits*, e anúncios de dividendos/lucros. Esta última constitui a principal preferência dos investigadores. A forma fraca de eficiência, pela disponibilidade de dados históricos sobre os ativos, tem sido a forma da eficiência mais testada ao longo do tempo.

Um número cada vez maior de trabalhos empíricos tem vindo a focar-se na análise da teoria de passeio aleatório nos mercados bolsistas mundiais. Por exemplo, a teoria de passeio aleatório foi estudada na Coreia (Ayadi e Pyun, 1994; Ryoo e Smith, 2002), na China (Lee *et al.*, 2001), em Hong Kong (Cheung e Coutts, 2001), na Eslovénia (Dezlan, 2000), em Espanha (Regúlez e Zarraga, 2002), na República Checa (Hajek,

¹ *Event Study*, na linguagem anglo-saxónica.

2002), no Reino Unido (Poon, 1996) e na Turquia (Zychowicz *et al.*, 1995; Buguk e Brorsen, 2003). Outros estudos concentraram-se nos mercados emergentes, entre os quais: mercados da Ásia (Huang, 1995; Groenewold e Ariff, 1998), América Latina (Urrutia, 1995; Ojah e Karemera, 1999; Grieb e Reyes, 1999; Karemera *et al.*, 1999), África (Smith *et al.*, 2002; Appiah-Kusi e Menyah, 2003) e Médio Oriente (Abraham *et al.*, 2002).

Na Alemanha foram realizados diversos trabalhos empíricos de análise ao índice bolsista alemão DAX, tendo-se concluído que este índice segue, efetivamente, um passeio aleatório, sugerindo uma forma fraca de eficiência, como exemplifica o estudo de Voit (2001) e de Franses e Van Dijk (2000).

Mais recentemente, Starcevic e Rodgers (2011), tendo por base dados compreendidos entre 1 de janeiro de 2005 e 1 de janeiro de 2007, constataram que, contrariamente a outros estudos, os índices do mercado bolsista alemão evidenciam elevados níveis de transparência, indiciando, também, elevados níveis de eficiência de mercado, e que os efeitos de anomalias de calendário não têm significância estatística.

Vários estudos realizados nos EUA e no Reino Unido concluíram que o mercado de capitais é eficiente, ou seja, toda a informação existente, disponível publicamente ou não, é incorporada e refletida rapidamente nos preços das ações, impossibilitando ganhos anormais. No entanto, a validade da hipótese de eficiência de mercado foi colocada em causa, após alguns estudos reportarem evidências de que rendibilidades anormais significativas podiam ser geradas negociando com base em informação pública. Por exemplo, Kausar e Taffler (2006) analisaram dados compreendidos entre 1994 e 2002 e comprovaram que os títulos de empresas britânicas em risco de falência que tinham divulgado o relatório de auditoria, tendiam a presenciar reações negativas significativas nos preços das ações, com variações entre os -24% e -31% do seu valor.

Na Brasil, diversos autores desenvolveram estudos com intuito de testar a hipótese de eficiência de mercado.

Brito (1978) foi dos primeiros autores a testar a hipótese de eficiência de mercado no mercado bolsista brasileiro. Utilizando uma amostra de dados mensais, compreendidos entre 1968 e 1976, o autor não encontrou evidências que indicassem que este mercado era eficiente na forma fraca.

Muniz (1980) desenvolveu um estudo empírico com intuito de apurar se o mercado brasileiro era caracterizado pela forma de eficiência fraca e se os preços das ações seguiam um “passeio aleatório”. Com base numa série diária de dados compreendidos entre janeiro de 1975 e junho de 1978, concluiu que o mercado demonstrava, de facto, sinais de eficiência fraca, e que incorporava rapidamente as informações disponíveis. Menezes (1981) contrariamente ao estudo de Muniz (1980), constatou que as rendibilidades diárias das ações do mercado brasileiro não atendiam rigidamente à hipótese do passeio aleatório, apesar de não existirem possibilidades de se gerarem ganhos extraordinários.

Mais tarde, Ceretta (2001), utilizando uma amostra de dados semanais, entre 1990 e 1999, concluiu que o mercado brasileiro apresenta um comportamento consistente com a teoria de passeio aleatório, comprovando a forma fraca de eficiência. Essas considerações também foram comprovadas por Amaral (1990).

Ojah e Karemera (1999), através de testes de rácios de variância múltipla, de testes autorregressivos integrados e de médias móveis, não rejeitaram a hipótese de passeio aleatório nos mercados emergentes do Brasil, da Argentina, do Chile e do México, no período compreendido entre 1987 e 1997.

Whorthington e Higgs (2003) utilizando testes de raiz unitária, de multivariâncias e testes não-paramétricos, constataram que os mercados da Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Peru e Venezuela não assumem a forma fraca de eficiência. As séries de dados utilizadas são de 31 de dezembro de 1987 a 28 de maio de 2003, para os mercados da Argentina, Brasil, Chile e México, e de 31 de dezembro de 1992 a 28 de maio de 2003, para a Colômbia, Peru e Venezuela.

No continente africano, Adelegan (2003) falhou em comprovar a forma semi-forte de eficiência de mercado na Nigéria, para o período compreendido entre 1991 e 1999, tendo por base a reação e o impacto do mercado aos anúncios de dividendos. Osei (2002) investigou a forma de eficiência do mercado bolsista do Gana (Ghana Stock Market - GSM), utilizando como variável de teste os anúncios anuais de lucros. O autor concluiu que o mercado não reage eficientemente a essa informação e é caracterizado pela forma fraca de eficiência.

De igual forma, Frank *et al.* (2004) examinou o mercado do Gana e detetou a presença da forma fraca de eficiência, através de testes à correlação diária, mensal, trimestral e anual dos preços das ações, entre 1990 e 2001.

Enowbi, *et al.* (2009) testaram a forma fraca de eficiência de mercado em alguns mercados de capitais de alguns países africanos como: o Egito, Marrocos, Tunísia e África do Sul. Os autores concluíram que todos os mercados são ineficientes e não seguem um passeio aleatório, exceção feita ao mercado de África de Sul. O mesmo estudo comprovou a existência do efeito de calendário “dias da semana” em alguns mercados emergentes africanos, com as segundas-feiras a apresentarem resultados tendencialmente negativos e as sextas-feiras positivos. Os dados do estudo têm reporte ao período compreendido entre 4 de janeiro de 2000 e 26 de março de 2009.

A hipótese de eficiência de mercado também foi testada no mercado bolsista português. Isidro (1998) testou a hipótese de eficiência semi-forte no mercado português utilizando como variável de teste os anúncios de lucros. As principais conclusões do estudo indicam que o mercado, em termos gerais, não apresentava uma volatilidade anormal nos dias circundantes ao anúncio de lucros, indiciando que o mercado não apresentava sinais de não ser eficiente.

Gama (2000) comprovou que, para o período compreendido entre 1989 e 1996, o mercado português não era eficiente e não assumia a forma fraca de eficiência. Este facto invalidava a aplicação e eficácia de modelos de seleção e gestão de carteiras de ativos, como o modelo da média-variância e o CAPM.

O estudo empírico de Vasco (2011) tinha o intuito de avaliar a eficiência semiforte do PSi20, entre os anos 2008 e 2010. Para o efeito, foram utilizadas cotações diárias e 733 anúncios de eventos relevantes. Os principais resultados revelam rendibilidades anormais nos dias circundantes aos eventos relevantes, levando o autor a concluir que o ajustamento dos preços a essa informação não é instantâneo, ou seja, a informação não é incorporada eficientemente no preço das ações.

Duarte e Oliveira (2011) realizaram um estudo com o objetivo de testar se o mercado bolsista português era eficiente, na medida em que não gera rendibilidades anormais. A amostra utilizada era constituída pelos preços de fecho diários das empresas cotadas no PSI-Geral, para o período compreendido entre 31 de dezembro de 1999 e 31 de dezembro de 2009, ajustados a dividendos e *stock splits*. Os resultados

comprovam que o mercado bolsista português mostra indícios de anomalias “momentâneas”, gerando rendibilidades anormais em determinados momentos do tempo. Neste sentido, os autores encontraram evidências de que estratégias de investimento baseadas no pressuposto que os preços das ações seguem uma tendência, geram rendibilidades anormais. Este facto é inconsistente com a hipótese de que o mercado bolsista português segue um “passeio aleatório”. Estas conclusões estão em conformidade com os trabalhos de Soares e Serra (2005) e Pereira (2009).

Se o mercado é eficiente, será impossível registar “anomalias de calendário” entre séries de cotações de ações, como por exemplo, retornos mais elevados em janeiro ou num determinado dia da semana. No entanto, um número considerável de estudos na literatura, como Siegel (2002) e Cornett *et al.* (1995), sugere que as anomalias de calendário (efeitos de calendário) realmente existem.

Wachtel (1942) e Haugen e Lakonishok (1988) confirmaram, empiricamente, a existência do “efeito janeiro”², sugerido pela literatura como o efeito de calendário mais comum. Rozeff e Kinney (1976) no seu trabalho empírico também confirmaram a significância estatística do efeito janeiro, com base em testes paramétricos e não paramétricos, durante o período compreendido entre 1904 e 1974.

Outros investigadores, como Osborne (1962), Cross (1973), French (1980), Gibbons e Hess (1981), Lakonishok e Levi (1980), Smirlock e Starks (1983), Keim e Stambaugh (1983), Rogalski (1984) e Jaffe e Westerfield (1985), comprovaram a existência do efeito de calendário “dia da semana”, na medida em que as rendibilidades esperadas e as rendibilidades-padrão não são similares em todos dos dias da semana.

Lemgruber *et al.* (1988) investigaram as rendibilidades geradas pelas ações cotadas no mercado brasileiro, nos diferentes dias da semana, para o período compreendido entre agosto de 1983 e agosto de 1987. As principais conclusões apontavam para a existência de um efeito “fim de semana”, com as sextas-feiras a gerarem rendibilidades anormais tendencialmente positivas.

² De acordo com Seyhun (1993), o efeito janeiro, também chamado de “efeito de viragem de ano”, pode ser definido como o fenómeno que as ações geram elevados índices de rendibilidades anormais positivas nas primeiras semanas de janeiro.

Balbina e Martins (2002) concluíram que as rendibilidades derivadas de transações de ativos no mercado português nas vésperas de feriados eram, em média, 23 vezes mais elevadas do que em dias normais, entre os anos 1988 e 2001. Adicionalmente, os autores comprovaram que no período compreendido entre 1988 e 1996, as rendibilidades eram significativamente positivas nas vésperas de feriados e negativas nos dias seguintes a estes, sendo que esta diferença era alargada se existissem dias não transacionáveis, em torno desses feriados. Para o período compreendido entre 1997 e 2001, os autores constataram que o “efeito de feriado” tendeu a desaparecer e não registaram evidências empíricas que suportassem a existência do “efeito mês”.

Hansen e Lunde (2003) desenvolveram um trabalho empírico aos mercados bolsistas de 10 países, nomeadamente: Dinamarca, França, Alemanha, China, Itália, Japão, Noruega, Suécia, EUA e Reino Unido, com o intuito de testar a significância estatística dos diversos “efeitos de calendário”. Foram utilizadas todas as séries de cotações de fecho diárias disponíveis até 6 de maio de 2002. As principais conclusões indicam que até finais da década de 80 e inícios da década de 90, o efeito calendário foi significativo estatisticamente na maioria dos 25 índices dos 10 países analisados, e que os índices bolsistas mais pequenos tendem a apresentar um maior nível de significância estatística. Os principais efeitos de calendário detetados foram o efeito “final de ano”, com os últimos dias do ano a tenderem a apresentar rendibilidades anormais positivas, o efeito “ dia da semana”, com as segundas-feiras tendencialmente a apresentarem rendibilidades anormais negativas, e o efeito “viragem do mês”, referente à tendência das rendibilidades serem superiores na mudança do mês. A partir da década de 90, não foram encontradas evidências de efeitos de calendário estatisticamente significativos em nenhum dos índices.

A forma de eficiência do mercado é que determina o impacto dos anúncios de informação relevante no preço das ações. Entre outras informações relevantes, os anúncios de dividendos influenciam e são influenciados pela forma de eficiência do mercado onde são divulgados. Quanto menor for o nível de eficiência do mercado, maior é o desfasamento entre o anúncio de dividendos e a incorporação desta informação no preço das ações.

Os anúncios de pagamentos de dividendos assumem grande relevância na formação dos preços das ações visto que podem ser considerados como uma *proxy*, ao dispor dos acionistas, das intenções de afetação dos lucros da empresa. Um pagamento de

dividendos fornece *cash-flow* para os acionistas mas reduz recursos para a empresa investir. Assim, as empresas não devem pagar dividendos se possuírem, entre mãos, um projeto de valor atualizado líquido (VAL) positivo. Se a empresa distribuir todos os seus lucros aos acionistas, os fundos para investimentos futuros diminuem e os dividendos poderão não aumentar no futuro, transparecendo a importância do *trade-off* entre a distribuição de dividendos aos acionistas e a retenção de lucros para investimentos futuros. Walter (1956) e Gordon (1959 e 1962) mostraram que a valorização das ações depende dos dividendos futuros esperados.

No entanto, para haver lugar à distribuição e ao pagamento de dividendos, a empresa terá, em primeiro lugar, de gerar lucros e decidir se vai retê-los, para financiar eventuais investimentos estratégicos ou ultrapassar eventuais necessidades financeiras futuras. Em alguns casos, as empresas não chegam a distribuir dividendos aos seus acionistas, num determinado período do tempo.

Em muitos mercados, em particular os europeus, as empresas emitem anúncios de lucros trimestralmente, enquanto que os pagamentos de dividendos são anunciados, regra geral, anualmente. Em alguns casos, não existe lugar à emissão de anúncios de pagamentos de dividendos. Esta situação leva a que seja mais fácil constituir uma amostra considerável de anúncios de lucros, comparativamente a uma amostra de anúncios de dividendos.

Por outro lado, de acordo com o estudo de Kim e Verrecchia (1994), os anúncios de lucros beneficiam alguns participantes de mercado informados, disponibilizando-lhe informações adicionais que permitem retirar considerações mais fundamentadas sobre o valor de determinada empresa, bem como da sua performance.

Esses dois factos supramencionados, especificamente a disponibilidade de dados e a relevância dos anúncios de lucros na formação do preço das ações, poderão justificar a razão pela qual existe na literatura um maior pendor para estudos de impacto de anúncios de lucros no mercado e no preço das ações, em detrimento de estudos de impacto de anúncios de dividendos no mercado e no preço das ações.

Vários estudos tiveram como intuito testar o impacto dos anúncios de lucros no mercado bolsista e no preço das ações, em particular. No entanto, não há consenso relativamente às reações do mercado a esses anúncios. A maioria dos modelos existentes prevê um aumento na assimetria de informações antes dos anúncios de lucros

(Kim e Verrecchia, 1991; McNichols e Trueman, 1994; Demski e Fletam, 1994). Já Venkatesh e Chiag (1986) e Patell (1991) comprovaram um aumento significativo dos *spreads bid-ask* no preço das ações, depois dos anúncios de lucros. Yohn (1998) também evidenciou um alargamento dos *spreads bid-ask* no preço das ações nos quatro dias anteriores ao anúncio de lucros, na própria data do anúncio e no dia seguinte a este.

Um dos primeiros estudos sobre o efeito dos anúncios de lucros na volatilidade das rendibilidades e no volume de transações foi desenvolvido por Beaver (1968). O autor utilizou dados referentes a uma amostra de 143 títulos cotados na bolsa de Nova Iorque (NYSE), para um período compreendido entre 1961 e 1965. Foram expurgados da amostra rendibilidades dos dias 31 de dezembro para eliminar o efeito “final de ano” e, ainda, as empresas que apresentavam anúncios de dividendos na mesma semana que o anúncio anual de lucros. Foram analisados os volumes de transação num período total de 17 semanas, circundantes à semana do anúncio de lucros. Os resultados empíricos revelaram um aumento significativo do volume de transação na semana do anúncio e que as rendibilidades eram cerca de 67% superiores na semana do anúncio, comparativamente às semanas sem anúncios de lucros.

Beaver *et al.* (1980) também comprovou resultados consistentes com as evidências de Beaver (1968), na medida em que foi registada uma relação positiva entre as alterações dos preços das ações e do volume de transação, em torno das datas de anúncios de lucros.

Mais tarde, Morse e Ushman (1983) analisaram os *spreads bid-ask* dos preços das ações nos 10 dias anteriores e 10 dias posteriores ao dia do anúncio dos lucros e não registaram diferenças significativas nos *spreads bid-ask* dos preços das ações entre os dias analisados.

Ball e Kothari (1991) investigaram a relação entre os anúncios de lucros trimestrais e os preços das ações nos EUA, no período compreendido entre 1980 e 1988, e verificaram que as rendibilidades anormais persistiam por um determinado período de tempo, depois dos anúncios de lucros.

Cheon *et al.* (2001) comparavam o mercado bolsista NYSE e o *over-the-counter* NASDAQ. Eles comprovaram que os anúncios de lucros das empresas do NASDAQ excedem, significativamente, as rendibilidades anormais dos anúncios de lucros das empresas cotadas no NYSE. Este facto tem fundamento em três argumentos, segundo os

autores: nos diferentes ambientes de pré-divulgação de informação do NYSE e do NASDAQ; nas diferenças no crescimento dos lucros esperados das empresas cotadas no NYSE e NASDAQ; e nas diferenças na sensibilidade dos investidores relativamente a oportunidades de crescimento no mercado NYSE e NASDAQ.

Pronk (2001) analisou a liquidez do mercado americano nos períodos circundantes ao anúncio de lucros. A amostra utilizada comporta 1.000 anúncios realizados durante o dia (horas transacionáveis) e 1.802 anúncios realizados durante a noite (horas não transacionáveis), divulgados por 336 empresas cotadas na NYSE e AMEX (*American Stock Exchange Gold Bugs Index*). Os resultados indicam que existe uma maior probabilidade de ocorrerem transações suportadas por informação privilegiada antes e depois dos anúncios divulgados durante horas transacionáveis do que anúncios divulgados em horas não transacionáveis. A explicação avançada pelo autor reside no facto de os investidores estarem mais motivados a procurar por informação confidencial e a probabilidade de ocorrerem fugas de informação ser maior antes de anúncios emitidos de dia do que antes de anúncios emitidos durante a noite.

Um estudo conduzido por Dey e Radhakrishna (2008) sobre os anúncios de lucros concluiu que os investidores institucionais não auferem rendibilidades anormais através da negociação antes ou após os anúncios. Por outro lado, os autores defendem que os investidores individuais efetivamente obtêm rendibilidades anormais, embora significativamente baixas, apenas durante algumas horas após os anúncios, presenciando rendibilidades significativamente negativas no dia após o anúncio.

Ball e Shivakumar (2008) desenvolveram um estudo empírico com o intuito de quantificar a importância dos anúncios de lucros no fornecimento de nova informação para o mercado bolsista americano, utilizando a metodologia da regressão, atendendo particularmente ao indicador R^2 . Este indicador mede a proporção dos anúncios de lucros no total de informação que é incorporada nos preços das ações. Tendo por base uma amostra de lucros trimestrais compreendidos entre janeiro de 1972 e dezembro de 2006, os resultados indicam que os anúncios de lucros trimestrais estão associados, em média, apenas a 1 ou 2% da volatilidade anormal no preço, no total da volatilidade anual. Adicionalmente, os autores verificaram que a emissão de informações é pouco menor do que o normal nos períodos anteriores e posteriores aos anúncios de lucros, facto que consideraram surpreendente. Nas semanas anteriores ao anúncio de lucros, não registaram qualquer oscilação anormal no preço, contrariamente ao que tinha sido

sugerido por Kim e Verrecchia (1997). Nas semanas seguintes aos anúncios de lucros, as evidências demonstraram que as primeiras revisões das previsões dos analistas consistem, essencialmente, em incorporar a nova informação dos anúncios de lucros, ao invés de produzir novas informações, que seria o esperado.

Por outro lado, utilizando o método de regressão e tendo por base as revisões e previsões dos analistas dos últimos anos antecedentes aos anúncios trimestrais dos lucros, Ball e Shivakumar (2008) concluíram que estas explicam cerca de 4,7% da volatilidade das rendibilidades trimestrais nos períodos circundantes aos anúncios de lucros. As previsões da gerência das empresas ocorrem com menor frequência e quando são emitidas estão associadas a cerca de 25% da volatilidade das rendibilidades trimestrais, nos períodos circundantes aos anúncios de lucros.

Berkman e McKenzie (2011), no seu trabalho, analisaram o comportamento dos investidores institucionais e vendedores a descoberto nos períodos circundantes às datas de divulgação de lucros, recorrendo a dados diários e a 14.656 anúncios de lucros de empresas cotadas no NYSE, Nasdaq e AMEX, com reporte ao período compreendido entre agosto de 2006 e maio de 2008. Os resultados sugerem que os investidores institucionais e, em menor grau, os vendedores a descoberto, antecipam com sucesso as notícias de lucros. No período imediatamente após o anúncio dos resultados, os dois tipos de investidores (institucionais e a descoberto) atuam ativamente no mercado e transacionam em resposta ao anúncio dos lucros. Especificamente, os vendedores a descoberto são rápidos a aumentar as suas posições curtas (de venda) quando uma empresa lança uma má notícia, enquanto que os investidores institucionais transacionam em resposta às notícias, embora com um desfasamento maior no tempo de reação.

O estudo de Kaniel *et al.* (2012) apresenta evidências consistentes com a hipótese de que os investidores individuais negociam de forma informada e “habilidosa”. Os autores comprovaram que as posições de compra (venda) por parte dos investidores individuais preveem rendibilidades anormais positivas (negativas) elevadas na data dos anúncios e nos períodos seguintes. Por outro lado, os resultados mostram que os investidores individuais mais sofisticados a negociar na NYSE são *insiders*, com acesso a informação privilegiada e confidencial. Além disso, os autores investigaram os comportamentos negociais dos investidores individuais, aquando dos anúncios de lucros e concluíram que esses investidores tendem a seguir um comportamento contrário às notícias e às rendibilidades. De acordo com Coval *et al.* (2008), este tipo de

comportamento pode ser considerado irracional, delapidando valor aos investidores individuais, fruto do “desvio” pós anúncios de lucros. A explicação avançada por Kaniel *et al.* (2012) para esse comportamento poderá estar relacionada com o facto de os investidores individuais assumirem posições de venda logo após o anúncio de lucros, tendo adotado estratégias contrárias, *a priori*, nos períodos antecedentes a esses anúncios, com vista alcançar maior rentabilidade.

Linnainmaa (2010) utilizou dados sobre a negociação de todos os indivíduos na Bolsa de Helsínquia e encontrou evidências semelhantes ao estudo de Kaniel *et al.* (2012), em termos de tendências contrárias às notícias.

No Reino Unido, Firth (1981) comprovou rentabilidades anormais nas ações e aumentos significativos no volume de transação na data de anúncio dos lucros, para uma amostra de 120 empresas, durante o período de 1976 e 1978.

De igual forma, Pope e Inyangete (1992) evidenciaram um incremento considerável na volatilidade das rentabilidades das ações cotadas no mercado bolsista do Reino Unido, nos dias circundantes ao anúncio de lucros, considerando uma amostra de 3.541 anúncios de lucros anuais, para um período compreendido entre 1985 e 1987.

Elsharkawyand e Garrod (1996) procuraram determinar se a associação positiva entre as variações no preço das ações e o sinal e magnitude dos lucros imprevistos era consequência do nível de sofisticação dos investidores, cientes da relevância dos anúncios na valorização da empresa, ou de uma reação induzida por investidores pouco sofisticados que reagem de forma rápida e automática aos anúncios de lucros. Para o efeito, foram utilizadas duas *proxies*, sugeridas por Hand (1990), para quantificar o nível de sofisticação dos investidores, especificamente: a proporção de capital detida por investidores individuais em cada empresa e o valor de mercado da empresa, determinado pelo diferencial entre os valores de mercado das maiores e menores empresas da amostra. Utilizando uma amostra de 511 empresas cotadas na London Stock Exchange, entre 1988 e 1991, os autores comprovaram a existência do efeito positivo e significativo do nível de sofisticação do investidor, até mesmo depois de se ter considerado o tamanho da empresa. Os resultados revelam ainda que os investidores menos sofisticados reagem às boas notícias mas tendem a reagir de forma mais passiva a lucros inesperados negativos, comparativamente aos investidores mais sofisticados.

No mercado bolsista francês, Gajewski e Quéré (2001) estudaram a forma como o mercado reagia a anúncios anuais de lucros, comparando os lucros presentes efetivos com aqueles que eram expeáveis pelos analistas financeiros. Os resultados empíricos indicam que os lucros positivos imprevistos originam rendibilidades anormais positivas, enquanto que lucros negativos imprevistos originam rendibilidades anormais negativas. O mesmo estudo também teve como intuito analisar as reações do mercado a anúncios de lucros intercalares. Tendo por base uma amostra de lucros trimestrais compreendidos entre 1994 e 1996, os autores não registaram reações significativas do mercado a esses anúncios. A explicação para esta situação, segundo os autores, poderá dever-se ao facto de os anúncios de lucros intercalares não serem auditados. Ao invés, a reação dos preços das ações a anúncios de lucros semestrais foi estatisticamente significativa, embora menor que aquela que se gera aquando dos anúncios anuais de lucros. Os autores argumentaram que o facto do conteúdo informacional dos anúncios de lucros anuais ser mais relevante que o conteúdo informacional dos anúncios semestrais não era o único fator que explicava a diferença. As orientações e critérios a adotar, pela empresa, na afetação dos resultados implícitos aos anúncios de lucros anuais, poderão justificar as diferentes reações do mercado aos anúncios.

Estes resultados estão em conformidade com o trabalho empírico desenvolvido por Gajewski (1999), na medida em que o autor também comprovou que o volume de transações registado no índice bolsista de Paris aumentava significativamente nos períodos circundantes aos anúncios de lucros.

Mais tarde, Louhichi (2008) desenvolveu um trabalho empírico para o mercado bolsista francês Euronext Paris com o objetivo de analisar o conteúdo informacional dos dados contabilísticos, entre os quais os lucros, e a velocidade de incorporação da nova informação nos preços das ações. A amostra utilizada comportava 117 anúncios realizados durante a noite entre 2001 e 2003. Os anúncios foram classificados em “boas notícias”, “más notícias” e “sem notícias”.

Os resultados mostram que os investidores reagem positivamente a notícias boas e negativamente aos anúncios desfavoráveis e que qualquer rendibilidade anormal derivada desses anúncios dissipa-se num espaço de 15 minutos. Adicionalmente, o autor verificou que os preços convergem para o equilíbrio mais rapidamente nos anúncios de boas notícias do que de más notícias. Perante um anúncio de uma má notícia, os preços convergem para o equilíbrio em cerca de 30 minutos. Em termos de anúncios de lucros,

em particular, o autor alega que estes anúncios são acompanhados por um aumento no volume de transações, que permanece mesmo após o equilíbrio do preço ter sido restaurado.

Em Espanha, Pellicer e Rees (1999) examinaram a volatilidade das rendibilidades geradas pelas ações cotadas no mercado bolsista espanhol, nos períodos circundantes aos anúncios anuais de lucros. Para o efeito, os autores utilizaram uma amostra com 223 anúncios anuais de lucros, compreendidos entre setembro de 1991 e maio de 1995. Os resultados mostraram que, ordenando as rendibilidades anormais absolutas obtidas para uma janela de 51 dias em torno do evento, as maiores volatilidades das rendibilidades centraram-se nos dois dias circundantes aos anúncios de lucros. Adicionalmente, os autores examinaram o impacto dos anúncios intercalares de lucros. As empresas espanholas estão sujeitas a requisitos mais exigentes do que as francesas, em termos de informações constantes dos relatórios trimestrais de lucros, nomeadamente ao nível da contabilização de lucros e prejuízos. Este facto poderá explicar a razão pela qual Pellicer e Rees (1999) não encontraram diferenças significativas na volatilidade dos anúncios de lucros anuais e intercalares no mercado espanhol, contrariamente ao comprovado em França por Gajewski e Quéré (2001).

Abade *et al.* (2005) analisaram a reação intradiária do mercado espanhol a anúncios de lucros, para o período compreendido entre 2001 e 2003. Foram examinados os níveis de liquidez das ações, o volume de transação, a volatilidade e assimetria na informação, bem como as estratégias de transação em torno das divulgações de lucros. Os resultados indicam que a reação do mercado bolsista difere em função do *timing* do anúncio. Mais especificamente, nas divulgações de lucros realizadas quando o mercado está fechado, os investidores têm mais tempo para obter, analisar e avaliar a nova informação, gerando um fluxo de ordens de transação durante o leilão de pré-abertura. No entanto, para divulgações públicas ocorridas com o mercado aberto, os investidores têm uma oportunidade imediata para transacionar, gerando-se uma liquidez instantânea. Independentemente das horas do anúncio, parece ser um facto que a liquidez melhora significativamente após os anúncios. A evidência do artigo sugere que as empresas espanholas tendem a divulgar os seus lucros em horas não-transacionáveis quando estes são superiores aos esperados, de forma a permitir um intervalo de tempo grande para difusão e interpretação unânime do mercado desta informação positiva. Pelo contrário, quando os ganhos anunciados são menores que os esperados, há uma tendência para

lançar esta informação durante o horário normal de negociação, com o objetivo de diminuir o efeito negativo que a má notícia provoca.

Na Alemanha, Donders *et al.* (2000) estudou o impacto de divulgações de lucros na volatilidade e volume de transação de *calls*, referentes às opções das empresas cotadas no mercado bolsista alemão, nas datas de anúncios de lucros anuais. O autor concluiu que a volatilidade da cotação das opções aumentou nos dias circundantes ao evento e diminuiu dias depois.

Numa análise profunda ao conteúdo dos anúncios de lucros dinamarqueses, Plenborg (1998) comprovou que os anúncios de lucros no mercado dinamarquês são mais informativos que no mercado americano. O autor atribuiu essa evidência a um maior grau de flexibilidade no sistema de contabilidade dinamarquês, comparativamente ao dos EUA. Além disso, tendo por base dados entre 1985 e 1991, o autor reportou um indicador R^2 que variava entre 15% e 29%, o que significa que a parcela das rendibilidades anormais que é explicada pela variância dos lucros situa-se entre os 15% e 29%.

O mercado dinamarquês foi também analisado por Sponholtz (2008). No seu trabalho empírico, o autor registou várias evidências relacionadas com os anúncios de lucros, para o período compreendido entre 1999 e 2004, nomeadamente: uma volatilidade anormal nos dias circundantes aos anúncios de lucros que persista vários dias após o anúncio, embora sem quantificação da duração dessa volatilidade; rendibilidades anormais positivas e significativas resultantes dos anúncios; e um ajustamento lento dos preços após os anúncios. Esta evidência indica que o mercado é pouco eficiente. O autor atribuiu esse lento ajustamento dos preços após o anúncio de lucros à pequena dimensão do mercado da Dinamarca.

Em Portugal, Alves e Santos (2005) analisaram a relevância dos anúncios de lucros trimestrais emitidos no mercado português. A amostra consistiu em 1751 anúncios de lucros divulgados entre 1994 e 2004. Os resultados obtidos indicam que a informação reportada nos anúncios de lucros do primeiro e terceiro trimestres é relevante e significativa mas não difere da relevância do segundo e quarto anúncio de lucros, contrariamente ao sugerido pela literatura que o primeiro e terceiro anúncio são mais relevantes e passíveis de gerar maior volatilidade nos preços das ações. Os autores não encontram razões que fundamentem que a informação patente no segundo e quarto anúncio seja desvalorizada pelos investidores.

Correia (2009) desenvolveu um estudo para testar o nível de eficiência no mercado bolsista português, utilizando como variável de teste os anúncios de lucros. Foram utilizados anúncios de lucros entre os anos 1990 e 2008. Os resultados comprovam a existência de rendibilidades anormais nos dias anteriores ao anúncio de lucros e no próprio dia do anúncio, levando o autor a concluir que o mercado bolsista português não é eficiente.

Em África, Osei (2002) analisou o impacto dos anúncios de lucros anuais no mercado bolsista do Gana. O impacto foi simulado através da quantificação das rendibilidades anormais geradas numa janela de 17 semanas, aquando da divulgação dos anúncios de lucros. Os resultados empíricos demonstraram que o mercado reage, efetivamente, às divulgações anuais de lucros, gerando rendibilidades anormais positivas como resposta às boas notícias e rendibilidades anormais negativas no caso das notícias serem negativas, no período antecedente ao anúncio do evento. O estudo estabeleceu ainda que o mercado continuou a gerar rendibilidades anormais mesmo depois da semana do anúncio (semana zero).

Bhana (1995/96) analisou os anúncios de lucros das empresas cotadas no mercado bolsista sul africano (JSE), entre os anos 1975 e 1989. O autor sugere uma assimetria na reação dos investidores relativamente aos anúncios positivos e negativos de lucros, com os anúncios desfavoráveis a atraírem mais atenção do mercado e a gerarem maiores impactos nos preços das ações.

Mlonzi *et. al* (2011) testaram a reação do preço das ações a anúncios de lucros, no pequeno mercado bolsista de África do Sul. O intuito era investigar a possibilidade de se gerarem rendibilidades anormais significativas nas datas circundantes à divulgação pública dos lucros, para o período compreendido entre 1 de Janeiro e 31 de Dezembro de 2009. Os resultados demonstraram que existe uma substancial reação negativa dos preços das ações a anúncios de lucros no mercado bolsista ALtX. Este estudo concluiu que, tendo por base a amostra selecionada, os anúncios de lucros durante um período de recessão originam uma reação negativa dos preços das ações.

Afego (2011) examinou a reação do mercado bolsista nigeriano a anúncios de lucros de 16 empresas, compreendidos entre 2005 e 2008, utilizando o método de “Estudo de Evento”. Os resultados registam reações anormais significativas em torno dos anúncios de lucros, sugerindo que estes anúncios contêm informação relevante. Além disso, foram registadas reações 20 dias antes da data de divulgação dos lucros, levando a

concluir que uma parte da reação do mercado poderá estar associada a posses de informação privilegiada. O deslize negativo persistente das rendibilidades anormais acumuladas, 20 dias após o anúncio, é incompatível com a hipótese de eficiência de mercado. Assim, no período considerado o mercado de capitais nigeriano não se ajusta eficientemente às informações relativas aos lucros reportados pelas empresas da amostra.

Adicionalmente, vários autores, como Ball e Brown (1968), Chordia e Shivakumar (2005), Chordia *et al.* (2009), e Livnat e Mendenhall (2006) detetaram um “desvio” no período após o anúncio de lucros (Post-Earnings Announcements Drift - PEAD). Livnat e Mendenhall (2006) definiram o “desvio” pós-anúncio como: “a tendência para os retornos acumulados das ações deslizarem na direção de lucros recentes imprevistos, durante várias semanas após o anúncio dos lucros”. Este conceito, que também é conhecido como “Lucros Inesperados Estandarizados” (Standardized Unexpected Earnings – SUE). SUE significa que, após uma empresa anunciar lucros que excedam (ou que fiquem aquém) da expectativa do mercado sobre estes, as rendibilidades anormais subjacentes tendem a ser maiores (ou menores) do que o normal, com duração de várias semanas ou mesmo meses. Os autores também concluíram que o “desvio” é significativamente maior quando se utiliza as previsões dos analistas.

O desvio pós-anúncio de lucros também foi analisado na Finlândia. O estudo de Kallunki (1996) comprova que as rendibilidades inesperadas geradas pelas notícias consideradas positivas (ou seja lucros positivos inesperados) desaparecem logo após o dia do anúncio, enquanto que as rendibilidades inesperadas derivadas das notícias negativas permanecem durante o período seguinte ao anúncio. A explicação avançada por Kallunki, em resposta a esse facto, refere que a partir do momento que as vendas a descoberto não são permitidas no mercado bolsista finlandês, o desfasamento na reação dos preços das ações, no caso das notícias negativas, é consequência do facto de os investidores sofisticados poderem beneficiar imediatamente das boas notícias nas suas decisões de investimento, já que não têm a possibilidade de obter ganhos aquando das notícias negativas, devido às restrições das vendas a descoberto.

Hew *et al.* (1996) investigou o “desvio pós-anúncio de lucros” no Reino Unido, tendo por base uma amostra de 206 empresas cotadas na London Stock Exchange. As evidências comprovam um “desvio” após os anúncios de lucros intercalares e anuais, embora sem significância estatística para as grandes empresas. Atendendo a esse facto

os autores concluíram que os custos de transação, os volumes de transação ou nível de informação disponível para os investidores antes da data do anúncio, poderão estar na base deste “desvio”.

Das *et al.* (2008) investigaram o impacto dos anúncios trimestrais de lucros nos preços das ações das empresas cotadas no principal índice bolsista de Bombaim, na Índia (BSE-Sensex). O estudo utilizou rendibilidades diárias e foi limitado a uma única série de 30 anúncios de lucros. Os resultados não mostraram evidências de rendibilidades anormais significativas nos períodos circundantes aos anúncios nem um “desvio” nos preços das ações, após os anúncios trimestrais de lucros. Uma das explicações avançadas para esses resultados foram tecidas por Mlonzi *et al.* (2011) que argumentaram que o trabalho empírico de Das *et al.* (2008) incidiu sobre as maiores empresa indianas, capazes de captar uma maior atenção dos investidores, levando a que a informação relevante seja rapidamente incorporada nos preços dos ativos, não deixando espaço para rendibilidades anormais.

Mais tarde, Isakov e Pérignon (2001) analisaram o desvio pós-anúncio de lucros implícito na volatilidade das *calls* de opções de empresas cotadas na bolsa suíça, entre os anos 1989 e 1998. Os resultados evidenciam um aumento da volatilidade após o dia do anúncio e que a reação do mercado varia em função do anúncio ser considerado uma boa ou má notícia.

Os anúncios de dividendos são um mecanismo de sinalização alternativa que informa os investidores sobre a rentabilidade futura dos seus investimentos (Osei, 2002). Ao longo das últimas décadas têm sido desenvolvidos diversos estudos com o intuito de analisar a reação do mercado e dos preços das ações a anúncios de dividendos.

Grande parte da literatura sugere que a reação do mercado a anúncios de dividendos é enviesada e tendenciosa, a exemplo os estudos de Pettit, 1972; Charest, 1978; Bernard e Thomas, 1990; Healy e Palepu, 1988; Asquith e Mullins, 1983; Christie, 1990; Dhillon e Johnson, 1994; Michaely et al., 1995, Amihud e Murgia, 1997; Naranjo et al., 1998).

Charest (1978) comprovou a existência de um “desvio” significativo do preço das ações, após alterações nos dividendos. Especificamente, o preço das ações aumentava nos meses seguintes a um anúncio de um incremento no pagamento de dividendos, mas

diminuía no mês seguinte ao anúncio de um corte no pagamento de dividendo. Essa conclusão foi comprovada, mais tarde, por Christie (1990).

Autores como Asquith e Mullins (1983), Brickley (1983), Dielman e Oppenheimer (1984), Healy e Palepu (1988) e Michaely *et al.* (1995), desenvolveram trabalhos empíricos com o objetivo de examinar o impacto de omissões³ de dividendos, de anúncios de dividendos “diferenciados” e anúncios de dividendos feitos pela primeira vez, nos preços das ações.

Asquith e Mullins (1983) utilizaram uma amostra de empresas cotadas na NYSE/ASE que iniciaram o pagamento de dividendos pela primeira vez ou após omitirem-nos durante 10 anos, para o período compreendido entre 1954 e 1980. Brickley (1983) examinou uma amostra de anúncios de dividendos diferenciados pelos gestores como “dividendo extra”, “dividendo especial” e “dividendo de final de ano”. A amostra comportava um total de 165 dividendos diferenciados emitidos pelas empresas cotadas na NYSE/ASE, entre os anos 1969 e 1979. O estudo de Dielman e Oppenheimer (1984) contemplou uma amostra de empresas cotadas na NYSE, com grandes alterações nos anúncios de dividendos, entre 1969 e 1977. A amostra foi composta por 39 retomadas de pagamentos de dividendos (inicialização de pagamento de dividendos, após período de omissão), 51 aumentos de dividendos a rondar os 25% ou mais, 59 diminuições de dividendos a rondar os 25% ou mais, e 53 omissões de dividendos. Os resultados dos três estudos comprovam rendibilidades anormais significativas no dia anterior aos anúncios de dividendos e no próprio dia do evento. Além disso, registaram rendibilidades anormais positivas para as empresas que aumentaram os dividendos, que emitiram anúncios de dividendos especiais ou extra ou que divulgaram pagamentos de dividendos pela primeira vez. Ao invés, foram detetadas rendibilidades anormais negativas significativas para as empresas que reduziram ou omitiram os pagamentos de dividendos.

Healy e Palepu (1988) analisaram as empresas que emitiram pagamentos de dividendos pela primeira vez e as que omitiam completamente os pagamentos de dividendos. Os resultados evidenciaram rendibilidades anormais que permaneciam durante dois dias, sendo que as rendibilidades anormais ascendiam a 3,95% para as

³ Designa-se por dividendo omitido os dividendos que a empresa teria pago numa determinada data, a exemplo no mês de março de cada ano, mas decide não fazê-lo. Esta situação transparece eventuais problemas financeiros da empresa.

empresas que emitiram anúncios de dividendos pela primeira vez e a -9,5% para as empresas que omitiram dividendos. Os dados utilizados no estudo são compreendidos entre 1970 e 1979.

O estudo de Michaely *et al.* (1995) tinha o intuito de analisar as reações do mercado dos EUA a anúncios iniciais de pagamentos de dividendos e a omissões de pagamentos de dividendos. Foram utilizados dados das empresas cotadas nos índices NYSE e AMEX, que iniciaram pagamento de dividendos, isto é, emitiram anúncios de pagamentos de dividendos pela primeira vez, e empresas que omitiram os pagamentos de dividendos, entre os anos 1964 e 1988. Os resultados mostram evidências de uma queda média de 7% no preço das ações, associada às empresas que omitem os anúncios de dividendos, e um aumento de cerca de 3% no preço das ações de empresas que emitiram os anúncios de dividendos pela primeira, nos períodos circundantes ao anúncio.

Ainda no mercado americano, Lee (1995), Foster e Vickrey (1978) e Gordon (1962) detetaram um impacto positivo dos anúncios de dividendos nas rendibilidades anormais das ações das empresas cotadas. Acker (1999) comprovou um aumento na rentabilidade das ações e na volatilidade das rendibilidades, nos dias circundantes aos anúncios de dividendos.

Blau *et al.* (2009) analisaram as vendas a descoberto nos dias circundantes aos anúncios de dividendos e no dia anterior ao anúncio de dividendo, em particular. A amostra era composta por anúncios de dividendos trimestrais de empresas listadas na NYSE, entre janeiro de 2005 e dezembro de 2006. Os autores não encontraram evidências de uma atividade anormalmente elevada de vendedores a descoberto, no período antecedente ao anúncio de dividendos, contrariando o argumento de que os vendedores a descoberto têm a capacidade de adquirir informação privilegiada. Os resultados são consistentes com a visão de que os vendedores a descoberto não acreditam que os anúncios de dividendos contêm informação relevante sobre o futuro a curto prazo da performance da empresa, conforme os estudos de Gonedes (1978) e Benartzi *et al.* (1997). No entanto, nas vésperas dos anúncios de dividendos, os resultados revelam uma atividade anormal de vendas a descoberto, suportado pelo argumento de Koski e Scruggs (1998), que referiu que alguns agentes tentam lucrar com base no diferencial entre a queda no preço das ações e o valor do dividendo. As principais conclusões do estudo de Blau *et al.* (2009) prendem-se o facto de os anúncios

de dividendos não permitirem oportunidades de gerar lucro aos vendedores a descoberto, embora haja possibilidade de existirem oportunidades lucráveis nas vésperas dos anúncios de dividendos.

Foram conduzidos diversos estudos em diferentes mercados para aferir o impacto dos anúncios de dividendos nas rendibilidades das ações. No contexto europeu, Gunasekarage e Power (2006) analisaram a reação do mercado bolsista do Reino Unido a anúncios de dividendos e concluíram que existe um impacto dos anúncios de dividendos nos preços das ações nos dias circundantes ao evento, no curto prazo, mas que no longo prazo os anúncios de dividendos não têm influência nas rendibilidades das ações.

Vieira e Raposo (2006) analisaram o impacto das alterações de dividendos nos mercados bolsistas de Portugal, de França e do Reino Unido. A amostra era composta por anúncios de dividendos das empresas cotadas na Euronext Lisboa, entre os anos 1988 e 2002, e das empresas cotadas na Euronext Paris e London Stock Exchange, entre os anos 1994 e 2002. Os resultados mostraram que apenas no Reino Unido foram detetadas rendibilidades anormais nos 3 dias circundantes ao anúncio de alteração de dividendos. No mercado português e francês não se registaram reações significativas a anúncios de alterações de dividendos, evidenciando que as alterações de dividendos não disponibilizaram informação relevante ao mercado. Além disso, os autores encontraram evidências que os anúncios de alterações de dividendos não apresentam qualquer influência na determinação de lucros futuros, para os mercados português e francês, enquanto que no mercado bolsista do Reino Unido as evidências mostram que apenas os anúncios de decréscimos de dividendos contêm informação relevante para os lucros futuros.

Borges (2008) analisou o comportamento dos preços das ações cotadas no mercado bolsista português no dia anterior ao anúncio de dividendos. Para o efeito, foi utilizada uma amostra de anúncios de dividendos anuais, emitidos pelas empresas cotadas na BVL (Bolsa de Valores de Lisboa, atual Euronext Lisboa), entre os anos 1990 e 1998. Os resultados evidenciam um volume de transação anormal positivo, transparecendo a existência de oportunidades de lucro não exploradas no período de anúncio de dividendo, e que o preço das ações cotadas na BVL, no dia anterior ao anúncio de dividendo, tende a ser menor do que o valor do dividendo.

Blandon *et al.* (2011) investigou as rendibilidades das ações nos dias anteriores aos anúncios de dividendos no mercado bolsista espanhol, após ter sido implementada em Espanha, no ano 2006, uma reforma fiscal dos rendimentos de capitais. Tendo por base 187 anúncios de dividendos de 34 empresas constituintes do Ibex35, os autores não encontraram evidências de rendibilidades anormais no dia anteriores ou seguintes aos anúncios de dividendos. A reforma fiscal dos rendimentos de capitais de 2006 estabelece que a taxa a aplicar aos rendimentos com dividendos é similar à taxa a aplicar aos rendimentos de capitais. Este facto poderá justificar, segundo os autores, as evidências reportadas por estudos anteriores de rendibilidades anormais nos dias anteriores aos anúncios de dividendos. Com a implementação da reforma de 2006, as rendibilidades anormais no dia anterior aos anúncios de dividendos tende a desaparecer.

Diversos estudos centraram-se no impacto dos anúncios de dividendos no mercado bolsista grego, que comporta algumas especificidades em termos fiscais.

Um dos primeiros estudos realizados na Grécia teve como autores Papaioannou *et al.* (2000). Este estudo tinha como intuito analisar a reação dos preços das ações a anúncios de dividendos de empresas cotadas na Athens Stock Exchange, entre 1981 e 1994. Os resultados não revelaram rendibilidades anormais significativas, como consequência de alterações na política de dividendos das empresas ou dos anúncios de dividendos.

Asimakopoulos *et al.* (2007) exploraram a mesma temática, tendo por base, no entanto, uma amostra de empresas que distribuíam os montantes mínimos de dividendos requeridos ou montantes acima destes. Os resultados sugerem que as empresas cotadas na ASE que declararam publicamente distribuições de dividendos superiores aos mínimos ou que superaram as expectativas dos participantes do mercado, geraram uma reação negativa no preço das ações. A explicação para esta situação, segundo os autores, reside no facto de um aumento de dividendos considerado como uma alteração inesperada na política de dividendos, transmite ao mercado “más notícias”.

Dasilas (2007) analisou a reação do mercado a anúncios de dividendos finais e intermédios, realizados no mercado bolsista grego. Os resultados foram diferentes dos encontrados por Asimakopoulos *et al.* (2007), na medida em que alterações positivas na política de dividendos, em particular aumentos no valor de dividendos a pagar, gera um impacto positivo nos preços das ações, enquanto que diminuições no rácio de distribuição leva a impactos negativos nos preços das ações.

O estudo de Vazakidis e Athianos (2011) visava examinar a reação do mercado bolsista grego (*Athens Stock Exchange – ASE*) a anúncios de dividendos emitidos por 60 empresas, entre 1 de janeiro de 2004 e 31 de dezembro de 2008. Os resultados encontrados rejeitam a existência de uma atividade anormal no mercado nos períodos anteriores e posteriores aos anúncios de dividendos. Além disso, no dia do anúncio de dividendo, as rendibilidades anormais registadas não foram estatisticamente significativas. No entanto, de acordo com os autores do estudo, o mercado bolsista grego apresenta especificidades únicas, a exemplo a dupla tributação, inexistente nos mercados europeus e dos EUA, que pode gerar diferentes reações nos participantes do mercado, em resposta aos anúncios de dividendos.

Em África, Adelegan (2009) examinou a velocidade de ajustamento dos preços das ações a 742 anúncios de dividendos, emitidos pelas empresas cotadas no mercado bolsista nigeriano, entre 1991 e 1999. Tendo por base a metodologia de “Estudo de Evento”, o autor relata evidências de rendibilidades anormais positivas significativas, geradas pelas empresas que pagam dividendos, até 30 dias após a data do anúncio. As rendibilidades anormais geradas pelas empresas que omitem os dividendos foram significativamente negativas no mesmo período. O autor conclui, ainda, que o mercado bolsista nigeriano não é caracterizado pela forma de eficiência semi-forte e que os anúncios de dividendos contêm, efetivamente, informações relevantes para o mercado, passíveis de gerar alterações nos preços dos ativos.

Nos mercados asiáticos, Jais *et al.* (2009) investigaram o efeito dos anúncios de dividendos no mercado bolsista da Malásia (*Kuala Lumpur Stock Exchange*). Foram utilizados anúncios de dividendos compreendidos entre 2001 e 2005, sendo que 853 respeitavam a anúncios de aumentos de dividendos e 376 a anúncios de diminuições de dividendos. À semelhança das evidências encontradas noutros mercados, os anúncios de aumentos de dividendos geraram um impacto positivo no mercado bolsista. Os anúncios de diminuições nos dividendos geraram rendibilidades anormais negativas, embora sem significância estatística. No entanto, foram detetadas evidências que comprovam que os investidores reagem negativamente nos dias anteriores aos anúncios de diminuições de dividendos, antecipando as empresas que poderão diminuir significativamente os seus dividendos.

Akbar e Baig (2010) testaram a forma de eficiência do mercado bolsista do Paquistão analisando o impacto dos anúncios de dividendos nos preços das ações.

Foram analisados os anúncios de 79 empresas listadas no índice bolsista Karachi (*Karachi Stock Exchange*), entre julho de 2004 e junho de 2007. Os resultados sugerem que as rendibilidades anormais médias e acumuladas foram maioritariamente positivas e significativas estatisticamente, de acordo com os testes estatísticos de *t-student* e *Wilcoxon Signed Rank Test*.

Aamir e Shah (2011) analisaram o impacto dos anúncios de dividendos no preço das ações de empresas pertencentes às indústrias do cimento e do gás e petróleo, cotadas no mercado bolsista do Paquistão. A amostra comporta um total de 26 anúncios de dividendos, compreendidos entre 2004 e 2008. As evidências mostram que os anúncios de dividendos geram um impacto positivo no preço das ações, no momento do anúncio e nos dias seguintes a este. Os autores concluem que a distribuição de dividendos é relevante para a determinação do preço futuro das ações.

O estudo empírico de Atmeh *et al.* (2013) tinha o objetivo de examinar a reação do mercado bolsista da Jordânia (*Amman Stock Exchange - ASE*) a anúncios de dividendos emitidos. Foram considerados 183 anúncios de dividendos e 132 omissões de anúncios, entre os anos 2005 e 2010. Tendo por base a metodologia do Estudo de Evento para quantificar o impacto e o teste *t-student* para avaliar a significância, os resultados mostram que os anúncios de dividendos geraram uma rendibilidade anormal positiva significativa nos dias do anúncio. No caso das omissões de dividendos, não foram registadas rendibilidades anormais circundantes aos dias de anúncio. Os resultados foram consistentes com as evidências encontradas por *Al-Shattarat et al.* (2012), que sugerem que os anúncios de dividendos são informação mais relevante do que os anúncios de alterações de dividendos.

Na comparação do impacto dos anúncios de lucros e anúncios de dividendos no mercado bolsista, Lonie *et al.* (1996) investigou a reação do mercado a anúncios de dividendos e lucros, divulgados por 620 empresas do Reino Unido, entre janeiro de junho de 1991. Em primeiro lugar, os resultados evidenciam uma sensibilidade dos investidores a aumentos ou diminuições nos dividendos e revelam que, em média, as rendibilidades anormais são significativamente diferentes de zero até um dia após os anúncios de dividendos, até mesmo para as empresas que não alteraram o valor dos dividendos.

O estudo de Dasilas *et al.* (2008) tinha o intuito de investigar as reações dos preços das ações e do volume de transação a anúncios simultâneos de dividendos e lucros,

emitidos pelas empresas cotadas no índice bolsista grego (*Athens Stock Exchange – ASE*). Os resultados evidenciam uma reação positiva do mercado a anúncios conjuntos de dividendos e lucros. No entanto, a magnitude da variação no preço das ações induzida pelos anúncios de dividendos finais parece ser maior do que a induzida por dividendos provisórios. Apesar dos dados aparentarem ser consistentes, uma das limitações apontadas a esse estudo prendeu-se com o número reduzido de observações utilizadas na amostra.

Em Portugal, Madalena e Parada (2011) desenvolveram um estudo com o objetivo avaliar a reação do mercado português aos anúncios de lucros e dividendos. A investigação teve por base a metodologia de Estudo de Evento e 548 anúncios, sendo que 446 foram anúncios de lucros e 102 anúncios de dividendos, emitidos por empresas cotadas no PSi20, entre janeiro de 2005 e dezembro de 2010. Os resultados evidenciam que os anúncios de lucros e de dividendos contêm informação relevante, uma vez que geram rendibilidades e volumes de transação anormais, nos dias circundantes aos anúncios. Por outro lado, foram detetadas rendibilidades e volumes de transação anormais significativos no dia dos anúncios dos lucros anuais, não se verificando rendibilidades anormais significativas nos anúncios de lucros trimestrais ou semestrais. Além disso, após categorizar os anúncios de lucros e dividendos em “boas” e “más” notícias, os autores verificaram que as boas notícias estão associadas a rendibilidades anormais positivas e más notícias a rendibilidades anormais negativas. Os resultados revelam, ainda, que os anúncios de lucros transmitem informação mais relevante aos investidores do que os anúncios de dividendos, atendendo a que o volume de transação anormal e as rendibilidades anormais foram tendencialmente mais positivos para a amostra dos anúncios de lucros, comparativamente à amostra de anúncios de dividendos.

A forma como o mercado reage aos anúncios de lucros e dividendos não é unânime na literatura. Diversos autores comprovaram um aumento significativo do volume de transação nos dias circundantes ao anúncio de lucros e/ou dividendos e a existência de rendibilidades anormais. Outros autores não presenciaram qualquer relação positiva significativa entre as alterações dos preços das ações e do volume de transação e os anúncios de lucros e/ou dividendos.

No entanto existem condicionalismos e especificidades que variam entre mercados e que determinam o impacto dos anúncios de lucros e dividendos, originando diferentes resultados e conclusões. Por exemplo:

1. A eficiência do mercado alvo de estudo;
2. As variáveis consideradas nos estudos. O impacto, no mercado, de um anúncio de lucros anual difere do impacto de um anúncio intercalar de lucros, conforme mencionado na literatura.
3. O contexto e conjuntura económica implícita na série histórica considerada;
4. O maior ou menor “conteúdo informacional” dos anúncios de lucros e/ou dividendos nos diferentes mercados;
5. A dimensão do mercado pode influenciar o ajustamento dos preços das ações, após o anúncio de lucros e/ou dividendos. Os pequenos mercados tendem a registar um ajustamento mais lento dos preços das ações;
6. A dimensão da amostra e/ou as observações escolhidas podem distorcer a análise podem enviesar a análise. Uma amostra reduzida e/ou uma amostra que contemple determinada indústria ou um conjunto específico de empresas poderá levar os autores a diferentes resultados e conclusões; e
7. As políticas fiscais ou especificidades fiscais de cada mercado, como a dupla tributação ou um aumento de impostos sobre os rendimentos de capitais, pode levar os investidores a reagirem de formas diferentes, originando diferentes conclusões.

O presente estudo vem consolidar a literatura existente, no que concerne ao impacto dos anúncios de dividendos nos preços das ações e, conseqüentemente, na sua rendibilidade. Além disso, pretende apresentar novas considerações empíricas referentes aos mercados português e espanhol e estabelecer um comparativo entre o período anterior à crise e posterior ao início da crise.

O capítulo seguinte discrimina a metodologia a adotar, bem como os pressupostos subjacentes. O capítulo 4 compreende o estudo empírico e comporta a aplicação do modelo à amostra selecionada, com posterior discussão de resultados. O capítulo 5 apresenta as considerações finais sobre o trabalho.

Capítulo III. Metodologia

Este estudo tem como intuito analisar e testar o impacto dos anúncios de dividendos nos preços das ações das empresas presentes nos dois principais índices bolsistas do mercado ibérico. Especificamente, pretende-se aferir se existe possibilidade de se obter ganhos anormais transacionando ações com base nas divulgações de dividendos, por parte das empresas, no próprio dia do anúncio ou nos dias circundantes. Além disso, serão retiradas ilações sobre a velocidade de ajustamento dos preços a estas informações.

De seguida, será apresentado um breve enquadramento da metodologia a seguir do tipo Estudo de Evento⁴, bem como da sua aplicabilidade e eficácia em termos de resultados alcançados. Pretende-se ainda detalhar o modelo de base a utilizar e descrever as variáveis, os pressupostos e as etapas subjacentes a este, assim como apresentar os testes de significância estatística.

3.1 Metodologia dos Estudos de Evento

A metodologia de base, utilizada neste estudo, é a de Estudo de Evento (Fama *et al.* 1969; e MacKinlay, 1997).

Este método, regra geral, baseia-se em dados financeiros do mercado e assenta no pressuposto que é possível isolar a parte da rendibilidade da ação que diz respeito a um evento particular. Isto é possível utilizando um modelo para estimar as rendibilidades normais, ou seja, as rendibilidades que seriam espetáveis caso não tivesse ocorrido o evento, e as rendibilidades anormais, geradas pelos eventos, determinadas pelo diferencial entre as rendibilidades efetivas e as rendibilidades normais estimadas. Conforme MacKinlay (1997) refere, a metodologia de Estudo de Evento permite quantificar um evento específico no valor da empresa.

McWilliams e Siegel (1997) afirmam que a referida metodologia constitui uma ferramenta muito útil para avaliar o impacto financeiro associado a um "evento inesperado". Por outro lado, Das *et al.* (2008: 64) argumenta que um Estudo de Evento permite avaliar a importância de um acontecimento económico no valor de mercado de uma empresa.

⁴ *Event Study*, na linguagem anglo-saxónica.

A metodologia de Estudos de Evento tem vindo a ser aplicada por vários investigadores da área da contabilidade e das finanças, como por exemplo MacKinlay (1997), Binder (1998), Kothari e Warner (2006), entre outros, com o objetivo de testar eventos particulares, intrínsecos às empresas, e eventos relacionados com a economia. São exemplo disso: as fusões e aquisições, os anúncios de resultados, as questões de emissões de dívida ou ações e os anúncios de variáveis macroeconómicas, tais como o *deficit* comercial ou alterações na política fiscal.

No entanto, os Estudos de Evento nem sempre necessitam incluir ou exigir informações sobre o mercado bolsista. Em alguns casos poderá existir uma relação entre um evento e uma variável dependente. Por exemplo, Felcher *et al.* (2010) estudaram a relação entre o evento "mudança de professores" na escola e os resultados dos alunos em testes padronizados.

Também é fácil encontrar aplicações desta metodologia noutros campos. Por exemplo, na vertente de Direito e Economia, os Estudos de Eventos são utilizados para medir o impacto no valor da empresa de uma mudança no ambiente regulatório (de Schwert, 1981) e, nos casos de responsabilidade legal, para avaliar danos causados (ver Mitchell e Netter, 1994).

Os Estudos de Eventos têm uma longa história. Pensa-se que este método foi utilizado pela primeira vez no estudo publicado por James Dolley (1933). No seu trabalho, o autor examinou os efeitos dos “*stock splits*” sobre os preços das ações, no momento em que o evento ocorria. Utilizando uma amostra de 95 “*splits*”, para um período compreendido entre 1921 e 1931, o autor constatou que o preço aumentou em 57 dos casos e diminuiu em apenas 26 casos.

O nível de sofisticação dos Estudos de Evento aumentou. Myers e Bakay (1948), Barker (1956, 1957 e 1958), e Ashley (1962) são alguns dos autores responsáveis pelo incremento de sofisticação, até início dos anos 60. Os aperfeiçoamentos foram essencialmente ao nível da remoção de movimentações gerais nos preços de mercado das ações e da separação de eventos controversos.

No final dos anos 60, os estudos de Ball e Brown (1968) e Fama *et al.* (1969) introduziram a metodologia que corresponde, praticamente, à que é utilizada nos dias de hoje. Ball e Brown analisaram o impacto dos anúncios de lucros no preço das ações, e

Fama *et al.* estudaram os efeitos dos “stock splits” após a remoção dos efeitos simultâneos de aumentos registrados nos dividendos, utilizando uma amostra de rendibilidades mensais para o período entre 1926-1960.

Nos anos que se seguiram, algumas modificações foram incutidas, essencialmente ao nível das complicações relacionadas com a violação de pressupostos estatísticos, utilizados na recolha de dados e com ajustes no modelo para contemplar hipóteses mais específicas. As principais obras que abordam essa temática e ultrapassam estes obstáculos foram desenvolvidas por Brown e Jerold, publicados em 1980 e 1985, respetivamente. Em 1997, o autor Craig Mackinlay reviu o método de Estudo de Evento, sugerido por Fama, sem incutir, no entanto, alterações significativas.

O método de Estudo de Evento é, efetivamente, uma ferramenta eficiente e eficaz, nomeadamente ao nível da análise da hipótese de eficiência de mercado. Esta ferramenta foi utilizada, com sucesso, por diversos investigadores, entre os quais: Kiger (1972), Aharony e Swary (1980), Bowman (1983), Bhana (1995/96, 2005, 2007), Lonie *et al.* (1996), Gajewski e Quere (2001), Cox e Weirich (2002), Lyroudi *et al.* (2006), Taghavi Kong (2006), Dey e Radhakrishna (2008), Louhichi (2008), Dasilas *et al.* (2008), Das *et al.* (2008) e Laidroo (2008). De destacar, ainda, os estudos realizados em alguns países. Por exemplo, no Reino Unido por Firth (1981), Pope e Inyangete (1992), Rippington e Taffler (1995) e Elsharkawy e Garrod (1996); na Finlândia por Kallunki (1996); em Espanha por Pellicer e Rees (1999); em França por Gajewski e Quéré (2001), entre muitos outros. Esta metodologia também foi seguida por Jones (2007), com o objetivo de testar a teoria de eficiência de mercado, investigando o impacto dos anúncios no nível de risco dos preços das ações, ajustado à taxa de rendibilidade sem risco⁵.

Segundo Mushidzi e Ward (2004), a metodologia de “Estudo de Evento” é frequentemente utilizada com o intuito de aferir diferenças estatísticas entre as rendibilidades efetivas das ações e as rendibilidades esperadas, nos dias circundantes ao evento. Anderson (2007) utilizou esta metodologia para determinar se pode ser identificado algum sinal de dividendo, uma vez que os rendimentos e os dividendos são conjuntamente divulgados.

⁵ *Risk-free*, na linguagem anglo-saxónica.

Recentemente, vários investigadores, como por exemplo: Lenroth *et al.* (2003) e Sponholtz (2004) para o mercado dinamarquês, Mlonzi *et al.* (2011) para o mercado de África de Sul, Mahmood *et al.* (2011) para o Paquistão e Pyemo (2011) para a Nigéria, também seguiram o método do Estudo de Evento. O intuito era averiguar se os anúncios públicos de lucros e dividendos tinham impacto sobre os preços das ações das empresas cotadas nas respetivas bolsas e se os ganhos anormais gerados permaneciam por muitos dias.

3.2 Definição do Modelo e das Variáveis

Este estudo tem como objetivo testar o impacto das divulgações públicas de dividendos nos preços das ações, nos períodos circundantes a este evento, recorrendo à metodologia de Estudos de Eventos. Este método avalia se o preço de um título reflecte, ou não, a informação contida na divulgação de um acontecimento/evento.

MacKinlay (1997) delineou uma metodologia de Estudo de Eventos, seguida por diversos investigadores, entre os quais Konchitchki e O'Leary (2011), que assenta nas seguintes etapas:

- i) Identificação do evento a analisar;
- ii) Definição das janelas de estimação e de evento;
- iii) Seleção do conjunto de amostras de empresas a incluir no estudo;
- iv) Previsão da rendibilidade "normal";
- v) Estimativa da rendibilidade "anormal";
- vi) Agregação das rendibilidades anormais; e
- vii) Testes de significância.

3.2.1 Identificação do evento e definição das janelas de estimação e de evento

A aplicação desta metodologia exige a definição prévia de alguns parâmetros a incluir no modelo. Numa primeira instância, é necessário proceder à identificação do evento a analisar. Este estudo em particular, como já foi mencionado, incidirá sobre os anúncios públicos de dividendos.

Após identificar o evento em análise, é necessário especificar o intervalo de observação, a janela de estimação e a janela de evento. O intervalo de observação refere-se à unidade temporal de medida, que neste estudo será definida por dias. A

janela de estimação diz respeito ao período em que se quantifica a performance normal da empresa, ou seja, a rendibilidade efetiva do ativo, enquanto que a janela de evento⁶ compreende o período durante o qual se pretende observar a evolução do preço dos ativos, com vista a identificar eventuais rendibilidades anormais.

A janela de evento indica o número de dias antes e depois do anúncio sobre o qual as rendibilidades anormais são geradas e acumuladas. A janela de evento é normalmente denotada por $[-x;0;+y]$, em que x é o número de dias antes do dia do anúncio e y é o número de dias após o dia do anúncio. O dia do anúncio, ou evento, é designado como "dia 0" (t_0). Ao incluir dias antes do anúncio, pretende-se captar a fuga de informações, seja por via da imprensa ou por *insiders*. Ao incluir dias após o anúncio, o intuito é captar a noção de que poderá levar algum tempo até que as informações relativas ao anúncio sejam interpretadas e compreendidas pelos investidores.

Para este estudo, foram utilizadas duas janelas de evento: de 21 dias, 10 dias pré-evento, o dia do evento (dia 0) e 10 dias pós-evento, $[-10; 0; +10]$; e de 11 dias, 5 dias anteriores ao evento, o próprio evento e 5 dias posteriores, $[-5; 0; +5]$.

A escolha de uma janela de evento de 10 dias anteriores e posteriores ao evento visa estabelecer um período suficientemente amplo para capturar os efeitos e reações do mercado, antes e depois do anúncio de dividendos. Esta janela de evento foi considerada nos trabalhos de Subramani e Walden (2001), Dehning *et al.* (2004) e Ferguson *et al.* (2005).

A definição de uma janela de 5 dias anteriores e posteriores ao evento teve por base o facto de que uma janela de evento muito grande poderia levar à inclusão de efeitos decorrentes de outros eventos, o que provocaria incerteza quanto ao impacto do anúncio de dividendos nos preços dos ativos. Esta janela de evento foi utilizada nos estudos de Pinto (2003), Sponholtz (2005), Oh *et al.* (2006a,b), Rubin e Rubin (2007), Cheng *et al.* (2007) e Nagm e Kautz (2008).

A janela de estimação e a janela de evento não devem sobrepor-se, para que os parâmetros estimados para o modelo de rendibilidade normal não sejam influenciados pelas rendibilidades circundantes ao evento. A inclusão da janela de evento na estimativa dos parâmetros do modelo normal levaria a que as rendibilidades normais e

⁶ *Event Window*, na linguagem anglo-saxónica.

as rendibilidades anormais capturassem o impacto do evento. Isto seria problemático visto que a metodologia assenta no pressuposto de que o impacto do evento é capturado apenas pelas rendibilidades anormais.

Neste sentido, para o presente estudo, foi definida uma janela de estimação de 230 dias de transação, anteriores à janela de evento. As figuras seguintes comportam a linha temporal deste Estudo de Evento.

Figura 1. Linha temporal do Estudo de Evento: Janela de Evento de 21 dias.



Figura 1. Linha temporal do Estudo de Evento: Janela de Evento de 11 dias.



Não existe consenso no que diz respeito aos períodos definidos para as janelas de estimação e de evento. Por exemplo, Mackinlay (1997) estipulou uma janela de estimação de 250 dias e uma janela de evento que comportava 20 dias anteriores e posteriores ao anúncio do evento. Sponholtz (2005), por sua vez, num estudo realizado para o pequeno mercado bolsista dinamarquês, utilizou uma janela de estimação de 179 dias e uma janela de evento de apenas 5 dias antes e depois do evento. Por outro lado, Mlonzi *et al.* (2011), para a África do Sul e Pyemo (2011) para a Nigéria, consideraram uma janela de evento de 10 dias antes e 5 depois do evento e 20 dias antes e depois do evento, respetivamente.

Estudos anteriores desenvolvidos para o mercado português também consideraram diferentes janelas. Correia (2009) definiu uma janela de estimação de 230 dias [-250; -21] antes da janela de evento de [-20; +20]. A sua escolha teve por base “o facto de Isidro (1998) ter sugerido rendibilidades anormais nos primeiros dias da janela de observação do evento”, acrescentando que “a aplicação de um período mais pequeno poderia excluir algum dado importante sobre o mercado português”.

Por outro lado, Isidro (1998) e Pinto (2003) estabeleceram uma janela de estimação baseada nos dias de “trading” para todo o período de análise, excluindo a janela de evento. Esta última autora justifica esta escolha "tendo em conta o elevado número de acontecimentos", considerando "que os parâmetros do modelo se mantêm constantes ao longo do período analisado". Em relação à janela de evento, Pinto optou por um período de 5 dias antes e depois do evento, essencialmente pela "necessidade de se ter um intervalo de tempo suficiente para captar as eventuais reações do mercado, mas não demasiadamente longo, no qual se pode ter diversas sobreposições de eventos e, assim, reduzir consideravelmente a amostra".

Peterson (1989) estudou os intervalos ideais para o período de estimação e afirmou que o período *standard*, para estudos desta natureza, varia entre 100 a 300 dias.

3.2.2 Definição da Amostra

O passo seguinte diz respeito à seleção da amostra referente a um conjunto de empresas a serem incluídas no estudo. Neste contexto, serão selecionadas as 20 empresas cotadas no Psi20 e as 35 empresas cotadas no Ibex35.

O Psi20⁷ (*Portuguese Stock Index*) é o principal índice da Euronext Lisboa e o índice de referência do mercado de capitais português. É composto pelas 20 empresas mais líquidas, em termos de volume de transação, e reflete a evolução das cotações dessas ações. O Psi20 desenvolveu-se a partir de um valor base de 3.000 pontos, com reporte a 31 de dezembro de 1992.

O Ibex 35⁸ é o índice oficial do Mercado Contínuo Espanhol. O índice é composto pelas 35 ações mais líquidas negociadas no mercado contínuo. Este índice é calculado, supervisionado e publicado pela *Sociedad de Bolsas*. O índice foi criado a 29 de dezembro de 1989, com um nível base de 3.000 pontos.

A descrição mais pormenorizada da amostra e a sua refinação, bem como o período considerado para o estudo, estão detalhados adiante, no subcapítulo 4.1.

⁷ Ver www.bloomberg.com/quote/PSI20:IND

⁸ Ver www.bloomberg.com/quote/IBEX:IND

3.2.3 Estimativa da rendibilidade normal

Após definir as janelas de estimação e de evento e a amostra, procede-se ao cálculo da performance normal do ativo, isto é, as rendibilidades normais e, de seguida, as rendibilidades anormais.

A rendibilidade (ou retorno) anormal⁹, pode ser determinada pelo diferencial entre a rendibilidade efetiva do ativo e a sua rendibilidade esperada.

Assim, seguindo a metodologia adotada por MacKinlay (1997) e Pinto (2003), a rendibilidade anormal para a empresa i , na data do acontecimento t , é calculada da seguinte forma:

$$AR_{it} = R_{it} - E(R_{it} | X_t) \quad (1)$$

onde R_{it} e $E(R_{it} | X_t)$ representam a rendibilidade efetiva e esperada para o título i no período t , respetivamente, condicionada ao evento X_t .

Para o cálculo da rendibilidade esperada, isto é, a rendibilidade normal da empresa que seria expeável caso não tivesse ocorrido o anúncio de dividendos, será utilizado o Modelo de Mercado¹⁰, utilizado por Fama *et al.* (1969) e por Mackinlay (1997).

O modelo referido é um dos mais utilizados para este tipo de estudos. Segundo o estudo de Binder (1998), o Modelo de Mercado funciona de forma mais eficiente como medida de performance da taxa de rendibilidade esperada. Brown e Warner (1985) acrescentaram, ainda, que o modelo é bastante eficaz, principalmente quando são utilizadas rendibilidades diárias.

O Modelo de Mercado é estimado através de uma regressão linear entre a rendibilidade do título e a rendibilidade de mercado, para um determinado título i , conforme é evidenciado na fórmula seguinte:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

⁹ *Abnormal Return* (AR), na linguagem anglo-saxónica.

¹⁰ *Market Model*, na linguagem anglo-saxónica.

$$E(\varepsilon_{it}) = 0 \text{ e } Var(\varepsilon_{it}) = \sigma_{\varepsilon_i}^2$$

onde:

R_{it} : Rendibilidade do título i no período t ;

R_{mt} : Rendibilidade do Mercado no período t ;

α_i e β_i : parâmetros do modelo de regressão para o título i ; e

ε_{it} : Variável aleatória residual, com média zero e variância $\sigma_{\varepsilon_i}^2$.

Concettualmente, o Modelo de Mercado divide a rendibilidade de um título em duas componentes: uma associada à rendibilidade do mercado, determinado pela parcela $\alpha_i + \beta_i R_{mt}$, e outra específica da empresa, relacionada com informações intrínsecas a esta e determinada pela parcela ε_{it} .

O β_i é uma medida de sensibilidade do título i relativamente às flutuações de mercado e foi estimado tendo por base as rendibilidades históricas das empresas, nas respetivas janelas de estimação.

O termo α_i , por sua vez, representa a componente de rendibilidade do título que é independente da rendibilidade do mercado.

Investigações anteriores indicam que os resultados de Estudos de Eventos em horizontes curtos, como o presente estudo, não são afetados pelo modelo escolhido para estimar as rendibilidades anormais (ver, por exemplo, Brown e Warner, 1985; e Kothari e Warner, 2004). Desta forma, para quantificar as rendibilidades normais, apenas será utilizado o Modelo de Mercado.

Os parâmetros da regressão são estimados, para cada empresa, recorrendo ao Método dos Mínimos Quadrados (OLS), para a janela de estimação de cada anúncio de dividendos, divulgado por cada empresa. O *software* utilizado para estas estimações foi o SPSS, versão 20.

As rendibilidades diárias, ou efetivas, foram determinadas utilizando o logaritmo do rácio dos preços de fecho ajustados aos dividendos distribuídos em cada dia t , para cada título i considerado na amostra sobre, o preço de fecho do dia anterior. As variações

instantâneas constituem uma prática comum neste tipo de estudos e garantem um valor mais preciso. A fórmula de cálculo é a que se segue:

$$R_{i,t} = \ln \frac{(P_{i,t} + D_{i,t})}{P_{i,t-1}} \quad (3)$$

em que:

$R_{i,t}$: Rendibilidade do título i no período t ;

$P_{i,t}$: Preço da ação i no período t ;

$P_{i,t-1}$: Preço da ação i no período $t-1$; e

$D_{i,t}$: Dividendo da ação i no período t .

O índice Psi20, para as empresas portuguesas, e o Ibex35, para as empresas espanholas, foram utilizadas como *proxy* da rendibilidade de mercado.

3.2.4 Estimativa da rendibilidade anormal

Após estimar os parâmetros do modelo de desempenho normal, procede-se ao cálculo das **rendibilidades anormais**¹¹, para cada dia da janela de evento de cada empresa ($t_{-10}, \dots, 0, \dots, t_{+10}$), pelo diferencial entre a rendibilidade efetiva do ativo e a sua rendibilidade esperada, determinada anteriormente, conforme a expressão seguinte:

$$AR_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha} + \hat{\beta}_i R_{mt}) \quad (4)$$

em que:

AR_{it} : Rendibilidade anormal do título i no período t ;

R_{it} : Rendibilidade esperada, estimada pelo OLS, para o título i no período t ;

$\hat{\alpha}$ e $\hat{\beta}_i$: Estimadores não enviesados dos parâmetros α_i e β_i de cada título i .

A rendibilidade anormal corresponde à componente da rendibilidade do título que é independente da rendibilidade do mercado (ε_{it}) e, neste sentido, em teoria, esta

¹¹ *Abnormal Returns* (AR), na linguagem anglo-saxónica.

componente terá que ser explicada com nova informação específica sobre o título, sendo que esta informação poderá ser pública ou privada mas que deverá estar já incorporada no preço. Assim, a rendibilidade anormal do título, em cada período, pode ser estimada diretamente pelo valor dos resíduos (ϵ_{it}) (ver Sponholtz, 2004; e Francisco e Gonçalves, 2009).

Por outro lado, tendo em consideração que a metodologia de Estudo de Evento tem implícito o pressuposto que a empresa não divulga outro tipo de informação pública na janela de evento, qualquer diferença significativa entre as rendibilidades efetivas e as rendibilidades esperadas será atribuída à relevância dos anúncios de dividendos, na formação do preço das ações.

As rendibilidades anormais (AR) podem ser, portanto, entendidas como a variação percentual da cotação abaixo ou acima do que seria normalmente expetável.

Este método de apuramento de rendibilidades anormais foi seguido, também, por Isidro (1997), num estudo do impacto do anúncio dos resultados contabilísticos no mercado de capitais português e por Pinto (2003), num estudo que visava analisar o impacto de diversos tipos de divulgações no preço das ações.

3.2.5 Agregação das rendibilidades anormais

Neste tipo de estudos é usual acumular as rendibilidades, possibilitando, assim, uma inferência em termos globais sobre o evento em análise. Autores como Fama *et al.* (1969), MacKinlay (1997), e Pinto (2003), para o mercado português em particular, também seguiram este passo.

Numa primeira instância, a agregação das rendibilidades anormais observadas deverá ser feita ao longo dos vários anos de anúncios de dividendos considerados, para cada ativo. Após realizar este processo, procede-se ao somatório das agregações médias de cada empresa. Assim, partindo do pressuposto que não se verifica sobreposição nas janelas de eventos dos títulos incluídos na amostra, podemos obter um valor médio para a rendibilidade anormal¹² (AAR), conforme mostra a equação seguinte:

¹² *Average Abnormal Return* (AAR), na linguagem anglo-saxónica.

$$AAR_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^L AR_{it} \quad (5)$$

em que:

N : Corresponde ao número de anúncios de dividendos anuais; e

L : Número de empresas da amostra.

Através da Equação 5 é possível obter o valor médio anual de rendibilidades anormais para o total de empresas incluídas no estudo, em cada dia da janela de evento $(t-10, \dots, 0, \dots, t+10)$.

A variância de AAR determina-se da forma que se segue (ver MacKinlay, 1997; Pinto, 2003; e Newbold, Carlson e Thorne, 2006):

$$Var(AAR_t) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^L \sigma^2_{\varepsilon i} \quad (6)$$

A rendibilidade anormal média pode, então, ser acumulada ao longo da janela de evento, resultando num novo conceito: rendibilidades anormais médias acumuladas¹³ (CAAR):

$$CAAR[t_1, t_2] = \sum_{t=t_1}^{t_2} AAR_t \quad (7)$$

e a variância corresponde à formulação seguinte:

¹³ *Cumulative Average Abnormal Return* (CAAR), na linguagem anglo-saxónica.

$$Var(CAAR[t_1, t_2]) = \sum_{t=t_1}^{t_2} \sigma^2(AAR_t) \quad (8)$$

em que:

$$\sigma^2(AAR_t) = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^L \sigma^2_{\varepsilon i} \quad (9)$$

No subcapítulo que se segue, serão descritos os testes de significância mais comuns para este tipo de estudos.

3.2.6 Testes Estatísticos

A explicação das rendibilidades anormais com base na análise de regressão apenas é relevante caso as rendibilidades anormais sejam significativamente diferentes de zero e, portanto, não foram fruto de um mero acaso. Esta avaliação é efetuada feita recorrendo a testes de hipóteses (ver Newbold, Carlson e Thorne, 2006).

Seguindo os princípios gerais da inferência estatística, formula-se a Hipótese Nula (H_0) que sustenta que não há lugar a rendibilidades anormais ao longo da janela de evento, enquanto que a Hipótese Alternativa (H_1) sugere a possibilidade de presença de rendibilidades anormais ao longo da janela de evento. Em termos formais, a estrutura de teste é a que se segue:

$$H_0: \gamma = 0$$

$$H_1: \gamma \neq 0$$

em que a variável γ representa as AAR's e as CAAR's.

Existe uma grande diversidade de testes de significância que podem ser efetuados. Geralmente estes testes de significância podem ser agrupados em testes paramétricos e não paramétricos, sendo que estes últimos não exigem pressupostos ou suposições sobre a distribuição das rendibilidades dos ativos da amostra (ver Newbold, Carlson, e Thorne, 2006). Neste contexto, de modo a evitar a assunção de pressupostos quanto à

distribuição das variáveis AAR e CAAR e minimizar o erro, será realizado o Teste Kolmogorov-Smirnov.

De acordo com *Drezner et al.* (2008), o teste Kolmogorov-Smirnov (KS) é, indiscutivelmente, o mais conhecido e utilizado para testar a normalidade de uma amostra ou variável, estando disponível na maioria dos *softwares* estatísticos. O intuito deste teste é, portanto, avaliar se a distribuição da variável alvo de estudo segue ou não uma distribuição normal. Desta forma pode-se formular as seguintes hipóteses (ver Maroco, 2007):

$$H_0: k \sim N(\mu, \sigma)$$

$$H_1: k \not\sim N(\mu, \sigma)$$

em que a variável k corresponde aos AAR's e CAAR's.

Com base nas hipóteses definidas para o teste KS, sempre que a variável em análise (k) apresentar uma significância inferior a 5% ($\alpha < 5\%$), rejeita-se a Hipótese Nula, o que significa que a variável não segue uma distribuição normal e que os testes não-paramétricos são os mais indicados para testar a significância da variável. Ao invés, se α assumir valores superiores a 5%, conclui-se que a variável (k) segue uma distribuição normal e a sua significância deverá ser testada tendo por base testes paramétricos (ver Newbold, Carlson e Thorne, 2006).

Testes Paramétricos

Os testes estatísticos paramétricos avaliam a significância dos AAR's e CAAR's com base no teste t , testando a hipótese dos anúncios de dividendos gerarem impacto na média das rendibilidades das empresas portuguesas, espanholas e do respetivo conjunto destas.

$$AAR \sim N(0, Var AAR_t) \quad (10)$$

$$CAAR_{t1,t2} \sim N(0, Var CAAR_{t1,t2}) \quad (11)$$

em que:

t_1 : corresponde ao primeiro dia da janela de evento; e

t_2 : corresponde ao último dia da janela de evento.

As estatísticas de teste utilizadas para testar a Hipótese Nula são:

$$t_{AAR_{i,t}} = \frac{AAR_{i,t}}{\sqrt{Var(AAR_{i,t})}} \quad (12)$$

$$t_{CAAR_{i,t}} = \frac{CAAR_{i,t}}{\sqrt{Var(CAAR_{i,t})}} \quad (13)$$

Importa destacar que a utilização do teste *t-Student* tem implícito que as rendibilidades anormais das empresas seguem uma distribuição normal, são independentes e uniformemente distribuídas (Serra, 2002; e Jong, 2007). Neste sentido, a significância das rendibilidades anormais médias e acumuladas só serão testadas tendo por base o teste *t-student* após o teste KS determinar que estas variáveis seguem uma distribuição normal.

Testes Não-Paramétricos

Investigações anteriores (por exemplo, Fama, 1976) argumentam que as distribuições de rendibilidades diárias tendem a apresentar uma “cauda mais gorda” (*fat-tailed*), ou seja, evidenciam uma grande assimetria ou curtose do que as distribuições normais, o que justifica a utilização de testes não-paramétricos. Neste estudo, serão utilizados os testes não-paramétricos *Sign Test* e o *Wilcoxon Signed Rank Test*.

Sign Test

O teste de sinal¹⁴ é um dos testes não paramétricos mais conhecidos e usuais utilizados nas metodologias de Estudos de Eventos, essencialmente devido à sua simplicidade (Cowan, 1992 e Murteira *et al.*, 2002.). Este teste tem a capacidade de identificar pequenos níveis de rendibilidades anormais e tem como principal intuito a deteção de alterações significativas em determinadas variáveis em dois momentos de

¹⁴ *Sign Test*, na linguagem anglo-saxónica.

tempo distintos, agrupando os eventos com rendibilidades positivas e negativas ao longo da janela de evento, designando-se por p a proporção de rendibilidades positivas, conforme refere Jong (2007).

O teste de sinal também é utilizado para testar as AARs e as CAARs, comparando a proporção de rendibilidades anormais positivas próximos do evento com a sua proporção num período normal. Atendendo a que este teste considera apenas o sinal das rendibilidades anormais, a volatilidade associada não influencia as taxas de rejeição, pelo que na presença de volatilidade induzida pelos eventos, os investigadores recomendam o uso do *Sign Test*.

O *Sign Test* assume que a distribuição das rendibilidades anormais médias (AAR) é simétrica, o que significa que a probabilidade de registar rendibilidades anormais médias positivas e negativas é a mesma, isto é, p é igual a 0,5. Neste sentido, as hipóteses a formular são as que se seguem:

$$H_0: p = 0,5$$

$$H_1: p \neq 0,5$$

A estatística de teste é dada por (Mackinlay, 1997):

$$\theta = \left[\frac{N^+}{N} - 0,5 \right] \frac{\sqrt{N}}{0,5} \quad (14)$$

em que:

N^+ : corresponde a todas as AARs e CAARs positivas; e

N : corresponde a todas as AARs e CAARs presentes na amostra.

Wilcoxon Signed Rank Test

Ainda no que respeita aos testes não paramétricos, de realçar o teste *Wilcoxon Signed Rank Test* (Wilcoxon, 1945). Este teste é mais refinado que o *Sign Test* na medida em que permite colmatar o problema decorrente da desvalorização da

magnitude das rendibilidades anormais verificadas, conforme Ott e Longnecker (2001 e 2010); Sheskin (2003); e Bellera *et al.*(2010).

Para além de assumir a simetria das rendibilidades anormais acumuladas, o teste *Wilcoxon Signed Rank Test* considera igualmente os sinais das AARs e CAARs e o respetivo *ranking* (magnitude) que ocupam.

As hipóteses a formular para esse teste são as que se seguem:

$$H_0: m = 0$$

$$H_1: m \neq 0$$

em que:

m : corresponde à mediana da variável a testar.

De acordo com esse teste, nos casos em que não se rejeita a hipótese nula, o ranking positivo das rendibilidades anormais médias em valor absoluto (r_i^+) é igual ao somatório do ranking negativo (r_i^-). A estatística de teste de *Wilcoxon* é dada por:

$$S_N = \sum_i r_i^+ \quad (15)$$

Na presença de amostras de dimensão considerável (N), a distribuição S_N tende a aproximar-se de uma distribuição normal, com um valor esperado de:

$$E(S_N) = \frac{N(N + 1)}{4} \quad (16)$$

E a variância é dada por:

$$Var(S_N) = \frac{N(N + 1)(2N + 1)}{24} \quad (17)$$

O capítulo que se segue, Estudo Empírico, compreende uma breve descrição da amostra e do período considerado neste estudo. Posteriormente, os testes de

significância descritos anteriormente serão selecionados e discutidos. Por fim, procede-se, então, à análise empírica dos dados e dos resultados obtidos.

Capítulo IV. Estudo Empírico

Este capítulo comporta a análise e discussão dos resultados obtidos, após aplicação da metodologia anteriormente detalhada. Em primeiro lugar, será realizada uma descrição da amostra, bem como dos critérios subjacentes à respetiva refinação. Em segundo lugar, serão, então, apresentados os resultados empíricos e desenvolvida uma análise e interpretação dos mesmos. Por fim, são tecidas algumas considerações.

4.1. Amostra e período de análise

Este estudo incide sobre os principais índices bolsistas do mercado ibérico, especificamente: o PSi20 e o Ibex35.

Neste contexto, foram selecionados os anúncios de dividendos de 55 empresas, 20 das quais com sede em Portugal e 35 em Espanha, para um horizonte temporal compreendido entre janeiro de 2006 e agosto de 2012.

Os anúncios de dividendos de cada empresa foram refinados respeitando o critério do horizonte temporal da janela de estimação e o critério de remoção de outros eventos relevantes ocorridos na janela de evento.

O primeiro filtro obriga, pelo menos, a uma distância de 230 dias (janela de estimação) entre os anúncios de dividendos, garantindo, assim, um horizonte temporal considerável para aferir o desempenho normal do ativo. Neste contexto, foram retirados os anúncios que não apresentavam uma janela de estimação suficiente.

O segundo critério prende-se com a presença de outros eventos relevantes na janela de evento definida, ou seja, nos 10 dias anteriores e posteriores à data do anúncio do dividendo. Este critério é essencial visto que os Estudos de Eventos são projetados para capturar o impacto de um evento específico, pelo que se outro evento ocorresse em simultâneo com o evento em análise, seria impossível relacionar as oscilações no preço dos ativos a um evento específico. Neste sentido, foram excluídos da amostra os anúncios de dividendos que apresentavam outros eventos relevantes ocorridos nos 10 dias anteriores ou posteriores a este.

Os anúncios de dividendos e de outros eventos foram recolhidos nos *sites* oficiais da Comissão do Mercado de Valores Mobiliários (CMVM), para as empresas portuguesas,

e da *Comisión Nacional del Mercado de Valores* (CNVM), para as empresas espanholas, que correspondem às entidades que regulam e supervisionam o funcionamento dos mercados de valores mobiliários em Portugal e Espanha, respetivamente.

Atendendo a esses potenciais problemas e com vista evitar distorções na análise, a amostra inicial foi revista e aperfeiçoada, por via da eliminação dos anúncios de dividendos que tinham associados outros eventos e/ou que não apresentavam um horizonte temporal de 230 dias (janela de estimação) entre os anúncios de dividendos, reportados à mesma empresa. Os dados relativos à amostra inicial e amostra final são concentrados na Tabela 1, para as empresas portuguesas, e na Tabela 2, para as empresas espanholas. Adicionalmente, é apresentado o total de anúncios que seria considerado no caso da janela de evento passar a ser de 5 dias antes e depois do anúncio.

Tabela 1. Anúncios de dividendos das empresas portuguesas

Descrição	Observações	Proporção
Total de anúncios de dividendos	143	100%
Total de anúncios a considerar para janela evento (-10; 0; +10)	71	49,65%
Total de empresas que não distribuíram dividendos	30	20,98%
Total de anúncios a considerar para janela evento (-5; 0; +5)	82	57,34%

Com base na análise da tabela anterior, para um total de 143 dividendos ocorridos entre janeiro de 2006 e agosto de 2012, apenas 49,65% será selecionado, considerando os dois critérios de refinação supramencionados, para uma janela de evento de 10 dias antes e depois do anúncio. No entanto, se a janela de evento fosse reduzida para 5 dias antes e depois do anúncio, seria validado um mínimo superior de anúncios de dividendos, correspondendo a cerca de 57% do total. Para as duas janelas de evento, o total de empresas da amostra que não distribuíram dividendos rondou os 30% do total.

Tabela 2. Anúncios de dividendos das empresas espanholas

Descrição	Observações	Proporção
Total de anúncios de dividendos	255	100%
Total de anúncios a considerar para janela evento (-10; 0; +10)	101	39,61%
Total de empresas que não distribuíram dividendos	61	23,92%
Total de anúncios a considerar para janela evento (-5; 0; +5)	122	53,24%

A amostra inicial das empresas espanholas comportava um total de 255 dividendos ocorridos entre janeiro de 2006 e agosto de 2012, para as 55 empresas do Ibex35. No entanto, após a refinação, a amostra passou a ser de apenas 101 anúncios de dividendos, correspondendo a cerca de 40% da amostra inicial. Na eventualidade da janela de evento ser de 5 dias antes e depois do anúncio, a amostra a considerar seria de 122 anúncios de dividendos, rondando os 53% da amostra inicial.

Merece destaque a proporção significativa de anúncios de dividendos que não foram distribuídos, cerca de 21% e 24%, para as empresas portuguesas e espanholas respetivamente, refletindo a conjuntura económica difícil e o cenário de crise que as economias europeias enfrentam.

A inclusão de uma janela de evento de 5 dias antes e depois do anúncio aumentaria a amostra de empresas portuguesas em 7,69% e de empresas espanholas em 13,64%. Neste sentido, as rendibilidades anormais apresentadas e discutidas no subcapítulo seguinte terão por base uma janela de evento de [-10; 0; +10] e uma janela de evento de [-5; 0; +5], conforme mencionado no capítulo da Metodologia.

A amostra final, após processo de refinação, para cada um dos mercados, pode ser agrupada segundo o sector de atividade, conforme evidencia a Tabela 3 e Tabela 4.

Tabela 3. Amostra final das empresas portuguesas por sector, para janela [-5; 0; +5]

Sector de Atividade	Anúncios de empresas a considerar	Proporção (%)
Indústria	21	25,61%
Telecomunicações	16	19,51%
Alimentar	15	18,29%
Eletricidade e energia	11	13,41%
Serviços financeiros	7	8,54%
Construção	7	8,54%
Transporte	5	6,10%
Total	82	100,00%

A amostra de empresas portuguesas, considerando uma janela de 5 dias anteriores e posteriores ao evento, contempla ¼ de anúncios de dividendos referentes a empresas industriais. O sector das telecomunicações e o sector alimentar detêm uma quota considerável no total da amostra, a rondar os 19,51% e 18,29%, respetivamente.

Os anúncios de dividendos realizados por empresas do sector dos serviços financeiros, que comporta os bancos portugueses, representam uma proporção de 8,54% no total de anúncios da amostra, o que poderá ser o resultado da atual crise financeira e da consequente falta de liquidez.

Tabela 4. Amostra final das empresas portuguesas por sector, para janela [-10; 0; +10]

Sector de Atividade	Anúncios de empresas a considerar	Proporção (%)
Indústria	19	26,76%
Telecomunicações	14	19,72%
Alimentar	13	18,31%
Eletricidade e energia	9	12,68%
Construção	6	8,45%
Transporte	5	7,04%
Serviços financeiros	5	7,04%
Total	71	100,00%

Ao passar para uma janela de 10 dias anteriores e posteriores ao evento, o número de dividendos a considerar diminui. No entanto, em termos proporcionais, os anúncios de dividendos oriundos de empresas a operar no sector industrial, das telecomunicações e alimentar continuam a representar cerca de 65% do total de anúncios da amostra.

As tabelas 5 e 6 concentram a distribuição de anúncios de dividendos por sector de atividade das empresas emittentes espanholas, considerando uma janela de evento de 5 dias anteriores e posteriores ao evento e 10 dias anteriores e posteriores ao evento.

Tabela 5. Amostra final das empresas espanholas por sector, para janela [-5; 0; +5]

Sector de Atividade	Anúncios de empresas a considerar	Proporção (%)
Construção	28	22,76%
Serviços financeiros	24	19,51%
Eletricidade e energia	23	18,70%
Telecomunicações e audiovisual	13	13,01%
Indústria	9	7,32%
Seguros	5	4,07%
Tecnologia	3	2,44%
Transporte	3	2,44%
Alimentar	3	2,44%
Outros	9	7,32%
Total	123	100,00%

A amostra de empresas espanholas, para uma janela de evento de 5 dias anteriores e posteriores ao evento, comporta um total de 123 anúncios de dividendos. Os sectores de atividade que compreendem maiores anúncios de dividendos são: o da construção, dos serviços financeiros e da eletricidade e energia, com um total 75 anúncios, o que corresponde a uma proporção de 61% da amostra.

O sector das telecomunicações e audiovisual e o sector industrial surgem de seguida, com uma quota de 20,33% no total da amostra. O sector dos outros engloba as atividades de tabaco, farmacêuticas, têxtil e de águas, com uma quota de 7,32%.

Tabela 6. Amostra final das empresas espanholas por sector, para janela [-10; 0; +10]

Sector de Atividade	Anúncios de empresas a considerar	Proporção (%)
Serviços financeiros	23	22,77%
Construção	21	20,79%
Eletricidade e energia	18	17,82%
Telecomunicações e audiovisual	12	11,88%
Indústria	7	6,93%
Seguros	4	3,96%
Tecnologia	3	2,97%
Alimentar	3	2,97%
Transporte	2	1,98%
Outros	8	7,92%
Total	101	100,00%

Considerando uma janela de evento maior, de 10 dias anteriores e posteriores ao evento, o total de observações da amostra reduziu-se para 101 anúncios de dividendos, oriundos de empresas que operam no sector da construção (22,77%), serviços financeiros (20,79%) e eletricidade e energia (17,82%), respetivamente.

O sector das telecomunicações e audiovisuais e o sector industrial comportam uma quota de 18,81% do total da amostra.

4.2. Dados

Os principais dados utilizados neste estudo dizem respeito, essencialmente, às cotações diárias dos ativos e dos respetivos índices bolsistas.

Em termos de cotações diárias dos ativos foram selecionadas as cotações de fecho diárias ajustadas aos dividendos, patentes na base de dados do *Yahoo* (<http://finance.yahoo.com/>), para as empresas portuguesas e espanholas dos principais índices bolsistas ibéricos. As cotações diárias do P*Si*20 foram disponibilizadas pela *Euronext* (<http://europeanequities.nyx.com>) enquanto que as cotações do I**bx**35 foram retiradas da base de dados do *Yahoo*.

No que diz respeito à calendarização dos eventos, estes tiveram por base os dados oficiais da CMVM e da CNVM.

De referir, ainda, que as composições anuais dos índices P*Si*20 e I**bx**35 foram construídas de acordo com os dados oficiais da CMVM e da CNVM, respetivamente. Neste sentido, as rendibilidades anormais de cada ativo têm por base a totalidade de empresas que compõem, anualmente, o P*Si*20 e I**bx**35.

4.3. Apresentação e Discussão dos Resultados

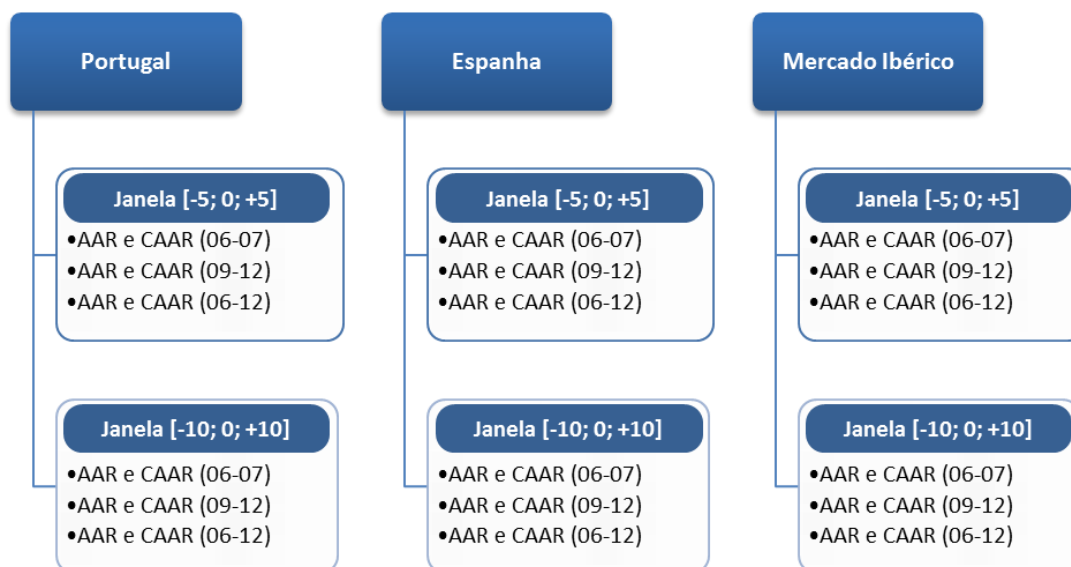
Como já foi referido, o estudo desenvolve-se para um horizonte temporal compreendido entre janeiro de 2006 e agosto de 2012. No entanto, de forma a averiguar se a atual crise financeira foi passível de alterar os comportamentos dos mercados e as rendibilidades geradas, as AAR's e CAAR's foram estimadas para os anos antecedentes à crise, para os anos considerados de crise e para o horizonte temporal total estudado, entre janeiro de 2006 e agosto de 2012.

Para o estudo, o ano 2008 foi definido como o ano de início da atual crise, que surgiu como consequência da falência do banco de investimentos Lehman Brothers.

Neste sentido, calculou-se as AAR's e CAAR's de forma separada para a amostra de empresas portuguesas, espanholas e para o conjunto das empresas ibéricas selecionadas para os anos 2006 e 2007; 2009-2012; e para o horizonte temporal total 2006-2012.

As amostras anteriormente referidas tiveram por base os cálculos efetuados para uma janela de evento de 10 dias anteriores e posteriores ao evento e para uma janela de 5 dias anteriores e posteriores ao evento, conforme referido no subcapítulo anterior, para o período considerado. O esquema seguinte resume as variáveis alvo de estudo, por mercado e por horizonte temporal.

Ilustração 1. Resumo das variáveis alvo de estudo



Como referido no capítulo da Metodologia, foi utilizado o método dos mínimos quadrados ordinários para determinar a rendibilidade anormal das empresas. No entanto, não foram desenvolvidas refinações ao nível da variância estimada com vista a corrigir eventuais problemas de autocorrelação das sucessões cronológicas dado que, segundo Brown e Warner (1985), não era de esperar que as melhorias obtidas fossem significativas.

De seguida são apresentadas tabelas que concentram as AAR's e CAAR's para cada um dos períodos e mercados, além dos respetivos testes de normalidade (teste *Kolmogorov-Smirnov*), paramétricos e não paramétricos. Os valores das rendibilidades anormais e a respetiva tendência também serão analisados.

Conforme mencionado no capítulo da Metodologia, para cada AAR e CAAR da janela de evento foi desenvolvido o teste *Kolmogorov-Smirnov* (Teste KS) para aferir se as variáveis seguiam, ou não, uma distribuição normal. Nas variáveis que seguem uma distribuição normal, a um intervalo de confiança de 95%, testa-se a sua significância estatística com base no teste paramétrico *t-Student*. Para as variáveis que não seguem uma distribuição normal, a um intervalo de confiança de 95%, utiliza-se os testes não-paramétricos, especificamente o *Sign test* e *Wilcoxon*, para analisar a significância estatística. Esta análise é transversal a todas as tabelas que se seguem.

4.3.1. Mercado português

Este subcapítulo comporta uma análise às rendibilidades anormais médias e rendibilidades anormais médias acumuladas geradas pelas empresas do mercado português, considerando uma janela de evento de 5 e 10 dias antes e depois do evento.

Tabela 7. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2012

Janela	AAR	Teste KS	p-value			CAAR	Teste KS	p-value		
			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon
t-5	0,05%	Paramétrico	0,5638	-	-	0,05%	Paramétrico	0,5638	-	-
t-4	0,30%	Paramétrico	0,0846	-	-	0,35%	Paramétrico	0,0756	-	-
t-3	0,04%	Paramétrico	0,8680	-	-	0,39%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,1519
t-2	0,08%	Paramétrico	0,4235	-	-	0,47%	Paramétrico	0,0869	-	-
t-1	0,05%	Paramétrico	0,5511	-	-	0,52%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,1723
t0	0,17%	Paramétrico	0,2370	-	-	0,70%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,1036
t+1	0,53%	Paramétrico	0,0007	**	-	1,23%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0030 **
t+2	0,02%	Paramétrico	0,5560	-	-	1,25%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0034 **
t+3	-0,45%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,9260	0,79%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0061 **
t+4	-0,07%	Paramétrico	0,5560	-	-	0,72%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0091 **
t+5	-0,05%	Paramétrico	0,5458	-	-	0,67%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0144 *

* significativo a um intervalo de confiança de 95%

**significativo a um intervalo de confiança de 99%

A Tabela 7 evidencia as rendibilidades das empresas portuguesas para uma janela de evento de cinco dias anteriores e posteriores ao anúncio de dividendo, para o horizonte temporal de janeiro de 2006 a agosto de 2012.

Com base na análise da tabela anterior, as empresas portuguesas tendem a apresentar rendibilidades anormais médias (AAR) positivas nos cinco dias antes e nos dois dias depois do evento e rendibilidades anormais médias acumuladas (CAAR) positivas nos 11 dias da janela. Por outro lado, as AAR tendem a seguir uma distribuição normal, contrariamente às CAAR, como é possível constatar pela análise do Teste KS.

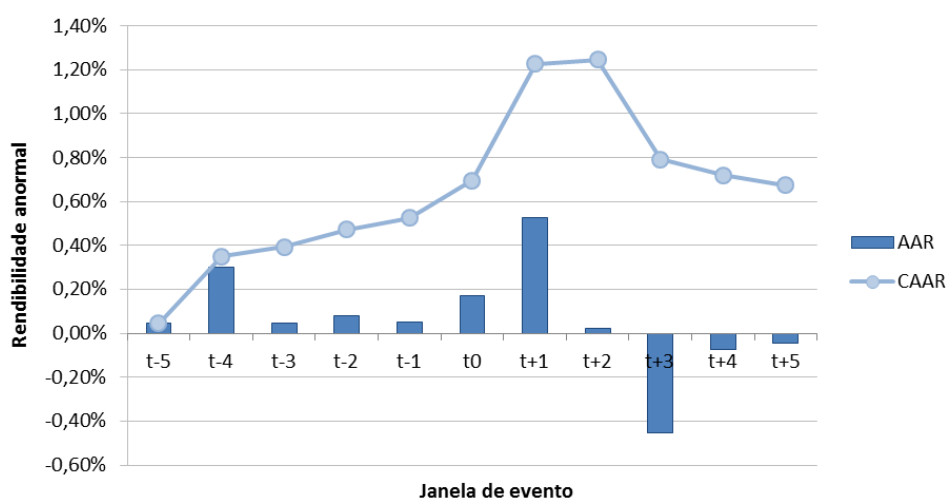
O dia seguinte ao anúncio de dividendo (t_{+1}) é aquele que comporta o maior valor de AAR da série, 0,53%, o que significa que as empresas geraram uma rendibilidade média efetiva 0,5% superior à que seria estimada no caso de não ter ocorrido os anúncios de dividendos. Além disso, as AAR's geradas nesse dia foram, inclusivamente, significativas a um intervalo de confiança de 95% e 99%.

O *Sign test* assume-se como significativo em todas as variáveis que não seguem uma distribuição normal, o que significa que a proporção de AAR's e CAAR's positivas registadas na janela de evento diferem, significativamente, da sua proporção num

período normal, ou seja, na janela de estimação. O teste *Wilcoxon*, por sua vez, determina que as rendibilidades anormais médias acumuladas dos dias 1 ao 4, após o evento (t_{+1} a t_{+4}) são significativas a um intervalo de confiança de 99%, enquanto que o último dia da janela de evento (t_{+5}) é significativo apenas a 5%.

A Ilustração 2 evidencia as rendibilidades anormais médias e acumuladas, por dia da janela de evento.

Ilustração 2. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2012



A ilustração anterior evidencia as rendibilidades anormais médias (AAR) e as rendibilidades anormais médias acumuladas (CAAR), ao longo da janela de evento.

Com base na análise da Ilustração 2, o dia seguinte ao anúncio de dividendo é aquele que comporta o maior valor de rendibilidade anormal média. Esta situação poderá refletir o desfasamento temporal existente entre o anúncio e a reação do mercado a este ou, por outro lado, estar associada ao facto de algumas empresas lançarem os anúncios de dividendos quando o mercado está fechado, gerando impacto apenas no dia seguinte.

No quarto dia anterior ao anúncio registou-se uma rendibilidade anormal média a rondar os 0,30%, o que poderá indiciar ou expetativas existentes ou eventuais fugas de informação. No terceiro dia após o anúncio de dividendo, verificou-se uma rendibilidade anormal média negativa, próxima dos -0,45%. No entanto, a quebra não se

mostra significativa estatisticamente, atendendo ao teste *Wilcoxon*, conforme é visível na Tabela 7.

Tabela 8. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-5; 0; +5], entre 2009 e 2012

Janela	AAR	Teste KS	p-value			CAAR	Teste KS	p-value		
			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon
t-5	0,17%	Paramétrico	0,2118	-	-	0,17%	Paramétrico	0,2118	-	-
t-4	0,33%	Paramétrico	0,1195	-	-	0,50%	Paramétrico	0,0452	*	-
t-3	0,20%	Paramétrico	0,3323	-	-	0,70%	Paramétrico	0,0286	*	-
t-2	0,07%	Paramétrico	0,6261	-	-	0,77%	Paramétrico	0,0284	*	-
t-1	0,01%	Paramétrico	0,8800	-	-	0,78%	Paramétrico	0,0380	*	-
t0	0,25%	Paramétrico	0,2848	-	-	1,04%	Paramétrico	0,0198	*	-
t+1	0,39%	Paramétrico	0,0653	-	-	1,43%	Paramétrico	0,0035	* *	-
t+2	0,10%	Paramétrico	0,4678	-	-	1,53%	Paramétrico	0,4678	-	-
t+3	-0,85%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,8476	0,67%	Não Paramétrico	-	0,0000	** * 0,0094 * *
t+4	-0,12%	Paramétrico	0,4189	-	-	0,55%	Não Paramétrico	-	0,0000	** * 0,0152 *
t+5	0,04%	Paramétrico	0,7141	-	-	0,59%	Não Paramétrico	-	0,0000	** * 0,0136 *

* significativo a um intervalo de confiança de 95%

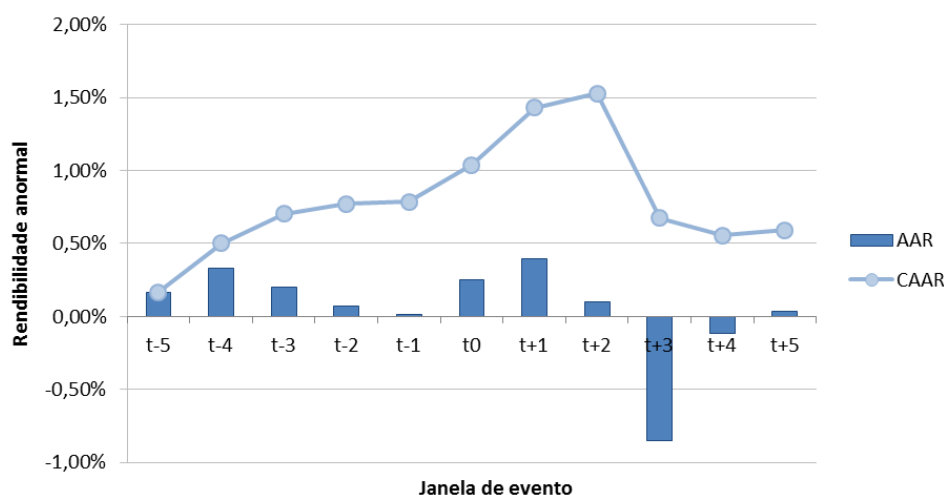
**significativo a um intervalo de confiança de 99%

As rendibilidades anormais médias (AAR) geradas para o período pós-2008 seguem maioritariamente uma distribuição normal, não se registando, no entanto, rendibilidades significativas estatisticamente, de acordo com o testes *t-Student* e *Wilcoxon*. No terceiro dia após o anúncio de dividendo o *Sign test* assume-se como significativo, contrariamente ao teste *Wilcoxon*.

As rendibilidades anormais médias acumuladas, por sua vez, são significativas a 5% em todos os dias, com exceção do dia t_{-5} e t_{+2} . No primeiro dia (t_{+1}) e terceiro dia (t_{+3}) após o anúncio do evento as rendibilidades são significativas a um intervalo de confiança de 99%.

No dia do anúncio de dividendo e no dia seguinte a este, as AAR's geradas ascendem a 0,25% e 0,39%, respetivamente.

Ilustração 3. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-5; 0; +5], entre 2009 e 2012



As AAR's geradas nos cinco dias antes ao anúncio de dividendos são positivas, embora decrescentes à medida que se aproxima da data do anúncio. O dia do anúncio e o dia seguinte a este foram aqueles que registaram maiores rendibilidades anormais médias, enquanto que o terceiro dia pós-anúncio foi o que comportou rendibilidades anormais mais expressivas na série apresentada, embora negativas.

No que diz respeito às CAAR's, estas delinearam uma tendência crescente até ao segundo dia após o evento (t_{+2}) atingindo um valor máximo de 1,53%, retrocedendo no dia seguinte para 0,67%, estagnando em torno dos 0,55% nos restantes dias.

Tabela 9. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2007

Janela	AAR	Teste KS	p-value			CAAR	Teste KS	p-value		
			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon
t-5	-0,15%	Paramétrico	0,3606	-	-	-0,15%	Paramétrico	0,3606	-	-
t-4	0,34%	Paramétrico	0,1864	-	-	0,19%	Paramétrico	0,5613	-	-
t-3	-0,07%	Paramétrico	0,5340	-	-	0,11%	Paramétrico	0,7943	-	-
t-2	0,01%	Paramétrico	0,9425	-	-	0,12%	Paramétrico	0,7914	-	-
t-1	-0,07%	Paramétrico	0,6064	-	-	0,05%	Paramétrico	0,9681	-	-
t0	-0,02%	Paramétrico	0,8709	-	-	0,04%	Paramétrico	0,9118	-	-
t+1	0,59%	Paramétrico	0,0371	*	-	0,63%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,7970
t+2	-0,24%	Paramétrico	0,1183	-	-	0,39%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,7479
t+3	-0,14%	Paramétrico	0,4021	-	-	0,25%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,4422
t+4	0,09%	Paramétrico	0,5998	-	-	0,35%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,6566
t+5	-0,05%	Paramétrico	0,8589	-	-	0,30%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,5595

* significativo a um intervalo de confiança de 95%

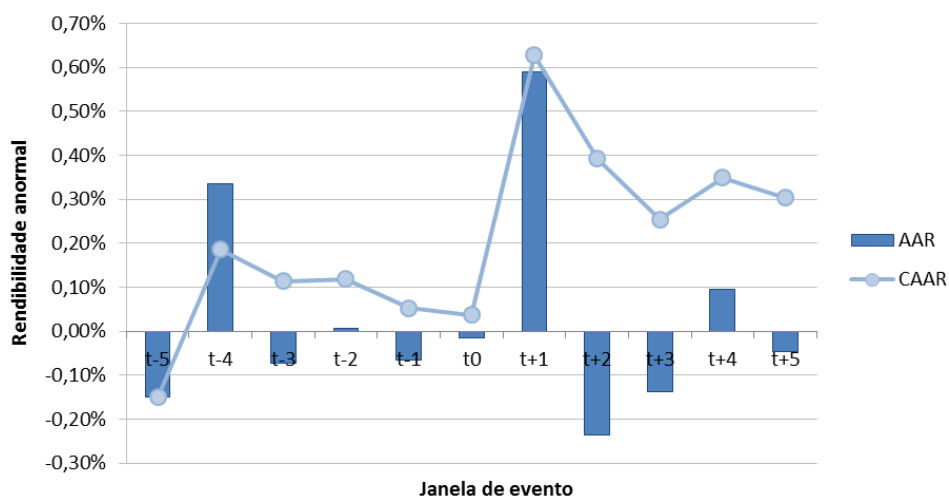
**significativo a um intervalo de confiança de 99%

A Tabela 9 concentra as rendibilidades anormais médias e acumuladas e os respetivos testes de significância para os dois anos antecedentes à atual crise.

Neste sentido, de acordo com o Teste KS, as AAR's seguem uma distribuição normal, registando-se rendibilidades anormais significativas a um intervalo de confiança de 95% apenas no dia seguinte ao evento. Neste mesmo dia são também geradas as maiores AAR's do período.

Em termos de CAAR's não se verifica quaisquer rendibilidades significativas, exceção feita para os que foram alvo de análise do *Sign test*.

Ilustração 4. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2007



Com base na análise da Ilustração 4 constata-se que o dia seguinte ao anúncio do dividendo é o que comporta maiores rendibilidades anormais médias (AAR), registando um valor a rondar os 0,60%.

De realçar, também, os níveis de AAR's no quarto dia antecedente ao evento, na ordem dos 0,30%, o que poderá indiciar expectativas existentes ou eventuais fugas de informação.

Relativamente às CAAR's, estas são positivas em toda a série, com exceção do dia t_{-5} , oscilando entre os -0,15% e os 0,63%.

Tabela 10. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2012

Janela	AAR	Teste KS	p-value			CAAR	Teste KS	p-value		
			Paramétrico	Não Paramétrico				Paramétrico	Não Paramétrico	
			t-Student	Sign test	Wilcoxon			t-Student	Sign test	Wilcoxon
t-10	0,10%	Paramétrico	0,1471	-	-	0,10%	Paramétrico	0,1471	-	-
t-9	-0,03%	Paramétrico	0,4878	-	-	0,07%	Paramétrico	0,4230	-	-
t-8	-0,04%	Paramétrico	0,6803	-	-	0,03%	Paramétrico	0,7234	-	-
t-7	0,21%	Paramétrico	0,0561	-	-	0,24%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,2624
t-6	0,01%	Paramétrico	0,9110	-	-	0,24%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,1373
t-5	0,04%	Paramétrico	0,5966	-	-	0,28%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,1085
t-4	0,28%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0699	0,55%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0300 *
t-3	0,07%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,7566	0,62%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0293 *
t-2	0,12%	Paramétrico	0,0679	-	-	0,74%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0089 **
t-1	0,15%	Paramétrico	0,0941	-	-	0,89%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0042 **
t0	0,14%	Paramétrico	0,1927	-	-	1,02%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0030 **
t+1	0,54%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0001 * *	1,56%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0000 **
t+2	0,03%	Paramétrico	0,2474	-	-	1,59%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0000 **
t+3	-0,57%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,7847	1,02%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0001 **
t+4	-0,04%	Paramétrico	0,8801	-	-	0,99%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0002 **
t+5	-0,08%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,1801	0,90%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0008 **
t+6	0,34%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0293 *	1,24%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0001 **
t+7	-0,17%	Paramétrico	0,3520	-	-	1,07%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0008 **
t+8	-0,12%	Paramétrico	0,1165	-	-	0,95%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0038 **
t+9	-0,13%	Paramétrico	0,0268 *	-	-	0,83%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0106 *
t+10	0,03%	Paramétrico	0,2420	-	-	0,86%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0031 **

* significativo a um intervalo de confiança de 95%

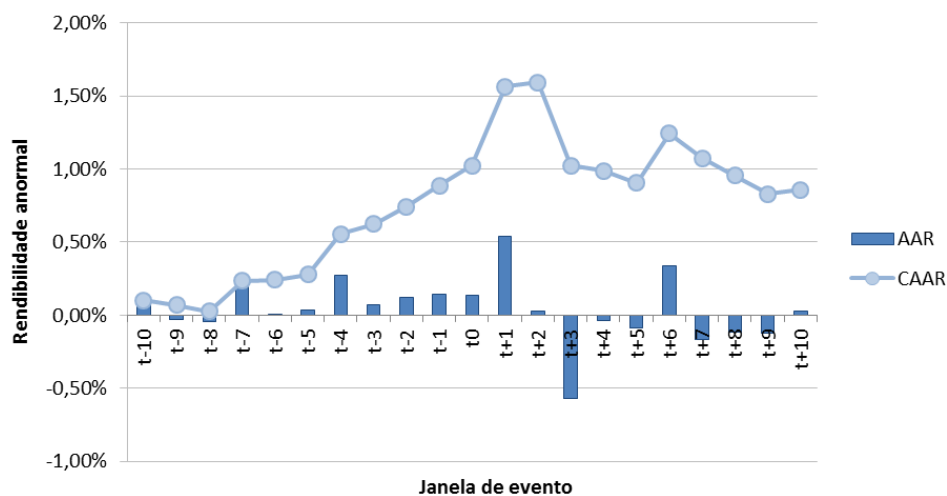
**significativo a um intervalo de confiança de 99%

Com base na análise da Tabela 10, constata-se que as maiores rendibilidades anormais médias (AAR) positivas são geradas no dia seguinte ao evento, atingindo um valor de 0,54%. Estas rendibilidades assumem-se como significativas a um nível de significância de 5% e 1%, de acordo com o teste *Wilcoxon*. No terceiro dia após o anúncio de dividendo a rendibilidade anormal média gerada situa-se nos -0,57%, no entanto sem significância estatística, atendendo ao teste *Wilcoxon*.

No sexto dia após o anúncio, registou-se AAR's significativas a 5%, a rondar os 0,34%, o que poderá indiciar um *delay* no ajustamento da divulgação dos dividendos no preço das ações ou, então, uma consequência do impacto da informação relevante relacionada com o mercado.

No que diz respeito às CAAR's, estas são significativas estatisticamente a partir do quarto dia anterior à divulgação do evento, como é possível constatar pela análise do teste *Wilcoxon*.

Ilustração 5. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2012



As AAR's mais expressivas são geradas no primeiro e terceiro dia posterior à data da divulgação dos dividendos, com valores a rondar os 0,50%, embora com sinais distintos.

Em termos de CAAR's, é de realçar a tendência crescente até ao segundo dia pós-anúncio, atingindo o valor máximo neste mesmo período, com um valor próximo dos 1,60%. As AAR's oscilam entre -0,57% e 0,54%, enquanto que as CAAR's variam entre 0,10% e 1,59%.

Tabela 11. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-10; 0; +10], entre 2009 e 2012

Janela	AAR	Teste KS	p-value			CAAR	Teste KS	p-value			
			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon	
t-10	-0,04%	Paramétrico	0,6586	-	-	-0,04%	Paramétrico	0,6586	-	-	
t-9	0,03%	Paramétrico	0,7858	-	-	-0,01%	Paramétrico	0,8748	-	-	
t-8	-0,05%	Paramétrico	0,6203	-	-	-0,06%	Paramétrico	0,6338	-	-	
t-7	0,28%	Paramétrico	0,0577	-	-	0,21%	Paramétrico	0,4727	-	-	
t-6	-0,15%	Paramétrico	0,2286	-	-	0,07%	Paramétrico	0,9384	-	-	
t-5	0,12%	Paramétrico	0,2540	-	-	0,19%	Paramétrico	0,6161	-	-	
t-4	0,28%	Paramétrico	0,0262	*	-	0,47%	Paramétrico	0,1753	-	-	
t-3	0,23%	Paramétrico	0,0739	-	-	0,70%	Não Paramétrico	*	*	0,0000	
t-2	0,08%	Paramétrico	0,4184	-	-	0,77%	Não Paramétrico	*	*	0,0000	
t-1	0,12%	Paramétrico	0,2169	-	-	0,89%	Não Paramétrico	*	*	0,0000	
t0	0,21%	Paramétrico	0,1766	-	-	1,10%	Não Paramétrico	*	*	0,0000	
t+1	0,37%	Paramétrico	0,0488	*	-	1,48%	Não Paramétrico	*	*	0,0000	
t+2	0,09%	Paramétrico	0,3232	-	-	1,57%	Não Paramétrico	*	*	0,0000	
t+3	-0,01%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,4284	0,55%	Não Paramétrico	*	*	0,0000
t+4	-0,11%	Paramétrico	0,1996	-	-	0,44%	Não Paramétrico	*	*	0,0000	
t+5	0,01%	Paramétrico	0,8491	-	-	0,45%	Não Paramétrico	*	*	0,0000	
t+6	0,39%	Paramétrico	0,0326	*	-	0,84%	Não Paramétrico	*	*	0,0000	
t+7	-0,29%	Paramétrico	0,0994	-	-	0,55%	Não Paramétrico	*	*	0,0000	
t+8	-0,09%	Paramétrico	0,5437	-	-	0,45%	Não Paramétrico	*	*	0,0000	
t+9	-0,14%	Paramétrico	0,1905	-	-	0,31%	Não Paramétrico	*	*	0,0000	
t+10	0,04%	Paramétrico	0,8101	-	-	0,35%	Não Paramétrico	*	*	0,0000	

* significativo a um intervalo de confiança de 95%

**significativo a um intervalo de confiança de 99%

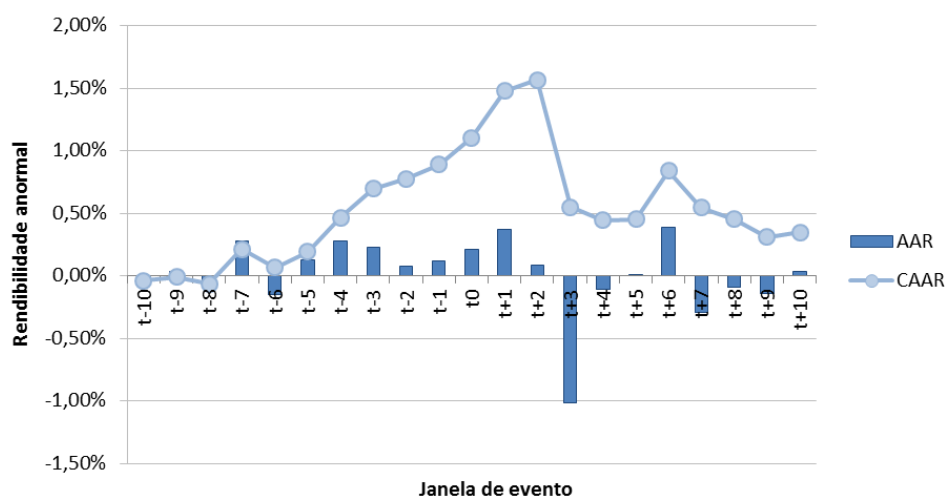
Considerando o período após o início da recente crise financeira, compreendido entre 2009 e 2012, para uma janela de 10 dias anteriores e posteriores ao evento, geraram-se AAR's significativas a um intervalo de confiança de 95% no quarto dia antes do anúncio (0,28%) e no primeiro (0,37%) e sexto dia (0,39%) seguinte ao anúncio, de acordo com o teste paramétrico *t-Student*.

As maiores rendibilidades anormais médias (AAR's) são geradas no dia $t = t+3$, com valores a rondar os -1,01%, embora sem significância estatística, atendendo ao teste *Wilcoxon*.

As AAR's registadas no terceiro e sexto dia após o anúncio de dividendos poderão ser consequência de fatores de mercado, extrínsecos à empresa ou, então, do *delay* no ajustamento dos preços das ações à informação relevante inerente ao anúncio.

Em termos de CAAR's, estas são significativas estatisticamente a um nível de confiança de 1% nos dias compreendidos entre t_0 e t_{+7} , e significativos a um nível de confiança de 5% nos dias t_{-3} ; t_{-2} ; t_{-1} ; e t_{+8} ; t_{+9} ; e t_{+10} .

Ilustração 6. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-10; 0; +10], entre 2009 e 2012



A Ilustração 6 explicita as AAR's e CAAR's das empresas portuguesas, considerando uma janela de evento de 10 dias anteriores e posteriores ao anúncio de dividendo.

Com base na análise da referida ilustração é possível constatar que as maiores AAR's são geradas no primeiro, terceiro e sexto dia após o anúncio, sendo que no terceiro dia a rendibilidade é negativa.

A tendência das CAAR's é crescente entre os dias t_{-6} e t_{+2} e decrescentes entre os dias t_{+6} e t_{+10} . O máximo absoluto da série é atingido no segundo dia, ascendendo a 1,57%.

De referir, ainda, que as AAR's variam entre -1,01% e 0,39% enquanto que as CAAR's oscilam entre -0,06% e 1,57%.

Tabela 12. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2007

Janela	AAR	Teste KS	p-value			CAAR	Teste KS	p-value		
			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon
t-10	0,17%	Paramétrico	0,2574	-	-	0,17%	Paramétrico	0,2574	-	-
t-9	-0,11%	Paramétrico	0,0885	-	-	0,06%	Paramétrico	0,8965	-	-
t-8	-0,05%	Paramétrico	0,6712	-	-	0,00%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,2399
t-7	0,11%	Paramétrico	0,4744	-	-	0,12%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,4943
t-6	0,18%	Paramétrico	0,1782	-	-	0,29%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,7002
t-5	-0,11%	Paramétrico	0,1679	-	-	0,18%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,3494
t-4	0,41%	Paramétrico	0,1327	-	-	0,59%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,8640
t-3	0,00%	Paramétrico	0,6512	-	-	0,59%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,9307
t-2	0,15%	Paramétrico	0,1089	-	-	0,74%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,6558
t-1	0,03%	Paramétrico	0,6965	-	-	0,77%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,9472
t0	-0,09%	Paramétrico	0,2450	-	-	0,67%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,6932
t+1	0,66%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0042	** 1,33%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,6270
t+2	-0,21%	Paramétrico	0,1166	-	-	1,12%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,9977
t+3	-0,13%	Paramétrico	0,5157	-	-	0,99%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,7558
t+4	0,22%	Paramétrico	0,1573	-	-	1,20%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,9391
t+5	-0,23%	Paramétrico	0,0392	*	-	0,97%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,5924
t+6	0,37%	Paramétrico	0,0927	-	-	1,34%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,8952
t+7	-0,12%	Paramétrico	0,4986	-	-	1,21%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,8592
t+8	0,05%	Paramétrico	0,2632	-	-	1,26%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,9920
t+9	-0,03%	Paramétrico	0,3239	-	-	1,23%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,9027
t+10	-0,17%	Paramétrico	0,9777	-	-	1,06%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 1,0000

* significativo a um intervalo de confiança de 95%

**significativo a um intervalo de confiança de 99%

As variáveis AAR's seguem uma distribuição normal, com exceção ao dia seguinte ao evento, conforme é possível constatar pela análise da Tabela 12.

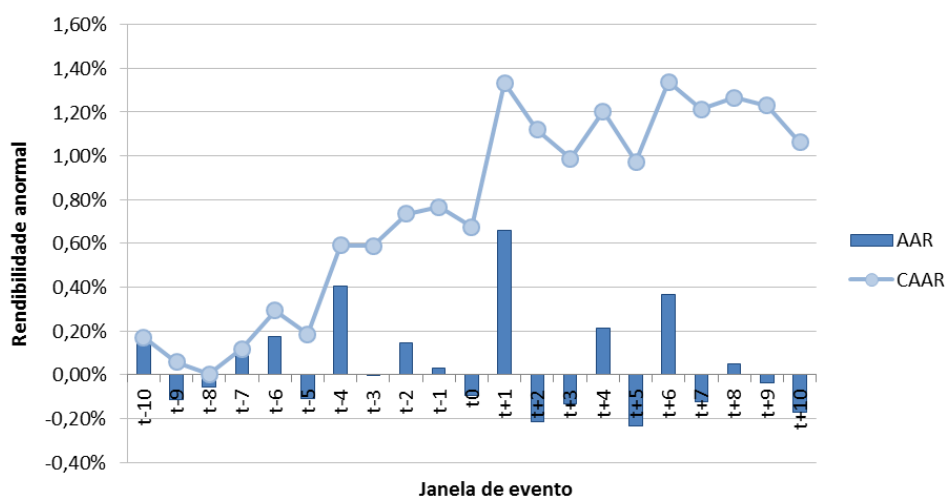
O dia seguinte ao anúncio do dividendo comporta a maior rendibilidade anormal média gerada, 0,66%, sendo, adicionalmente, significativa estatisticamente a um intervalo de confiança de 95 e 99%, segundo o teste não paramétrico *Wilcoxon*.

O quinto dia após o anúncio de dividendos é significativo estatisticamente a um intervalo de confiança de 95%, de acordo com o teste *t-Student*, o que pode, uma vez mais, refletir o *delay* entre a divulgação do evento e a sua incorporação nos preços,

evidenciando fraca eficiência do mercado português, no que diz respeito ao ajustamento dos preços a informação relevante publicada.

Em termos de CAAR's, não se verificam rendibilidades significativas estatisticamente, atendendo ao teste *t-Student* e *Wilcoxon*.

Ilustração 7. AAR e CAAR das empresas portuguesas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2007



Com base na análise da Ilustração 7, é perceptível a tendência crescente das CAAR's, a partir do dia $t_{.8}$.

As maiores AAR's foram geradas nos dias $t_{+1}; t_{-4}; e t_{+6}$, com rendibilidades a rondar os 0,66%, 0,41% e 0,37%, respetivamente.

O dia do anúncio do dividendo compreende um valor de AAR próximo de zero, o que significa que a rendibilidade estimada foi próxima da rendibilidade efetiva e, portanto, não se registaram reações significativas dos investidores à divulgação dos anúncios de dividendos, por parte das empresas portuguesas.

Em termos de intervalos de variação, as AAR's oscilam entre -0,23% e 0,66% e as CAAR's entre 0% e 1,34%.

Em termos gerais, considerando uma janela de evento de 5 dias antes e depois do anúncio, as empresas portuguesas cotadas no PSi20 tendem a apresentar AAR's significativas no dia seguinte ao anúncio do dividendo, atendendo aos testes *t-Student* e *Wilcoxon*, a rondar um valor médio de 0,39% para o período compreendido entre 2006 e 2012.

De realçar, ainda, que o sinal e o valor absoluto das AAR's varia em função do período considerado. Especificamente, no período anterior ao início da crise as AAR's tendem a ser negativas e menos expressivas em termos de valor absoluto, enquanto que no período pós-2008 estas tendem a ser positivas e mais expressivas, gerando rendibilidades anormais médias acumuladas (CAAR's) superiores. Em nenhum dos períodos são registadas AAR's significativas no dia do evento.

No que diz respeito às AAR's das empresas portuguesas do PSi20, para uma janela de evento de 10 dias anteriores e posteriores ao evento, estas tendem a assumir-se como significativas a um intervalo de confiança de 95% no dia seguinte ao anúncio do dividendo. O mesmo acontece de uma forma transversal a todos os períodos, conforme os testes *t-Student* e *Wilcoxon*. O valor médio de AAR's neste dia ronda os 0,54%.

No período antecedente à crise é possível encontrar AAR's significativas no quinto dia após o anúncio, enquanto que no período posterior ao início da crise registam-se AAR's significativas no quarto dia anterior ao evento e no sexto dia posterior a este.

Em termos de sinal e valor absoluto das AAR's, o cenário difere comparativamente ao traçado para a janela de evento de 5 dias. A proporção de AAR's negativas é aproximadamente a mesma nos períodos anteriores e posteriores ao início da crise, embora as AAR's e CAAR's mais elevadas, no que toca a valores absolutos, se registem no período compreendido entre 2006 e 2007.

No que concerne às AAR's geradas no próprio dia do evento, estas, uma vez mais, não são estatisticamente significativas a um intervalo de confiança de 95%.

Conclui-se que, para o mercado português, seja numa janela de 5 ou 10 dias, o dia seguinte ao anúncio de dividendo é aquele que tende a apresentar maiores rendibilidades anormais médias positivas e estatisticamente significativas.

4.3.2. Mercado espanhol

Este subcapítulo comporta uma análise às rendibilidades anormais médias e rendibilidades anormais médias acumuladas geradas pelas empresas do mercado espanhol, considerando uma janela de evento de 5 e 10 dias anteriores e posteriores ao anúncio de dividendo.

Tabela 13. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2012

Janela	AAR	Teste KS	p-value			CAAR	Teste KS	p-value		
			Paramétrico	Não Paramétrico				Paramétrico	Não Paramétrico	
			t-Student	Sign test	Wilcoxon			t-Student	Sign test	Wilcoxon
t-5	-0,05%	Paramétrico	0,2037	-	-	-0,05%	Paramétrico	0,2037	-	-
t-4	0,00%	Paramétrico	0,8678	-	-	-0,05%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,3546
t-3	-0,15%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,3651	-0,20%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,1850
t-2	0,07%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,5719	-0,13%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,4168
t-1	0,06%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,8929	-0,06%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,3755
t0	-0,14%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,2786	-0,20%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,1936
t+1	0,01%	Paramétrico	0,2505	-	-	-0,19%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,3744
t+2	0,06%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0893	-0,13%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,8069
t+3	-0,01%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,7536	-0,14%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,7519
t+4	-0,10%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,2439	-0,24%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,5101
t+5	0,18%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,1933	-0,06%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,8378

* significativo a um intervalo de confiança de 95%

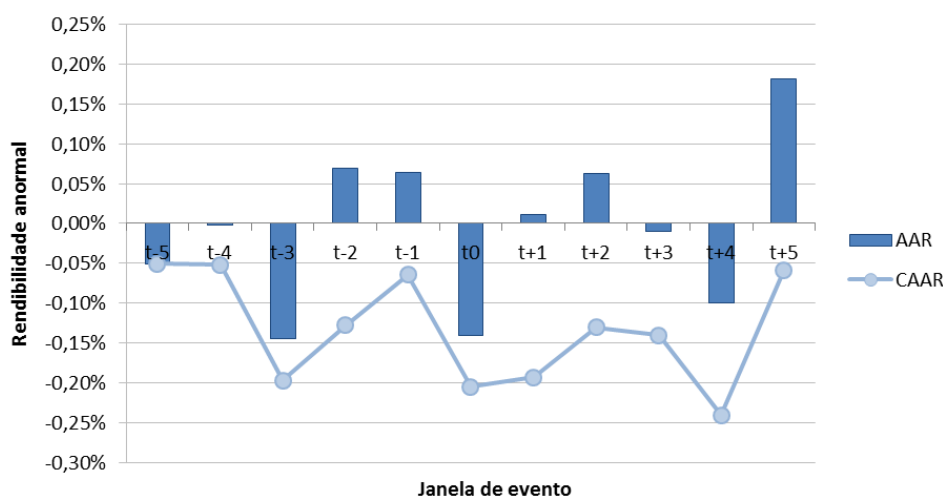
**significativo a um intervalo de confiança de 99%

A Tabela 13 concentra dados relativos às rendibilidades anormais médias e acumuladas das empresas espanholas, para uma janela de 5 dias antes e depois do evento, considerando um período entre 2006 e 2012.

As AAR's geradas pelas empresas espanholas aproximam-se de zero e não são significativas estatisticamente, como é possível contemplar pela análise do teste *t-Student* e teste *Wilcoxon*. No entanto, atendendo aos valores absolutos de AAR's, os períodos t_{-3} ; t_0 ; e t_{+5} foram os que comportaram maiores rendibilidades e, neste sentido, os que poderão ter sido o resultado do comportamento dos investidores ao anúncio dos dividendos.

No que diz respeito às CAAR's, estas são negativas em todos os períodos e, também, sem significância estatística a um intervalo de confiança de 95 e 99%, de acordo com os testes *t-Student* e *Wilcoxon*.

Ilustração 8. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2012



Com base na análise da Ilustração 8, é possível constatar que as rendibilidades anormais geradas pelas empresas espanholas para a referida janela são pouco expressivas, comparativamente às geradas pelas empresas portuguesas.

Os maiores valores de AAR's foram registados no terceiro dia anterior ao anúncio (t_{-3}), no próprio dia do anúncio (t_0) e no quinto dia seguinte (t_{+5}), com rendibilidades a rondar os -0,15%, -0,14% e 0,18%, respetivamente.

Em termos de CAAR's, estas são negativas em todos os períodos da série, com rendibilidades que variam entre os -0,05% e -0,25%.

Tabela 14. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-5; 0; +5], entre 2009 e 2012

Janela	AAR	Teste KS	p-value			CAAR	Teste KS	p-value		
			Paramétrico t-Student	Não Paramétrico				Paramétrico t-Student	Não Paramétrico	
			Sign test	Wilcoxon			Sign test	Wilcoxon		
t-5	-0,05%	Paramétrico	0,4355	-	-	-0,05%	Paramétrico	0,4355	-	-
t-4	0,03%	Paramétrico	0,6262	-	-	-0,01%	Paramétrico	0,8323	-	-
t-3	0,14%	Paramétrico	0,1975	-	-	0,12%	Paramétrico	0,4594	-	-
t-2	-0,04%	Paramétrico	0,5653	-	-	0,08%	Paramétrico	0,7346	-	-
t-1	0,29%	Paramétrico	0,0364 *	-	-	0,37%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,1937
t0	-0,03%	Paramétrico	0,8429	-	-	0,34%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,1767
t+1	0,32%	Paramétrico	0,0008 **	-	-	0,66%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0117 *
t+2	0,06%	Paramétrico	0,5765	-	-	0,72%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0045 **
t+3	0,09%	Paramétrico	0,3792	-	-	0,81%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0053 **
t+4	-0,06%	Paramétrico	0,5963	-	-	0,74%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0103 *
t+5	-0,06%	Paramétrico	0,7349	-	-	0,68%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0224 *

* significativo a um intervalo de confiança de 95%

**significativo a um intervalo de confiança de 99%

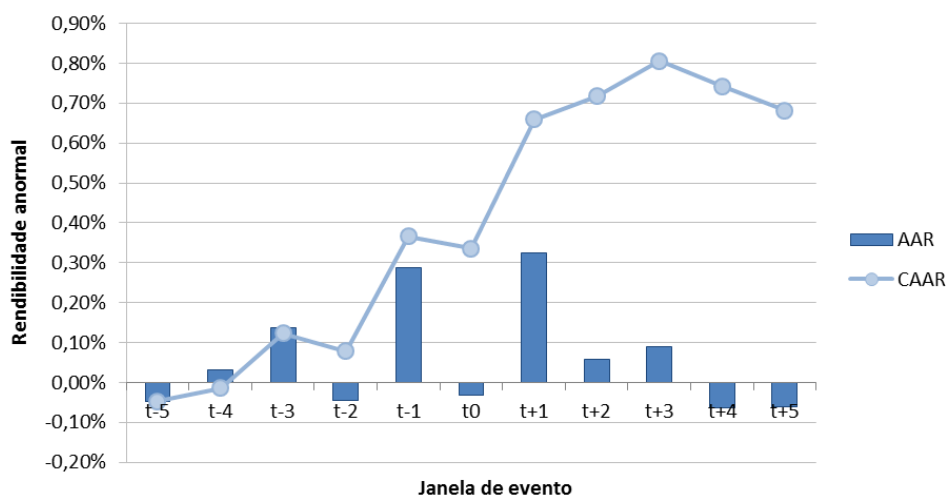
Em termos de AAR's das empresas espanholas para o período pós-início da crise, é de realçar que estas seguem uma distribuição normal, pelo que a análise da significância estatística será fundamentada de acordo com o teste *t-Student*.

Neste sentido, registam-se rendibilidades significativas a um intervalo de confiança de 95% no dia anterior ao evento e a um intervalo de confiança de 99% no dia seguinte ao evento.

As maiores AAR's foram geradas nos dias t_{+3} , t_{-1} e t_{+1} com valores a rondar os 0,14%, 0,29% e 0,32%, respetivamente.

Curiosamente, o dia do evento registou rendibilidades anormais médias próximas de zero e sem significância estatística, o que poderá indiciar um desfazamento temporal de 1 dia entre a divulgação do evento e a sua incorporação e reflexo no preço dos ativos. Por outro lado, à semelhança do cenário traçado para o mercado português, o facto de o dia seguinte comportar as maiores AAR da série poderá significar que as empresas tendem a divulgar os dividendos quando o mercado está fechado, remetendo o seu impacto no mercado apenas para o dia seguinte.

Ilustração 9. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-5; 0; +5], entre 2009 e 2012



A Ilustração 9 expressa as AAR's e CAAR's das empresas espanholas para uma janela de 5 dias anteriores e posteriores ao evento, para o período seguinte ao início da crise.

As AAR's atingem o valor máximo nos dias t_{-3} , t_{-1} e t_{+1} , com rendibilidades que variam entre os 0,14 e os 0,32%.

Em termos de CAAR's, a tendência é crescente até ao dia t_{+3} (valor máximo da série), que comporta rendibilidades anormais acumuladas a rondar os 0,80%. Estas variam entre os -0,05% e 0,81%.

Tabela 15. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2007

Janela	AAR	Teste KS	p-value			CAAR	Teste KS	p-value		
			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon
t-5	-0,04%	Paramétrico	0,2975	-	-	-0,04%	Paramétrico	0,2975	-	-
t-4	-0,04%	Paramétrico	0,6312	-	-	-0,08%	Paramétrico	0,3250	-	-
t-3	-0,29%	Paramétrico	0,0121 *	-	-	-0,37%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0083 ** *
t-2	0,16%	Não Paramétrico	-	0,0000 ** *	0,6463	-0,21%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0577
t-1	-0,09%	Paramétrico	0,4154	-	-	-0,30%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0104 *
t0	-0,16%	Paramétrico	0,0752	-	-	-0,45%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0021 ** *
t+1	-0,26%	Paramétrico	0,0169 *	-	-	-0,71%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0001 ** *
t+2	0,08%	Paramétrico	0,1896	-	-	-0,64%	Não Paramétrico	-	0,0009 **	0,0009 ** *
t+3	0,04%	Paramétrico	0,5908	-	-	-0,59%	Não Paramétrico	-	0,0009 **	0,0025 ** *
t+4	-0,02%	Paramétrico	0,9566	-	-	-0,61%	Não Paramétrico	-	0,0016 **	0,0042 ** *
t+5	0,18%	Não Paramétrico	-	0,3239	0,1769	-0,43%	Não Paramétrico	-	0,0085 **	0,0210 *

* significativo a um intervalo de confiança de 95%

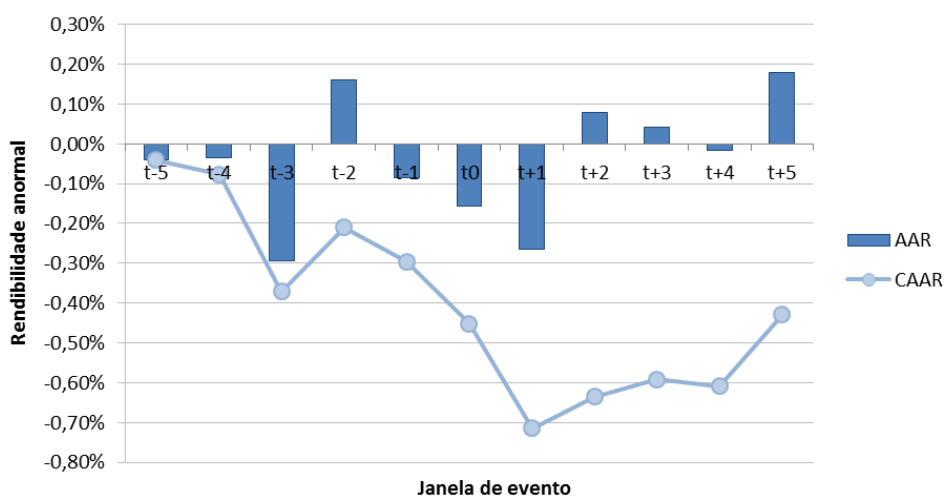
**significativo a um intervalo de confiança de 99%

Com base na análise da Tabela 15, as AAR's seguem uma distribuição normal em todos os períodos, excetuando os dias t_{-2} e t_{+5} . Este último dia merece destaque visto que não se mostra significativo a 5%, com base no teste *Sign Test*, o que significa que a proporção de AAR's positivas registadas na janela de evento não difere, significativamente, da sua proporção num período normal.

As maiores AAR são geradas nos dias t_{-3} e t_{+1} , com valores próximos de -0,29% e -0,26%. Estas rendibilidades são, inclusivamente, significativas a um intervalo de confiança de 95%, de acordo com o teste paramétrico *t-Student*.

No que diz respeito às CAAR's, estas seguem uma distribuição normal a partir do dia t_{-3} , comportando rendibilidades significativas a um nível de significância de 5% nos dias t_{-1} e t_{+5} e significativas a 1% nos dias t_{-3} , t_0 , t_{+1} , t_{+2} , t_{+3} e t_{+4} , atendendo ao teste não paramétrico *Wilcoxon*.

Ilustração 10. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2007



Com base na análise da Ilustração 10, verifica-se que as CAAR's são negativas em toda a série, com tendência decrescente até ao dia t_{+1} e crescente a partir daí. O mínimo absoluto da série de CAAR's foi registado no dia t_{+1} .

Em termos de intervalos de variação das rendibilidades, as AAR's oscilam entre os -0,30% e 0,20%, enquanto que as CAAR's oscilam entre 0% e -0,70%.

Tabela 16. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2012

Janela	AAR	Teste KS	p-value			CAAR	Teste KS	p-value		
			Paramétrico t-Student	Não Paramétrico				Paramétrico t-Student	Não Paramétrico	
			Sign test	Wilcoxon			Sign test	Wilcoxon		
t-10	-0,11%	Paramétrico	0,4240	-	-	-0,11%	Paramétrico	0,4240	-	-
t-9	0,08%	Paramétrico	0,3574	-	-	-0,03%	Paramétrico	0,9734	-	-
t-8	-0,02%	Paramétrico	0,6283	-	-	-0,05%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,6443
t-7	-0,03%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,6624	-0,08%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,8684
t-6	0,13%	Paramétrico	0,1408	-	-	0,05%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,9581
t-5	-0,02%	Paramétrico	0,5389	-	-	0,02%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,8137
t-4	-0,04%	Paramétrico	0,6666	-	-	-0,02%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,6402
t-3	-0,15%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,5065	-0,17%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,7518
t-2	0,04%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,6350	-0,12%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,5790
t-1	0,02%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,6018	-0,10%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,5870
t0	-0,07%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,9585	-0,17%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,8730
t+1	0,09%	Paramétrico	0,1661	-	-	-0,08%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,7659
t+2	0,08%	Paramétrico	0,3976	-	-	-0,01%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,7984
t+3	-0,07%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,8934	-0,07%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,9543
t+4	-0,13%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,2210	-0,20%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,5942
t+5	0,31%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0258	0,11%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,9599
t+6	-0,09%	Paramétrico	0,1673	-	-	0,02%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,2761
t+7	0,03%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,2761	0,04%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,7385
t+8	-0,10%	Paramétrico	0,1320	-	-	-0,06%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,9235
t+9	-0,09%	Paramétrico	0,1418	-	-	-0,15%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,7028
t+10	0,19%	Paramétrico	0,0232	*	-	0,04%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,9437

* significativo a um intervalo de confiança de 95%

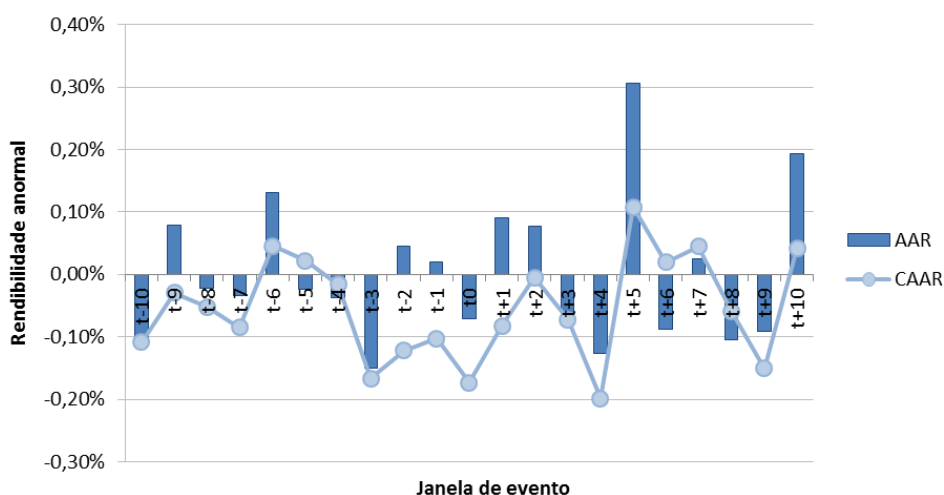
**significativo a um intervalo de confiança de 99%

A tabela anterior apresenta as rendibilidades e respetivos testes de significância das empresas espanholas, considerando uma janela de 10 dias anteriores e posteriores ao evento, para o período compreendido entre 2006 e 2012.

No que diz respeito às AAR's, as maiores rendibilidades anormais são geradas no quinto (t_{+5}) e no décimo dia (t_{+10}) após o anúncio de dividendos, com valores a rondar os 0,31% e 0,19%, respetivamente. Atendendo ao teste *t-Student* e ao teste de *Wilcoxon*, constata-se que apenas nesses dias é possível encontrar rendibilidades significativas a um intervalo de confiança de 95%. Este facto poderá indiciar fraca eficiência do mercado, traduzida no desfazamento entre a divulgação do evento e a reação do mercado a este ou, por outro lado, ser reflexo de acontecimentos de mercado, exógenas às empresas.

As CAAR's, por seu turno, comportam rendibilidades maioritariamente negativas ao longo dos dias e atingem o seu mínimo (-0,20%) e máximo (0,11%) nos dias t_{+4} e t_{-3} , respetivamente.

Ilustração 11. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2012



De acordo com a análise da Ilustração 11, os dias compreendidos entre t_{-2} e t_{+3} mais próximos do evento apresentam uma rendibilidade anormal média (AAR) residual nula, o que significa que o anúncio não desencadeou comportamentos ou reações nos investidores. Esta situação deve-se ao facto da rendibilidade efetiva gerada nestes dias ter sido próxima da estimada em períodos de performance normal, caracterizados pela

não ocorrência de eventos dessa natureza. As CAAR's não registam uma tendência claramente definida e as rendibilidades oscilam entre os -0,20% e os 0,11%.

Tabela 17. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-10; 0; +10], entre 2009 e 2012

Janela	AAR	Teste KS	p-value			CAAR	Teste KS	p-value		
			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon
t-10	0,03%	Paramétrico	0,6523	-	-	0,03%	Paramétrico	0,6523	-	-
t-9	0,05%	Paramétrico	0,5696	-	-	0,08%	Paramétrico	0,4689	-	-
t-8	0,09%	Paramétrico	0,6203	-	-	0,17%	Paramétrico	0,3865	-	-
t-7	-0,15%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,4032	0,02%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,9837
t-6	0,18%	Paramétrico	0,1492	-	-	0,20%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,4631
t-5	0,03%	Paramétrico	0,7209	-	-	0,23%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,4661
t-4	0,07%	Paramétrico	0,3260	-	-	0,30%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,4426
t-3	0,11%	Paramétrico	0,2523	-	-	0,41%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,2049
t-2	0,00%	Paramétrico	0,9165	-	-	0,42%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,1650
t-1	0,21%	Paramétrico	0,0848	-	-	0,62%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0952
t0	0,09%	Paramétrico	0,6222	-	-	0,71%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0372 *
t+1	0,37%	Paramétrico	0,0010	**	-	1,09%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0024 **
t+2	0,02%	Paramétrico	0,7304	-	-	1,10%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0015 **
t+3	0,10%	Paramétrico	0,1929	-	-	1,20%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0011 **
t+4	-0,07%	Paramétrico	0,3155	-	-	1,13%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0022 **
t+5	0,02%	Paramétrico	0,7410	-	-	1,15%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0022 **
t+6	-0,09%	Paramétrico	0,2847	-	-	1,06%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0101 **
t+7	0,14%	Paramétrico	0,2730	-	-	1,20%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0030 **
t+8	-0,19%	Paramétrico	0,0397	*	-	1,01%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0218 *
t+9	-0,11%	Paramétrico	0,3340	-	-	0,90%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0440 *
t+10	0,08%	Paramétrico	0,2967	-	-	0,98%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0220 *

* significativo a um intervalo de confiança de 95%

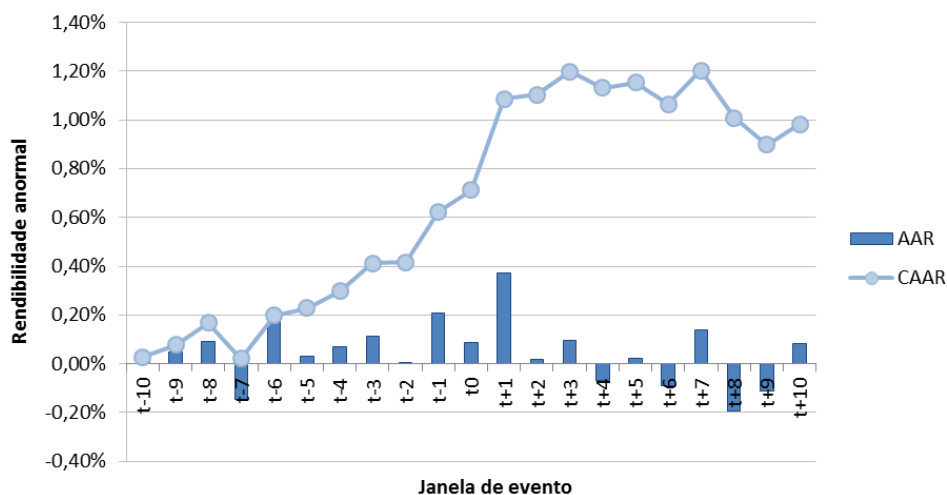
**significativo a um intervalo de confiança de 99%

As empresas espanholas tendem a apresentar, no período pós início da crise, AAR's que seguem uma distribuição normal e CAAR's que não seguem uma distribuição normal, segundo o teste KS.

Em termos de AAR's, os valores mais expressivos são gerados nos dias t_{-6} (0,18%), t_{-1} (0,21%), t_{+1} (0,37%) e t_{+8} (-0,19%). No entanto, apenas as rendibilidades anormais originadas no dia seguinte ao evento e no oitavo dia posterior a este são significativas, a um intervalo de confiança de 99% e 95%, respetivamente, de acordo com o teste *t-Student*. Uma vez mais, as rendibilidades significativas do dia t_{+8} poderão ser consequência da fraca eficiência de mercado bolsista.

No que diz respeito às CAAR's, estas são significativas a um intervalo de confiança de 95% nos dias $t_0, t_{+6}, t_{+7}, t_{+8}, t_{+9}$ e t_{+10} e significativas a um intervalo de confiança de 99% nos dias $t_{+1}, t_{+2}, t_{+3}, t_{+4}, t_{+5}$ e t_{+7} . Os maiores valores são gerados nos dias t_{+2}, t_{+3} e t_{+7} .

Ilustração 12. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-10; 0; +10], entre 2009 e 2012



De acordo com a análise da Ilustração 12, pode-se concluir que as CAAR's são sempre positivas e com uma tendência crescente, alcançando o valor máximo nos dias t_{+3} e t_{+7} . Estas variam entre 0,03% e 1,20%.

No que concerne às AAR's, estas variam entre -0,19% (t_{+8}) e 0,37% (t_{+1}). O dia seguinte ao anúncio de dividendos é, de facto, aquele que comporta maior valor e que poderá transparecer a reação dos investidores à divulgação dos anúncios. Atendendo a que no próprio dia do anúncio as rendibilidades totalizam cerca de 0,09% e que no dia seguinte ascendem a 0,37%, pode-se concluir que existe um desfasamento entre a divulgação da informação relevante e a sua incorporação por parte do mercado, ou, então, as empresas poderão estar a divulgar os seus anúncios em horas não transacionáveis, levando a que a reação dos investidores só ocorra no dia seguinte.

Tabela 18. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2007

Janela	AAR	Teste KS	p-value			CAAR	Teste KS	p-value		
			Paramétrico	Não Paramétrico				Paramétrico	Não Paramétrico	
			t-Student	Sign test	Wilcoxon			t-Student	Sign test	Wilcoxon
t-10	-0,33%	Paramétrico	0,0205 *	-	-	-0,33%	Paramétrico	0,0205 *	-	-
t-9	0,11%	Paramétrico	0,4078	-	-	-0,22%	Paramétrico	0,1890	-	-
t-8	-0,04%	Paramétrico	0,7528	-	-	-0,26%	Paramétrico	0,1884	-	-
t-7	0,02%	Paramétrico	0,8826	-	-	-0,24%	Paramétrico	0,2181	-	-
t-6	0,10%	Paramétrico	0,3002	-	-	-0,14%	Paramétrico	0,4526	-	-
t-5	-0,02%	Paramétrico	0,7180	-	-	-0,16%	Paramétrico	0,4253	-	-
t-4	-0,03%	Paramétrico	0,7574	-	-	-0,19%	Paramétrico	0,3930	-	-
t-3	-0,21%	Paramétrico	0,0377 *	-	-	-0,40%	Paramétrico	0,1151	-	-
t-2	0,14%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,7545	-0,25%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,1665
t-1	-0,06%	Paramétrico	0,7899	-	-	-0,31%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0807
t0	-0,17%	Paramétrico	0,0977	-	-	-0,48%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0259 *
t+1	-0,14%	Paramétrico	0,0881	-	-	-0,61%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0089 ** *
t+2	0,10%	Paramétrico	0,2052	-	-	-0,51%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0251 *
t+3	-0,01%	Paramétrico	0,8635	-	-	-0,52%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0287 *
t+4	-0,06%	Paramétrico	0,2991	-	-	-0,59%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0178 *
t+5	0,33%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0557	-0,26%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0745
t+6	0,00%	Paramétrico	0,9305	-	-	-0,25%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0632
t+7	0,04%	Paramétrico	0,5609	-	-	-0,22%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0699
t+8	-0,03%	Paramétrico	0,9563	-	-	-0,25%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0583
t+9	-0,01%	Paramétrico	0,7625	-	-	-0,26%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0583
t+10	0,20%	Paramétrico	0,1014	-	-	-0,06%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,1123

* significativo a um intervalo de confiança de 95%

**significativo a um intervalo de confiança de 99%

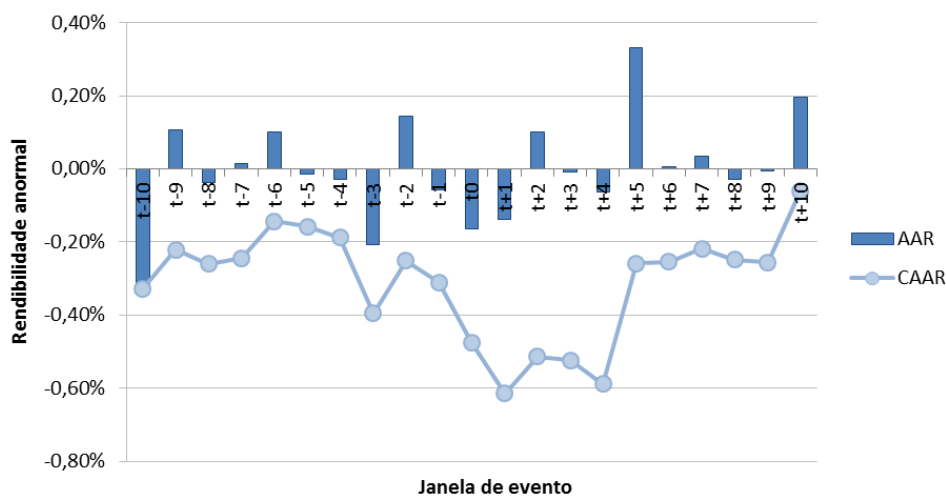
A Tabela 18 evidencia as AAR's e CAAR's das empresas espanholas, considerando uma janela de 10 dias anteriores e posteriores ao evento, para o período pré-crise.

As AAR's tendem a seguir uma distribuição normal e assumem-se como significativas a um intervalo de confiança de 95% nos dias t_{-10} e t_{-3} , com valores próximos dos -0,33% e -0,21%, respetivamente, de acordo com o teste *t-Student*. À semelhança do que foi supramencionado, a presença de rendibilidades significativas nestes dias indicia, uma vez mais, a fraca eficiência do mercado, expressa no desfaseamento entre a divulgação de informação relevante e a sua incorporação nos preços das ações.

Em termos de maiores AAR's, estas ocorrem nos dias anteriormente referidos a par do dia t_{+5} , sendo que este último não difere significativamente de zero, com base na análise do teste *Wilcoxon*.

No que toca às CAAR's, estas são negativas ao longo de toda a série e não seguem, na sua maioria, uma distribuição normal. Com base no teste *Wilcoxon* constata-se que as rendibilidades são significativas a um intervalo de confiança de 95% nos dias t_0 , t_{+2} , t_{+3} e t_{+4} e significativas a um intervalo de confiança de 99% no dia t_{+1} .

Ilustração 13. AAR e CAAR das empresas espanholas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2007



Com base na análise da Ilustração 13 constata-se que as CAAR's são sempre negativas e variam entre os -0,06% e -0,60%. O mínimo absoluto da série é registado no dia seguinte ao evento.

Em termos de AAR's, estas oscilam entre os -0,33% e os 0,33%, com estes valores extremos a serem atingidos nos dias t_{-10} e t_{+5} , respetivamente.

Em termos gerais, para uma janela de evento de 5 dias anteriores e posteriores ao evento, as empresas espanholas cotadas no Ibex35 tendem a apresentar AAR's significativas, para o período compreendido entre 2006 e 2012, atendendo aos testes *t-Student* e *Wilcoxon*.

No período pós-2008 é possível encontrar AAR's significativas no dia anterior e posterior ao evento, sendo que este último é significativo a um intervalo de confiança de 99%, de acordo com o teste com o teste *t-Student*. No período pré-crise, são geradas AAR's significativas estatisticamente no terceiro dia anterior ao evento e no dia seguinte a este, segundo o teste *t-Student*.

O período antecedente à crise comporta uma proporção de AAR's positivas e valores absolutos gerados superiores, comparativamente ao período posterior ao início da crise.

Para uma janela de 10 dias anteriores e posteriores ao evento, as empresas espanholas tendem a não apresentar AAR's significativas, de acordo com o teste *t-*

Student, entre 2006 e 2012. No período pós-2008, compreendido entre 2009 e 2012, registam-se AAR's significativas a um intervalo de confiança de 99% no dia seguinte ao evento e no oitavo dia após o evento, com base no teste *t-Student*. No período pré-crise, verificou-se a existência de AAR's significativos no décimo dia e terceiro dia anterior ao evento e no quinto dia posterior a este.

As maiores rendibilidades, em termos absolutos, são geradas no período anterior à crise, que comporta, também, a maior proporção de AAR's positivas.

De uma forma transversal a todos os dias, o dia do evento regista rendibilidades pouco expressivas.

4.3.3. Mercado ibérico

Este subcapítulo comporta uma análise às rendibilidades anormais médias e rendibilidades anormais médias acumuladas geradas pelas empresas do mercado ibérico, considerando uma janela de evento de 5 e 10 dias anteriores e posteriores ao anúncio de dividendo.

Tabela 19. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2012

Janela	AAR	Teste KS	p-value			CAAR	Teste KS	p-value		
			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon
t-5	-0,01%	Paramétrico	0,5504	-	-	-0,01%	Paramétrico	0,5504	-	-
t-4	0,12%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,3873	0,11%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,6277
t-3	-0,07%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,4177	0,04%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,8966
t-2	0,07%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,5348	0,11%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,8170
t-1	0,06%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,8489	0,17%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,9837
t0	-0,01%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,7784	0,16%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,9095
t+1	0,22%	Paramétrico	0,0137	*	-	0,38%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,3070
t+2	0,05%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,1286	0,42%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,1398
t+3	-0,19%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,6775	0,23%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,1984
t+4	-0,09%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,2744	0,15%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,3569
t+5	0,09%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,3163	0,24%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,2400

* significativo a um intervalo de confiança de 95%

**significativo a um intervalo de confiança de 99%

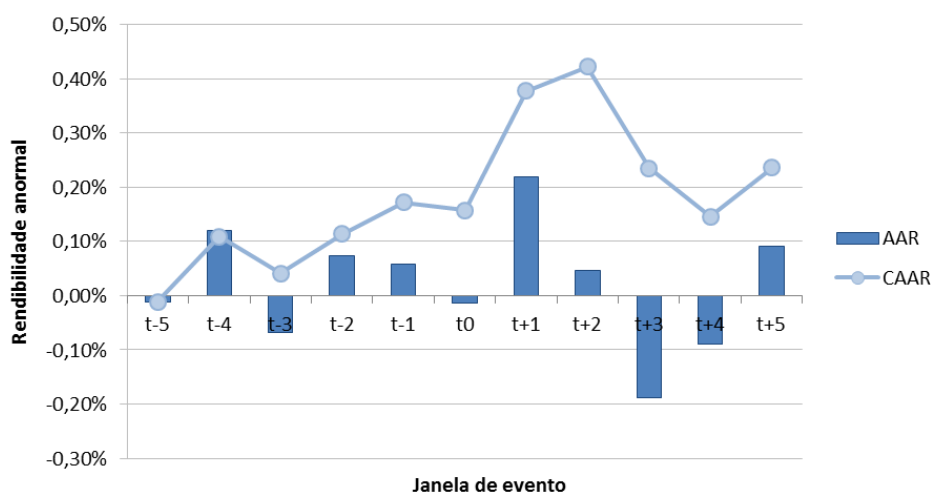
A Tabela 19 retrata as rendibilidades anormais médias e acumuladas para as empresas do mercado ibérico dos principais índices bolsistas, considerando uma janela de 5 dias antes e depois do evento, para o período compreendido entre 2006 e 2012.

Neste sentido, com base na análise da tabela, constata-se que o maior valor de AAR é gerado no dia seguinte ao anúncio de dividendos, 0,22%, sendo, inclusivamente, significativo a um intervalo de confiança de 95%, conforme teste *t-Student*.

Os restantes dias da janela não diferem significativamente de zero, de acordo com a análise dos testes *t-Student* e *Wilcoxon*. O dia do evento é aquele que comporta um valor mais próximo de zero, o que significa que as rendibilidades efetivas geradas são muito próximas das rendibilidades estimadas para um período de desempenho normal da empresa. Este facto indicia que não se registaram reações significativas dos investidores aos anúncios de dividendos, no próprio dia do evento.

No que diz respeito às CAAR's, estas não seguem, na sua grande maioria, uma distribuição normal. De notar, também, que não se registam rendibilidades significativas a um intervalo de confiança de 95% ou 99%, atendendo ao teste *t-Student* e *Wilcoxon*.

Ilustração 14. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2012



De acordo com a análise da Ilustração 14, importa destacar que as CAAR's assumem sempre valores positivos, com exceção do dia t_{-5} . Esta variável apresenta uma tendência crescente até ao dia t_{+2} , valor máximo da série (0,42%), decrescendo nos dois dias imediatamente seguintes e evidenciando um ligeiro crescimento no último dia da série. As CAAR's variam entre -0,01% e 0,42%.

No que diz respeito às AAR's, os valores mais expressivos são gerados nos dias t_{+1} e t_{+3} , com valores a rondar os 0,22% e -0,19%.

Tabela 20. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-5; 0; +5], entre 2009 e 2012

Janela	AAR	Teste KS	p-value			CAAR	Teste KS	p-value		
			Paramétrico	Não Paramétrico				Paramétrico	Não Paramétrico	
			t-Student	Sign test	Wilcoxon			t-Student	Sign test	Wilcoxon
t-5	0,05%	Paramétrico	0,8665	-	-	0,05%	Paramétrico	0,8665	-	-
t-4	0,16%	Paramétrico	0,1229	-	-	0,21%	Paramétrico	0,1888	-	-
t-3	0,17%	Paramétrico	0,0741	-	-	0,38%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,1294
t-2	0,01%	Paramétrico	0,8226	-	-	0,38%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,1759
t-1	0,17%	Paramétrico	0,0607	-	-	0,55%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0488 *
t0	0,10%	Paramétrico	0,6446	-	-	0,65%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0216 *
t+1	0,35%	Paramétrico	0,0002	**	-	1,00%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0003 **
t+2	0,08%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,1610	1,08%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0001 **
t+3	-0,33%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,9972	0,75%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0002 **
t+4	-0,09%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,7293	0,66%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0005 **
t+5	-0,02%	Paramétrico	0,6863	-	-	0,64%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0011 **

* significativo a um intervalo de confiança de 95%

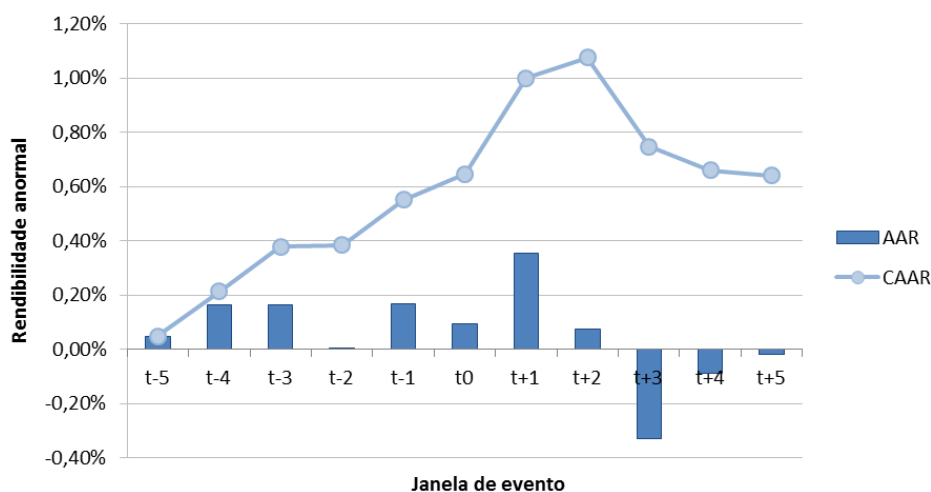
**significativo a um intervalo de confiança de 99%

A Tabela 20 concentra dados relativos às AAR's e CAAR's das empresas presentes nos principais índices bolsistas ibéricos, considerando uma janela de 5 dias antes e depois, para o período pós-início da crise.

As AAR's seguem maioritariamente uma distribuição normal, com rendibilidades anormais médias que variam entre os -0,33% e os 0,35%. De acordo com a análise do teste *t-Student* e teste *Wilcoxon*, apenas o dia seguinte ao evento comporta valores significativos a um intervalo de confiança de 95% e 99%.

No que concerne às CAAR's, de realçar que os dias t_{-1} e t_0 assumem-se como significativos a um intervalo de confiança de 95% enquanto que todos os dias posteriores ao anúncio de dividendo são significativos a um intervalo de confiança de 99%, atendendo ao teste *Wilcoxon*.

Ilustração 15. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-5; 0; +5], entre 2009 e 2012



As CAAR'S descrevem uma tendência crescente até ao dia t_{+2} , valor máximo absoluto da série (1,08%), decrescendo a partir daí e estabilizando nos 0,60%. Em termos de intervalos de variação, as CAAR's oscilam entre os 0,05% e os 1,08%.

No que diz respeito às rendibilidades anormais médias (AAR's), estas geram o valor máximo e mínimo da série nos dias t_{+1} e t_{+3} . Estes dias poderão ser consequência da reação dos investidores aos anúncios dos dividendos por parte das empresas. A rendibilidade anormal média gerada no dia t_{+3} poderá indiciar, uma vez mais, fraca eficiência do mercado visto que existe um *delay* entre o anúncio do evento e a consequente reação do mercado a este.

Tabela 21. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2007

Janela	AAR	Teste KS	p-value			CAAR	Teste KS	p-value		
			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon
t-5	-0,08%	Paramétrico	0,1590	-	-	-0,08%	Paramétrico	0,1590	-	-
t-4	0,10%	Paramétrico	0,5044	-	-	0,02%	Paramétrico	0,8159	-	-
t-3	-0,21%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0066 **	-0,19%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0470 *
t-2	0,10%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,7766	-0,09%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,1432
t-1	-0,08%	Paramétrico	0,3760	-	-	-0,17%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0125 *
t0	-0,10%	Paramétrico	0,1309	-	-	-0,27%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0030 **
t+1	0,05%	Paramétrico	0,4989	-	-	-0,22%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0025 **
t+2	-0,04%	Paramétrico	0,8346	-	-	-0,26%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0035 **
t+3	-0,02%	Paramétrico	0,9631	-	-	-0,28%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0033 **
t+4	0,02%	Paramétrico	0,9260	-	-	-0,26%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0086 **
t+5	0,10%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,3158	-0,16%	Não Paramétrico	-	0,0000 **	0,0252 *

* significativo a um intervalo de confiança de 95%

**significativo a um intervalo de confiança de 99%

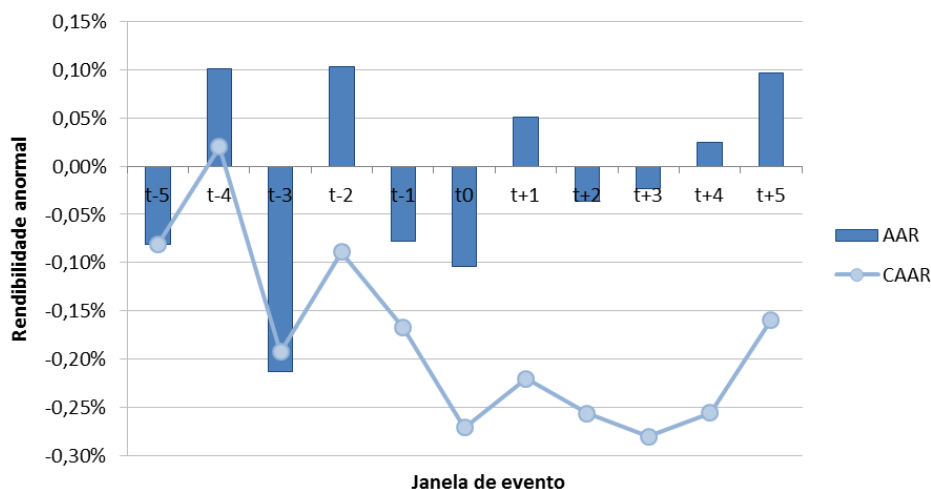
As AAR's e CAAR's das empresas do mercado ibérico para o período anterior à crise e tendo por base uma janela de 5 dias antes e depois, são expressas na Tabela 21.

Com base na análise desta tabela é possível concluir que as AAR's são pouco expressivas, aproximando-se de zero, exceção feita no dia t_{-3} , com um valor a rondar os -0,21%.

Em termos de AAR's significativas estatisticamente, de notar apenas o dia t_{-3} que se apresenta como significativo a um intervalo de confiança de 99%, atendendo ao teste *Wilcoxon*.

As CAAR's, por sua vez, não seguem uma distribuição normal excluindo os dois primeiros dias e comporta rendibilidades significativas estatisticamente a um intervalo de confiança de 95% nos dias t_{-3} , t_{-1} e t_{+5} e a um intervalo de confiança de 99% nos dias compreendidos entre t_0 e t_{+4} , de acordo com a análise do teste *Wilcoxon*.

Ilustração 16. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-5; 0; +5], entre 2006 e 2007



Com a exceção do dia t_{-4} , as CAAR's são sempre negativas em toda a série. As rendibilidades oscilam entre os -0,28% e 0,02%, valores pouco expressivos comparativamente aos gerados pelas empresas portuguesas e espanholas, separadamente. Relativamente às AAR's, os valores mais expressivos são gerados três dias antes do evento, o que pode indiciar expectativas existentes ou fugas de informação levando os investidores a adotarem determinadas estratégias na tentativa de maximizar a sua rendibilidade. As AAR's oscilam entre -0,21% e 0,10%.

Tabela 22. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2012

Janela	AAR	Teste KS	p-value			CAAR	Teste KS	p-value						
			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon				
t-10	0,13%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,7158	0,13%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,7158		
t-9	-0,11%	Paramétrico	0,5195	-	-	0,02%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,5502			
t-8	-0,11%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,4612	-0,09%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,9772		
t-7	-0,06%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,4753	-0,14%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,6716		
t-6	0,09%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,0597	-0,06%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,2407		
t-5	0,14%	Paramétrico	0,9999	-	-	0,09%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,2674			
t-4	-0,09%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,3143	0,00%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,1612		
t-3	-0,27%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,6871	-0,27%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,2380		
t-2	0,06%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,2271	-0,22%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,1361		
t-1	0,28%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,8051	0,06%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,1461		
t0	0,01%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,5398	0,07%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,1160		
t+1	0,07%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,0004	**	0,15%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,0095	**
t+2	0,07%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,1318	0,22%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,0038	**	
t+3	-0,06%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,6680	0,16%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,0068	**	
t+4	0,09%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,2334	0,25%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,0195	*	
t+5	0,00%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,2392	0,25%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,0108	*	
t+6	0,08%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,8878	0,33%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,0127	*	
t+7	0,07%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,9042	0,40%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,0179	*	
t+8	-0,03%	Paramétrico	0,0372	*	-	-	0,37%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,0819	*	
t+9	0,03%	Paramétrico	0,0127	*	-	-	0,40%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,1789	*	
t+10	-0,02%	Paramétrico	0,0265	*	-	-	0,38%	Não Paramétrico	-	0,0000	**	0,0531	*	

* significativo a um intervalo de confiança de 95%

**significativo a um intervalo de confiança de 99%

No que diz respeito às AAR's geradas pelas empresas ibéricas dos principais índices, tendo por base uma janela de 10 dias anteriores e posteriores ao evento, é de referir que estas apresentam valores pouco expressivos.

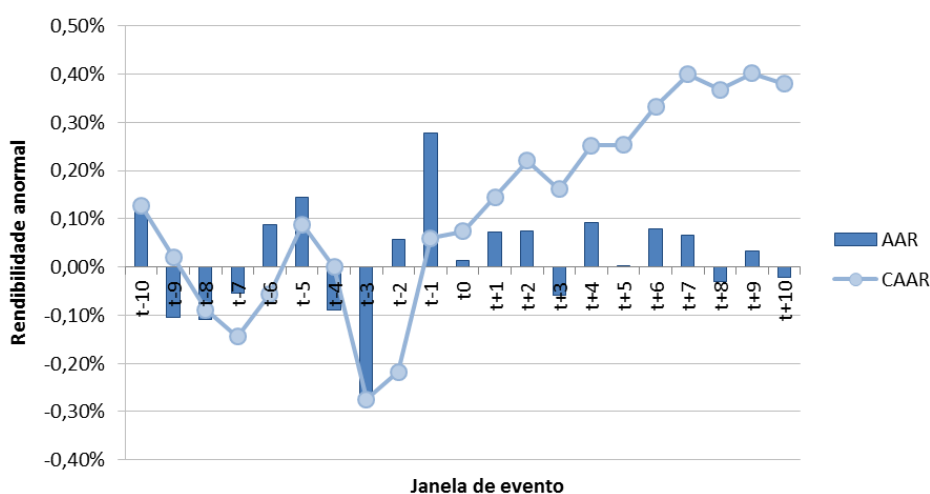
Os valores mais consideráveis de AAR's têm reporte aos dias t_{-3} (-0,27%) e t_{-1} (0,28%). Em termos de significância estatística das AAR's, de realçar o dia seguinte ao anúncio de dividendo que assume-se como significativo a um intervalo de confiança de 99% e os dias t_{+8} , t_{+9} e t_{+10} são significativos a 95%, de acordo com a análise dos testes *t-Student* e *Wilcoxon*.

Os valores significativos nos últimos dias da janela podem indiciar fraca eficiência do mercado. No entanto, se atendermos aos valores absolutos gerados, conclui-se que estes aproximam-se de zero e, portanto, o anúncio de dividendos não induziu grandes alterações na rendibilidade dos ativos.

Relativamente aos CAAR's, estas não seguem uma distribuição normal e comportam, na sua maioria, valores positivos, com o máximo absoluto da série (0,40%) a ser gerado nos dias t_{+7} e t_{+9} .

Importa referir, ainda, que as CAAR's referentes aos dias t_{+1} , t_{+2} e t_{+3} são significativas a um nível de confiança de 1% e os dias t_{+4} , t_{+5} , t_{+6} e t_{+7} são significativos a um nível de confiança de 5%, conforme análise do teste *Wilcoxon*.

Ilustração 17. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2012



As CAAR's comportam rendibilidades que variam entre os -0,27% e os 0,40%, evidenciando uma tendência crescente, principalmente a partir do dia t_{-3} .

As AAR's, por sua vez, oscilam entre os -0,27 e os 0,28%, máximos e mínimos registados nos dias t_{-3} e t_{-1} , respetivamente. As rendibilidades geradas são pouco expressivas, aproximando-se de zero na maior parte dos dias.

Tabela 23. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-10; 0; +10], entre 2009 e 2012

Janela	AAR	Teste KS	p-value			CAAR	Teste KS	p-value		
			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon
t-10	0,07%	Paramétrico	0,9444	-	-	0,07%	Paramétrico	0,9444	-	-
t-9	-0,14%	Paramétrico	0,4558	-	-	-0,07%	Paramétrico	0,5782	-	-
t-8	-0,17%	Paramétrico	0,9386	-	-	-0,23%	Paramétrico	0,7405	-	-
t-7	-0,05%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,6007	-0,28%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,5642
t-6	0,12%	Paramétrico	0,9580	-	-	-0,16%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,3184
t-5	0,02%	Paramétrico	0,2483	-	-	-0,14%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,1865
t-4	-0,09%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,1204	-0,23%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0726
t-3	-0,41%	Paramétrico	0,0301	*	-	-0,64%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0190 *
t-2	0,05%	Paramétrico	0,5452	-	-	-0,59%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0126 *
t-1	0,41%	Paramétrico	0,0360	*	-	-0,18%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0034 **
t0	0,16%	Paramétrico	0,1747	-	-	-0,02%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0005 **
t+1	0,19%	Paramétrico	0,0004	**	-	0,16%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0000 **
t+2	0,04%	Paramétrico	0,6368	-	-	0,20%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0000 **
t+3	0,18%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,9588	0,38%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0000 **
t+4	0,17%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,6290	0,55%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0000 **
t+5	0,08%	Paramétrico	0,7979	-	-	0,63%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0000 **
t+6	0,05%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,7719	0,68%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0000 **
t+7	0,03%	Paramétrico	0,6077	-	-	0,71%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0001 **
t+8	0,03%	Paramétrico	0,0539	-	-	0,74%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0011 **
t+9	0,05%	Paramétrico	0,0965	-	-	0,79%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0029 **
t+10	0,00%	Paramétrico	0,2951	-	-	0,79%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0009 **

* significativo a um intervalo de confiança de 95%

**significativo a um intervalo de confiança de 99%

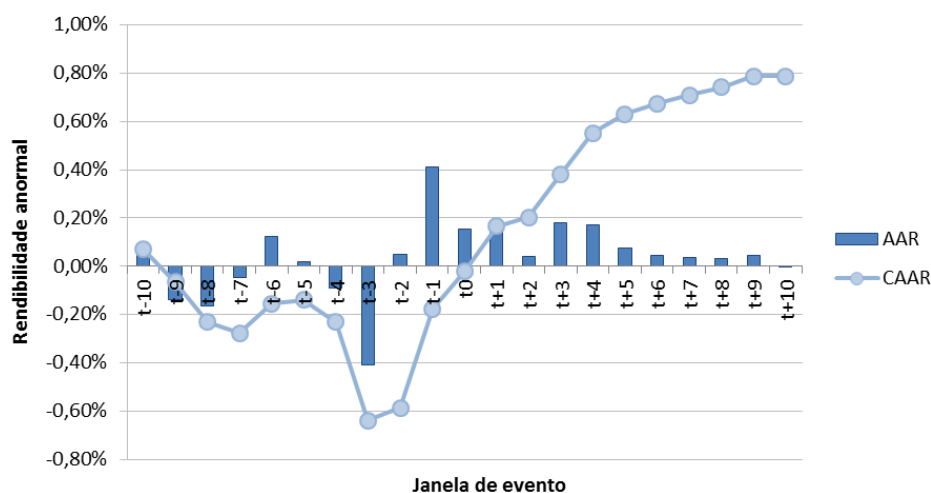
Com base na análise da Tabela 23, constata-se que as AAR's tendem a seguir uma distribuição normal, atendendo ao Teste KS. Em termos de valores mais expressivos, estes são gerados nos dias t_{-3} , t_{-1} e t_{+1} , com valores a rondar os -0,41%, 0,41% e 0,19%, respetivamente. Estes dias também comportam os únicos valores estatisticamente significativos da série. Especificamente, os dias t_{-3} e t_{-1} apresentam-se como significativos a um nível de confiança de 5% enquanto que o dia seguinte ao evento (t_{+1}) é significativo a um nível de confiança de 1%, de acordo com a análise do teste *t-Student*.

O facto de se registarem rendibilidades anormais nos dias antes do anúncio poderá indiciar ou expetativas existentes ou fugas de informação e, por conseguinte, investidores com acesso a informação privilegiada. Por outro lado, as rendibilidades anormais do dia seguinte transparecem um desfasamento de um dia entre a divulgação

do anúncio e a sua incorporação no preço dos ativos. Em qualquer um dos casos conclui-se que os níveis de eficiência do mercado ibérico não são dos mais elevados.

No que concerne às CAAR's, estas tendem a não seguir uma distribuição normal e comportam valores significativos a um intervalo de confiança de 95% nos dias t_{-3} e t_{-2} e a um intervalo de confiança de 99% entre os dias t_{-1} e t_{+10} , com fundamento na análise do teste *Wilcoxon*.

Ilustração 18. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-10; 0; +10], entre 2009 e 2012



Com base na Ilustração 18, é perceptível que as CAAR's assumem uma tendência crescente a partir do dia t_{-3} . Estas oscilam na série entre -0,64% e 0,79%, mínimos e máximos, respetivamente, dos dias t_{-3} e t_{+10} .

No que diz respeito às AAR's, estas atingem o seu mínimo no dia t_{-3} e o máximo no dia t_{-1} . Estas oscilam, ainda, entre -0,41% e 0,41%.

De realçar, também, que as AAR's, à medida que se afastam do dia do anúncio, vão sendo cada vez menores, aproximando-se do zero. Nos dias em torno do evento verifica-se alguma volatilidade na rendibilidade anormal gerada.

Tabela 24. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2007

Janela	AAR	Teste KS	p-value			CAAR	Teste KS	p-value		
			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon			Paramétrico t-Student	Sign test	Não Paramétrico Wilcoxon
t-10	0,06%	Paramétrico	0,1924	-	-	0,06%	Paramétrico	0,1924	-	-
t-9	-0,02%	Paramétrico	0,7459	-	-	0,04%	Paramétrico	0,3744	-	-
t-8	0,00%	Paramétrico	0,4840	-	-	0,04%	Paramétrico	0,2694	-	-
t-7	-0,02%	Paramétrico	0,5701	-	-	0,02%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,2032
t-6	0,14%	Paramétrico	0,0611	-	-	0,16%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,5541
t-5	0,12%	Paramétrico	0,2030	-	-	0,28%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,3597
t-4	0,04%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,3823	0,32%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,5797
t-3	-0,06%	Paramétrico	0,0451	*	-	0,26%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,2676
t-2	-0,02%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,3929	0,25%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,4457
t-1	0,16%	Paramétrico	0,7210	-	-	0,40%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,2038
t0	-0,14%	Paramétrico	0,0741	-	-	0,27%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0594
t+1	-0,03%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,6240	0,24%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0955
t+2	0,14%	Paramétrico	0,7732	-	-	0,39%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0925
t+3	-0,13%	Paramétrico	0,5018	-	-	0,25%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0622
t+4	0,13%	Paramétrico	0,6014	-	-	0,39%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,0757
t+5	-0,05%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,5841	0,34%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,1018
t+6	0,13%	Paramétrico	0,1322	-	-	0,47%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,1470
t+7	0,05%	Paramétrico	0,7976	-	-	0,52%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,1348
t+8	-0,04%	Paramétrico	0,9692	-	-	0,47%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,1331
t+9	0,02%	Paramétrico	0,5884	-	-	0,50%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,1259
t+10	-0,14%	Paramétrico	0,5637	-	-	0,36%	Não Paramétrico	-	0,0000	** 0,2186

* significativo a um intervalo de confiança de 95%

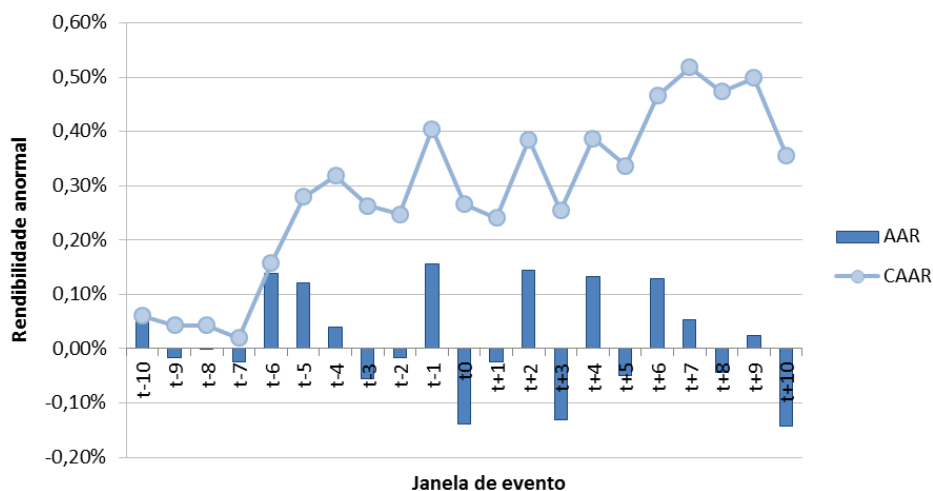
**significativo a um intervalo de confiança de 99%

A Tabela 24 possibilita uma análise das AAR's e CAAR's das empresas ibéricas, considerando uma janela de 10 dias antes e depois do evento, com reporte ao período pré-crise.

Em termos de AAR's, de realçar que estas, regra geral, seguem uma distribuição normal, atendendo ao Teste KS. Os valores mais consideráveis são gerados nos dias t_{-6} , t_{-1} e no próprio dia do evento. No entanto, de acordo com os testes *t-Student* e *Wilcoxon*, apenas são significativas as rendibilidades geradas no dia t_{-3} , a um intervalo de confiança de 95%, comportando um valor residual de -0,06%.

Por outro lado, as CAAR's assumem valores positivos em toda a série e não seguem, de forma maioritária, uma distribuição normal. Apesar de se gerarem CAAR's com algum relevo ao longo da janela, os testes de *Wilcoxon* e *t-Student* não detetaram a presença de rendibilidade significativas a um nível de confiança de 5% e/ou 1%.

Ilustração 19. AAR e CAAR das empresas ibéricas na janela [-10; 0; +10], entre 2006 e 2007



Com base na análise da Ilustração 19, constata-se que as CAAR's geradas ao longo da janela de evento são positivas, registrando o máximo absoluto da série (0,52%) no dia t_{+7} . Em termos de tendência, esta é crescente, principalmente entre os dias t_{-7} e t_{+9} .

Quanto às AAR's, os valores mais elevados geram-se em torno do dia do evento, atingindo o valor máximo no dia t_{-1} .

No que respeita a intervalos de variação, as CAAR's oscilam entre 0,02% e 0,52% enquanto que as AAR's oscilam entre -0,14% e 0,16%.

Em termos gerais, as empresas cotadas nos principais índices bolsistas da península ibérica tendem a apresentar AAR's significativas no período compreendido entre 2006 e 2012, com valores a rondar os 0,22%, para uma janela de evento de 5 dias antes e depois do anúncio de dividendo, de acordo com o teste *t-Student*.

Para o período posterior ao início da crise, as empresas ibéricas tendem a apresentar rendibilidades anormais médias significativas a um intervalo de confiança de 99%, a rondar os 0,35% enquanto que no período pré-crise não se registam rendibilidades anormais médias significativas, atendendo ao teste *t-Student*. O período compreendido entre 2009-2012 comporta uma proporção de AAR's positivas e valores absolutos superiores, comparativamente ao período entre 2006 e 2007.

Considerando uma janela de 10 dias anteriores e posteriores ao evento, constata-se a existência de AAR's significativas a um intervalo de confiança de 99% com base no

teste *Wilcoxon*, no dia seguinte ao evento, a rondar os 0,19% para um período compreendido entre 2006 e 2012. No entanto, o maior (0,28%) e menor (-0,27%) valor absoluto de AAR's ocorre no terceiro e primeiro dia anterior ao evento, respetivamente.

Quanto ao período posterior ao início da crise, são geradas AAR's significativas no terceiro dia antes do evento, no dia anterior e seguinte a este, enquanto que no período pré-crise apenas o terceiro dia anterior ao anúncio de dividendo é significativo, de acordo com o teste *t-Student*.

De referir, ainda, que as maiores proporções de AAR's positivas e maiores rendibilidades em valor absoluto são superiores no período pós-início da crise, comparativamente ao período anterior a esta.

A totalidade de empresas cotadas nos principais índices bolsistas ibéricos parece tender a apresentar rendibilidades anormais médias significativas no dia imediatamente seguinte e anterior ao evento e no terceiro dia anterior a este. Merece realce, também, o facto de as rendibilidades geradas pela totalidade das empresas ibéricas serem, na maioria dos dias, pouco expressivas, comparativamente às geradas pelas empresas portuguesas e espanholas separadamente. O dia do evento, uma vez mais, não regista rendibilidades significativas em nenhum dos períodos.

No capítulo da conclusão, será feita uma apreciação global do trabalho desenvolvido e tecidas considerações finais, em termos de resultados obtidos e em termos de enquadramento económico destes resultados.

Capítulo V. Conclusão

O estudo tinha como intuito avaliar o impacto dos anúncios de dividendos no preço das ações das empresas cotadas nos índices bolsistas PSi20 e Ibex35, separadamente, e do conjunto das empresas ibéricas, cotadas nesses dois índices. Além disso, pretendia-se analisar o desfasamento existente entre a divulgação dos anúncios de dividendos e a sua incorporação no preço das ações e, ainda, se havia possibilidade de se gerarem rendibilidades anormais nos dias circundantes ao anúncio.

O presente estudo vem consolidar a literatura existente, no que concerne ao impacto dos anúncios de dividendos nos preços das ações e, conseqüentemente, na sua rendibilidade. Além disso, pretende apresentar novas considerações empíricas referentes aos mercados português e espanhol e estabelecer um comparativo entre o período anterior à crise e posterior ao início da crise.

O impacto dos anúncios de dividendos e de lucros no preço das ações é um tema amplamente estudado. Grande parte da literatura suporta a existência de uma relação positiva entre os anúncios de dividendos e o aumento no volume de transação e geração de rendibilidades anormais, nos períodos circundantes ao anúncio.

No entanto, diversos estudos realizados em diferentes pontos do globo apresentam resultados divergentes, em função de especificidades e condicionalismo, como por exemplo:

1. A eficiência do mercado alvo de estudo;
2. As variáveis consideradas nos estudos (anúncio anual de lucros *vs* anúncio intercalar de lucros);
3. O contexto e conjuntura económica implícita na série histórica considerada;
4. O maior ou menor “conteúdo informacional” dos anúncios de lucros e/ou dividendos nos diferentes mercados;
5. A dimensão do mercado;
6. A dimensão da amostra e/ou as observações escolhidas; e
7. As políticas fiscais ou especificidades fiscais vigentes em cada mercado.

Em termos gerais, os resultados obtidos repartem-se consoante o mercado analisado. Para o mercado português, seja numa janela de 5 ou 10 dias anteriores e posteriores ao evento, o dia seguinte ao anúncio de dividendo é aquele que tende a apresentar maiores

rendibilidades anormais médias positivas e estatisticamente significativas, atendendo ao teste *t-student* e *Wilcoxon*. Na janela de evento de 5 dias antes e depois do anúncio, constatou-se que as AAR's geradas pelas empresas portuguesas eram significativas no dia seguinte ao anúncio do dividendo, com um valor médio a rondar os 0,50%, nos três períodos considerados. No período anterior ao início da crise as AAR's tendiam a ser negativas e menos expressivas em termos de valor absoluto, enquanto que no período pós-2008 estas tendem a ser positivas e mais expressivas, gerando rendibilidades anormais médias acumuladas (CAAR's) superiores. Em nenhum dos períodos são registadas AAR's significativas no dia do evento. Na janela de evento de 10 dias antes e depois do anúncio, as AAR's tendiam a ser significativas no dia seguinte ao anúncio do dividendo, em todos os períodos, ascendendo a um valor médio de 0,52%. As AAR's e CAAR's mais elevadas, no que toca a valores absolutos, foram registadas no período antecedente ao início da crise. As AAR's geradas no próprio dia do evento não são estatisticamente significativas.

No mercado espanhol, o cenário é ligeiramente diferente. Para uma janela de evento de 5 dias anteriores e posteriores ao anúncio de dividendos, as AAR's são significativas no dia anterior e seguinte ao evento, no período posterior ao início da crise, e significativas no terceiro dia anterior ao evento e no dia seguinte a este, no período pré-crise. Em termos gerais, as AAR's e CAAR's registadas no período pós-início da crise tendem a ser positivas e mais elevadas, em termos de valores absolutos. No período compreendido entre 2006 e 2012, as AAR's tendem a não ser significativas, considerando o teste *t-student* e *Wilcoxon*. Considerando uma janela de 10 dias anteriores e posteriores ao evento, as empresas espanholas tendem a apresentar AAR's significativas no dia seguinte ao anúncio, no período pós-2008, enquanto que no período pré-crise, verificou-se a existência de AAR's significativos no terceiro dia anterior ao evento e no quinto dia posterior a este. O período posterior ao início da crise comporta rendibilidades tendencialmente positivas e superiores, em termos absolutos, comparativamente ao período pré-crise. De uma forma transversal a todos os dias, o dia do evento regista rendibilidades pouco expressivas e sem significância estatística.

No que concerne ao mercado ibérico, as AAR's tendem a ser significativas no dia seguinte ao anúncio no período compreendido entre 2006-2012 e 2009-2012, com valores a rondar os 0,29%, para uma janela de evento de 5 dias antes e depois do anúncio de dividendo, de acordo com o teste *t-Student*. No período pré-crise, as AAR's

significativas foram registadas no terceiro dia antes do anúncio, atendendo ao teste *Wilcoxon*. O período posterior ao início da crise comporta uma proporção de AAR's e CAAR's tendencialmente positiva, contrariamente ao período pré-crise, e mais significativa, em termos de valor absoluto. Considerando uma janela de 10 dias anteriores e posteriores ao evento, constata-se a existência de AAR's significativas no dia seguinte ao evento, no período entre 2006 e 2012, e no terceiro dia anterior ao evento, no dia anterior e no dia seguinte a este, no período pós-início da crise, tendo por base o teste *Wilcoxon* e *t-student*. No período pré crise, foram registadas AAR's significativas apenas no terceiro dia anterior ao anúncio, de acordo com a análise do teste *t-student*. As AAR's e CAAR's são mais positivas e expressivas, em valor absoluto, no período pós-início da crise, comparativamente ao período antecedente a esta.

É de realçar, ainda, o facto de as rendibilidades geradas pela totalidade das empresas ibéricas serem, na maioria dos dias, pouco expressivas, comparativamente às geradas pelas empresas portuguesas e espanholas separadamente. O dia do evento, uma vez mais, não regista rendibilidades significativas em nenhum dos períodos.

De uma forma transversal aos dois mercados, constata-se que existe um desfaseamento entre o anúncio de dividendos e a sua incorporação no preço das ações. Atendendo a este facto, pode concluir-se que os mercados espanhol e português não são totalmente eficientes.

Os resultados encontrados para o mercado português estão em consonância com os trabalhos de Gama (2000) e Vasco (2011), na medida em as evidências encontradas comprovam que o mercado português não apresenta sinais de ser eficiente na forma forte ou semiforte; e com os trabalhos de Pinto (2003), Correia (2009) e Duarte e Oliveira (2011), na medida em que foram registadas rendibilidade anormais nos dias circundantes aos anúncios de informação relevante, como os anúncios de dividendos e de lucros. No entanto, o estudo desenvolvido por Isidro (1998) apresenta resultados divergentes, na medida em que este não registou sinais que comprovassem o facto de o mercado português não ser eficiente.

Os resultados encontrados para o mercado espanhol estão em conformidade com as evidências de Pellicer e Rees (1999), que comprovou a existência de uma maior volatilidade nas rendibilidades nos dois dias circundantes aos anúncios de lucros.

O estudo empírico de Blandón *et al.* (2011) contraria os resultados encontrados, visto que os autores não encontraram evidências de rendibilidades anormais nos dias anteriores ou seguintes aos anúncios de dividendos. No entanto, é de realçar, segundo o autor, o impacto da implementação da reforma fiscal de 2006, no mercado espanhol. Este facto poderá justificar as divergências encontradas relativamente à existência de rendibilidades anormais nos dias anteriores aos anúncios de dividendos, comprovada por outros estudos. Com a implementação da reforma de 2006, as rendibilidades anormais no dia anterior aos anúncios de dividendos tende a desaparecer.

Referências Bibliográficas

Aamir, M. e Shah, S. Z. A. (2011). “Dividend announcements and the abnormal stock returns for the event firm and its rivals”.

Abad, D., Sanabria, S. e Yagüe, J. (2005). “Liquidity and information around annual earnings announcements: an intraday analysis of the spanish stock market”.

Abraham, A., Seyyed, F. e Alsakran, S. A. (2002). “Testing the random behaviour and efficiency of the Gulf stock markets”. *The Financial Review* 37(3), 469-480.

Adelegan, O. J. (2003b). “Capital Market Efficiency and the Effects of Dividend Announcement on Share Prices in Nigeria”, *African Development Review*, Blackwell publishers, vol. 15(2&3), Dec, pp.218-236.

Adelegan, O. J. (2009). “Price Reactions to Dividend Announcements on the Nigerian Stock Markets” AERC Research Paper 188, Nairobi: African Economic Research Consortium.

Afego, P. (2011). "Stock Price Response to Earnings Announcements: Evidence from the Nigerian Stock Market," MPRA Paper 33931, University Library of Munich, Germany, revised 16 May 2011.

Aharony, J. e Itzhak, S. (1980). “Quarterly dividend and earnings announcements and stockholders' returns: an empirical analysis”, *Journal of Finance*, 35 (1), pp. 1-12.

Akbar, M. e Baig, H. H. (2010). “Reaction of Stock Prices to Dividend Announcements and Market Efficiency in Pakistan”. *The Lahore Journal of Economics*, 15 (1), 103-125.

Al-Shattarat, W., Atmeh, M. e Al-Shattarat, B. (2012). “Dividend Signalling Hypothesis In Emerging Markets: More Empirical Evidence”.

Alves, C. e Santos, T. (2005). “The informativeness of Quarterly Financial Reporting: The Portuguese Case”.

Amaral, H. F. (1990). ”La dynamique et l’efficience des marchés financiers brésiliens”. Dissertação (Diplôme D’Etudes Approfondies en Sciences de Gestion) – Institut D’Administration des entreprises. Toulouse: Université des Sciences Sociales de Toulouse I.

Amihud, Y. e Murgia, M. (1997) “Dividends, Taxes and Signaling: Evidence from Germany”, *Journal of Finance*, Volume 52 (1).

Anderson, W. (2007). “An Alternative Event Study Methodology for detecting Dividend Signals in the Context of Joint Dividend and Earnings Announcements”.

Appiah-Kusi, J. e Menyah, K. (2003). “Return predictability in African stock markets”. *Review of Financial Economics* 12(3), 247-271.

Al-Shattarat, W. K., Al-Shattarat, B. K. e Atmeh, M. A. (2013). “Dividend Signalling Hypothesis In Emerging Markets: More Empirical Evidence”.

Ashley, J. W. (1962). “Stock Prices and Changes in Earnings and Dividends: Some Empirical Results,” *J. Polit. Econ.*, Feb. 1962, 70(1), pp. 82–85.

Asimakopoulos, P., Lamprinouidakis, C., Tsangarakis, N. e Tsiritakis, E. (2007). “Signalling with mandatory dividends: the case of the Greek Stock Market”.

Asquith, P. e Mullins, D. W. (1983). “The Impact of Initiating Dividend Payments on hareholder Wealth”, *The Journal of Business* 56 (1), 77-96.

Ayadi, F. e Pyun, C. S. (1994), “An application of variance ratio tests to the Korean securities market”, *Journal of Banking and Finance*, 18, 643-658.

Ball, R. e Brown, P. (1968). “An empirical evaluation of accounting income numbers”, *Journal of Accounting Research*, 6(2): 159–178.

Ball, R. e Kothari, S. (1991). “Security Returns Around Earnings Announcements”. *The Accounting Review* 66, 718-738.

Ball, R. e Shivakumar, L. (2008). “How much new information is there in earnings?” *Journal of Accounting Research*, 46(5): 975–1016.

Barker, C. A. (1956). “Effective Stock Splits,” *Harvard Bus. Rev.*, Jan./Feb. 1956, 34(1), pp. 101–06.

Barker, C. A. (1957). “Stock Splits in a Bull Market,” *Harvard Bus. Rev.*, May/June 1957, 35(3), pp. 72–79.

Barker, C. A. (1958). “Evaluation of Stock Dividends,” *Harvard Bus. Rev.*, July/Aug. 1958, 36(4), pp. 99–114.

Batuo, E. M., Guidi, F. e Mlambo, K. (2009). “Testing the weak-form market efficiency and the day of the week effects of some African countries”.

Beaver, W. (1968). “The information content of annual earnings announcements”. *Journal of Accounting Research (Empirical Research in Accounting: Selected Studies)*: 67-92.

Beaver, W, Lambert, R. e Morse, D. (1980). “The information content of security prices”, *Journal of Accounting and Economics*, 3: 3–8.

Bellera, C., Julien, M. e Hanley, J. (2010). “Normal approximations to the distributions of the Wilcoxon statistics: accurate to what N?” Graphical insights. *Journal of Statistics Education*, 18 (2), 1-17.

Benartzi, S., Roni, M. e Richard, T. (1997). “Do changes in dividends signal the future or the past?” *Journal of Finance*, 52(3, Papers and Proceedings Fifty–Seventh Annual Meeting, American Finance Association, New Orleans, Louisiana, January 4–6, 1997): 1007–34.

Berkman, H. e McKenziem, M. D. (2011). “Earnings Announcements: Good News for Institutional Investors and Short Sellers”. *The Financial Review* 47 (2012) 91–113

Bernard, V. e Thomas, J. (1990). “Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings”, *Journal of Accounting and Economics*, 13: 305–40.

Bhana, N. (1995/96). “The share market reaction to earnings announcements: A test of the efficiency of the Johannesburg Stock Exchange”, *Investment Analysts*, 42: 45–57.

Bhana, N. (2005). “The share price reaction to management buyout announcements of companies listed on the JSE Securities Exchange”, *Investment Analyst Journal*, 62: 19–30.

Bhana, N. (2007). "The market reaction to open market share repurchases announcements: The South African experience", *Investment Analysts Journal*, 65: 25–36.

Binder, J. (1998). "The event study methodology since 1969". *Rev Quant Finance Acc* 1998:111–37 September.

Blandón, J G., Blasco, M. M. e Bosch, J. A. (2011). "Ex-Dividend Day Returns when Dividend and Capital Gains are Taxed at the Same Rate".

Borges, M. (2008): "Efficient Market Hypothesis in European Stock Markets", School of Economics and Management - Technical University of Lisbon, Draft Version, April.

Brealey, R. A., Myers, S. C. e Marcus, A. J. (1980). "Fundamentals of corporate finance".

Brickley, J. (1983). "Shareholder Wealth, Information Signaling and the Specially Designated Dividend". *Journal of Financial Economics*, 12, 187-209.

Brito, N. (1978). "Eficiência informacional fraca de mercados de capitais sob condições de inflação". *Revista Brasileira do Mercado de Capitais*, Rio de Janeiro, v. 4, n.10, p. 63-85, jan.-abr. 1978.

Bowman, R. (1983). "Understanding and Conducting Event Studies", *Journal of Business Finance & Accounting*, 10(4), 561-584.

Brown, S. J. e Warner, J. B. "Measuring Security Price Performance," *J. Finan. Econ.*, Sept. 1980, 8(3), 205–58.

Brown, S. J. e Warner, J. B. “Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies,” *J. Finan. Econ.*, Mar. 1985, 14(1), pp. 3–31.

Buguk, C., e Brorsen, W. (2003). “Testing weak-form market efficiency: Evidence from the Istanbul stock exchange”. *International Review of Financial Analysis* (in press).

Ceretta, P. S. (2001). “Comportamento das variações de preços nos mercados da América Latina”. *Anais do Encontro Nacional da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração*, Campinas, SP, Brasil, 25.

Charest, G. (1978). “Dividend Information, Stock Returns and Market Efficiency-II”, *Journal of Financial Economics*, Volume 6 (2 and 3).

Cheng J. M. S., Tsao, S. M., Tsai, W. H. e Tu, H. (2007). “Will echannel additions increase the financial performance of the firm?”—the evidence from Taiwan. *Ind Mark Manage* 2007;36(1):50–7.

Cheon, Y., Christensen, T. e Bamber, L. (2001). “Factors associated with differences in the magnitude of abnormal returns around NYSE versus NASDAQ firms’ earnings announcements”, *Journal of Business Finance and Accounting*, 28(9): 1073–1108.

Cheung, K. e Coutts, A. (2001). “A note on weak form market efficiency in security prices: Evidence from the Hong Kong stock exchange”. *Applied Economics Letters*, Vol. 8.No.6, pp. 407-410.

Chordia, T. e Shivakumar, L. (2005). “Inflation illusion and post-earnings announcement drift”, *Journal of Accounting Research*, 43(4): 521–556.

Cornett, M., Schwarz, T. e Szakmary, A. (1995). “Seasonalities and intraday return patterns in the foreign currency futures market”. *Journal of Banking and Finance* 19, 843–869.

Christie, W. (1990). “Dividend yield and expected returns: The zero puzzle”. *Journal of Financial Economics*, 28: 95–125.

Correia, R. (2009). “Testing information efficiency in the Portuguese stock market”.

Coval, J., Hirshleifer, D. e Shumway, T. (2005). “Can Individual Investors Beat the Market?” Working paper, Harvard University.

Cowan, A. (1992). “Nonparametric event study tests”. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2, 343-358.

Cox, R. e Weirich, T. (2002). “The stock market reaction to fraudulent financial reporting”, *Managerial Auditing Journal*, 17(7): 374–382.

Cross, F. (1973). “The behavior of stock prices on Fridays and Mondays”, *Financial Analysts Journal* 29, 67–69.

Damodaran, A. (2002). “Avaliação de Investimentos: ferramentas e técnicas para determinação do valor de qualquer ativo”. Rio de Janeiro: Qualitymark, 1a. edição, 4a . reimpressão.

Das, S., Pattanayak, J.K. e Pathak, P. (2008). “The effect of quarterly earnings announcements on Sensex: A case with clustering of events”, *ICFAI University Journal of Accounting Research*, 7(4): 64–78.

Dasilas, A. (2007). “Stock market reaction to dividend announcements: Evidence from the Greek Stock Market”.

Dasilas, A., Lyroudi, K. e Ginoglou, D. (2008). “Joint effects of interim dividend and earnings announcements in Greece”, *Studies in Economic Finance*, 25(4): 212–232.

Dehning, B., Richardson, V, Urbaczewski, A. e Wells, J. (2004). “Reexamining the value relevance of ecommerce initiatives”. *J Manage Inf Syst* 2004;21(1):55–82.

Demski, J. e Feltham, G. (1994). “Market response to financial reports” *Journal of Accounting and Economics* 17, 3-40.

Dewotor, F. S. e Gborglah, K. J.. (2004). “The Information Content of Stock Prices in Ghana”.

Dey, M. e Radhakrishna, R. (2008). “Who profits from trading around earnings announcements? Evidence from TORQ data”, *Journal of Asset Management*, 9(4): 300–308.

Dezelan, S. (2000), “Efficiency of the Slovenian equity market”, *Economic and Business Review*, Vol. 2, 61-83.

Dielman, T. e Oppenheimer, H. (1984) “The Information Content of Large Dividend Changes”, *Financial Review*, Volume 19 (3).

Dhillon, U. e Johnson, H. (1994). “The effect of dividend changes on stock and bond prices”. *The Journal of Finance*, 49(1, March): 281–90.

Dolley, J. C. (1933). “Characteristics and Procedure of Common Stock Split-Ups,” *Harvard Bus. Rev.*, Apr. 1933, 11, pp. 316–26.

Donders, M., Kouwenberg, R. e Vorst, T. (2000). “Options and earnings announcements: an empirical study of volatility, trading volume, open interest and liquidity”, *European Financial Management*, 6(2): 149–71.

Drezner, Z., Turel, O. e Zerom, D. (2008). “A modified Kolmogorov-Smirnov test for Normality”.

Duarte, E. M. e Oliveira, L. T. (2011).”Evidence of portuguese stock market abnormal returns”.

Elsharkawy, A. e Garrod, N. (1996). “The Impact of Investor Sophistication on Price Responses to Earnings News.” *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 23, No. 1, pp221-236.

Fama, E, Fisher, L., Jensen, M. e Roll, R. (1969). “The adjustment of stock prices to the new information”, *International Economic Review*, 10(1): 1–21.

Fama, E. (1970). “Efficient capital markets: a review of theory and empirical work”. *The Journal of Finance*. Cambridge, v. 25, p.383-417, 1970.

Fama, E. (1976). “Foundations of Finance”. New York: Basic Books.

Fama, E. (1991). “Efficient capital markets: II.” *The Journal of Finance*. Cambridge, v. 46, n. 5 p.1575-1618, 1991.

Felcher, S. e Poindexter, S. (2010). “School Reforms often overlook the instructors”, *Los Angeles Times*, Wednesday, December 22, 2010, p. A1 and A14.

Ferguson, C., Finn, F. e Hall, J. (2005). “Electronic commerce investments, the resource-based view of the firm, and firm market value”. *Int J Acc Inf Syst* 2005;6:5-29.

Firth, M. (1981). “The relative information content of the release of financial results data by firms” *Journal of Accounting Research* Vol. 19 No. 2 pp: 521-529

Foster III, T. e Vickrey, D. (1978). “The Information Content of Dividend Announcements”. *The Accounting Review*, 53, 360-370.

French, K. (1980). “Stock returns and the weekend effect”, *Journal of Financial Economics* 8, 55–70

Francisco, P. e Gonçalves, T. (2009). “Que tipo de informação conduz a rendibilidades anormais extremas? Evidência empírica do mercado Euronext Lisbon”.

Gajewski, J. F. (1999). “Earnings announcements, asymmetric information, trades and quotes”, *European Financial Management*, 5(3): 411–23.

Gajewski, J. e Quéré, B. (2001). “The information content of earnings and turnover announcements in France”, *European Accounting Review*, 10(4): 679–704.

Gama, P. (2000). “A Eficiência Fraca do Mercado Accionista em Portugal: Evidência do Teste de Rácios de Variância e da Investigação da Regularidade de Calendário - 1989 a 1996”, *Estudos de Gestão de Empresas*, Vol. II, Vida Económica.

Gibbons, M. R. e Hess, P. (1981). “Day of the weekend effect and assets return”, *Journal of Business* 54, 579–596.

Glen, A. (1998). “Corporate Financial Management”. London: Financial Times Pitman Publishing.

Gonedes, N.J. (1978). "Corporate signalling, external accounting, and capital market equilibrium: Evidence on dividends, income, and extraordinary items". *Journal of Accounting Research*, 16, pp. 26–79.

Gordon, M.J. (1959). "Earnings and Stock Prices". *Review of Economics and Statistics*. February 1959.

Gordon, M.J. (1962). "The Savings Investment and Valuation of a Corporation". *Review of Economics and Statistics*. February 1962.

Grieb, T., e Reyes, M.G. (1999). "Random walk tests for Latin American equity indexes and individual firms". *Journal of Financial Research* 22(4), 371-383.

Groenewold, N., e Ariff, M. (1998). "The effects of de-regulation on share market efficiency in the Asia-Pacific". *International Economic Journal* 12(4), 23-47.

Gunasekarage, A., e Power, D.M. (2006). "Anomalous Evidence in Dividend Announcement Effect". *Managerial Finance*, 32, 209-226.

Hand, J. (1990). "A test of the extended functional fixation hypothesis". *Accounting Review*, 65: 740–63.

Hajek, J. (2002). "Weak-form efficiency in the Czech equity market". *Politická Ekonomie* 50(3), 377-389.

Hansen, P.R. e A. Lunde (2003). "Testing the significance of calendar effects". *Economics Working Paper series No. 143*. University of Aarhus, Denmark.

Haugen, R.A. e Lakonishok, J. (1988). "The Incredible January Effect: The Stock Market's Unsolved Mystery". *Dow Jones-Irwin*.

Healy Paul M., e Palepu Krishna G. (1988). “Earnings Information Coveyed by Dividend Initiations and Omissions”, *Journal of Financial Economics* 21: 149-75.

Hew, D., Skerratt, L., Strong, N. e Walker, M. (1996). “Post-earnings announcement drift: some preliminary evidence” *Accounting and Business Research*, 26(4): 283–93.

Huang, B.N. (1995). “Do Asian stock markets follow random walks? Evidence from the variance ratio test”. *Applied Financial Economics* 5(4), 251-256.

Hussin, B.M., Ahmed, A.D. e Ying, T.C. (2010). “Semi-strong form efficiency: Market reaction to dividend and earnings announcements in Malaysian stock exchange”, *IUP Journal of Applied Finance*, 16(5): 36–60.

Isakov, D. e Perignon, C. (2001) “Evolution of market uncertainty around earnings announcements”, *Journal of Banking and Finance*, 25: 1769–88.

Isidro, H. (1997). “O preço dos Títulos e o Anúncio dos Resultados no Mercado Acionista Português”, Tese de Mestrado em Ciências Empresariais, Instituto Superior de Ciências do Trabalho e da Empresa.

Jaffe, J. e Westerfield, R. (1985). “The weekend in common stock returns: The international evidence”, *Journal of Finance* 40, 433–454.

Jais, M.d, Karim, B. A., Funaoka, K. e Abidin, A. Z. (2009). “Dividend Announcements and Stock Market Reaction”.

Jones, N. (2007). “Surprise earnings announcement: A test of market efficiency”. *Proceedings of Allied Academies International Conference*, 12(1): 43-48.

Jong, F. (2007). "Event Studies methodology". Working Paper, Tilburg University.

Kaniel, R., Saar, G. e Titman, S. (2012). "Individual Investor Trading and Return Patterns around Earnings Announcements". *The Journal of Finance*, Volume 67, Issue 2, pages 639–680, April 2012.

Kallunki, J. P. (1996). "The Finnish Stock Market: A Survey of Some Empirical Evidence and its Practical Relevance".

Karemera, D., Ojah, K., e Cole, J.A. (1999). "Random walks and market efficiency tests: Evidence from emerging equity markets". *Review of Quantitative Finance and Accounting* 13(2), 171-188.

Kausar, A. e Taffler, R. (2006). "Testing behavioural finance models of market under and over reaction: do they really work?" Working Paper (University of Edinburgh, 2006).

Keim, D. B. e Stambaugh, R. F. (1983). "A further investigation of the weekend effect in stock returns", *Journal of Finance* 39, 819–835.

Kim, O. e Verrecchia, R. E. (1991). "Trading Volume and Price Reactions to Public Announcements". *Journal of Accounting Research*, Vol. 29, No. 2 (Autumn, 1991), pp. 302-321.

Kim, O. e Verrecchia, R. (1994). "Market liquidity and volume around earnings announcements". *Journal of Accounting and Economics* 17, 41-67.

Kim, O. e R. Verrecchia, (1997). "Pre-announcement and event-period information", *Journal of Accounting and Economics* 24, 395-419.

Konchitchki, Y. e O'Leary, D. E. (2011). "Event study methodologies in information systems research".

Kong, S., e Taghavi, M. (2006). "The Effect of Annual Earnings Announcements on the Chinese Stock Markets". *International Advances in Economic Research*, 12, 318-326.

Koski, J. L. e John, S. (1998). "Who trades around the ex-dividend day?" Evidence from NYSE audit file data, *Financial Management* 27, 58-72.

Kothari, S. P. e Waner, Jerold B. (2004). "The Econometrics of Event Studies".

Kothari S, W. J. (2006). "Econometrics of event studies". In: Espen Eckbo B, editor. *Handbook of corporate finance: empirical corporate finance*. Elsevier/North; 2006.

Laidroo, L. (2008). "Public announcement induced market reactions on Baltic exchanges", *Baltic Journal of Management*, 3(2): 174–192.

Lakonishok, J. e Levi, M. (1980). "Weekend effects on stock returns: A note", *Journal of Finance* 37.

Lee, B. (1995). "The Response of Stock Prices to Permanent and Temporary Shocks to Dividends". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30, 1-22.

Lee, C. F., Chen, G. M., e Rui, O. M. (2001): "Stock returns and volatility on China's stock markets". *Journal of Financial Research*, vol. 24, no. 4, 523-543.

Lemgruber, E. F., Becker, J. L. e CHAVES, T. B. S. (1988). "O efeito fim de semana no comportamento dos retornos diários de índices de ações". XII ENANPAD, 12º, Anais... Natal:ANPAD, set. 1988. p. 873-878.

Lenroth, H., Freslund, M. e Thinggaard, F. (2003). “Annual earnings announcements and market reaction: The case of a small capital market”. Working Paper of The Aarhus School of Business, Denmark.

Linnainmaa, J. (2010). “Do limit order alter inferences about investor performance and behavior?”, *Journal of Finance* 65(4), 1473-1506.

Livnat, J. e Mendenhall, R.R. (2006). “Comparing the post-earnings announcement drift for surprises calculated from the analyst and time series forecasts”, *Journal of Accounting Research*, 44(1): 177–205.

Lonie, A. A., Abeyratna, G., Power, D. M. e Sinclair, C. D. (1996). “The Stock Market Reaction to Dividend Announcements: A UK Study of Complex Market Signals”, *Journal of Economic Studies* 23 (1), 32-52.

Louhichi, W. (2008). “Adjustment of stock prices to earnings announcement: Evidence from Euronext Paris”, *Review of Accounting Finance*, 7(1): 102–115.

Lyroudi, K., Dasilas, A. e Varnas, A. (2006). “The valuation effects of stock splits in NASDAQ”, *Managerial Finance*, 32(5): 401–414.

MacKinlay, A.C. (1997). “Event studies in Economics and Finance”, *Journal of Economic Literature*, 35(1): 13–39.

Madalena, S. e Parada, S. (2011). “Reação do Mercado Português ao Anúncio de Resultados e Dividendos”.

Mahmood, S., Sheikh, M. F. e Ghaffari, A. Q. (2011). “Dividend Announcements and Stock Returns: An event study on Karachi stock exchange”. *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business*; Dec 2011, Vol. 3 Issue 8, p972.

Malkiel, B. G. (2003). "The Efficient Market Hypothesis and Its Critics ." The Journal of Economic Perspectives, 17(1): 59-82.

Maroco, J. (2007). "Análise Estatística com Utilização do SPSS", 3ª Edição, Edições Silabo.

Mason, S., R. Merton, A. Perold e P. Tufano. (1995). "Cases in Financial Engineering: Applied Studies of Financial Innovation" (Prentice Hall, Englewood Cliffs, NJ).

McWilliams, A. e Siegel, D. (1997). "Event studies in management research: Theoretical and empirical issues", Academy of Management Journal, 40(3): 626–657.

McNichols, M. e Trueman, B. (1994). "Public Disclosure, Private Information Collection and Short-term Trading," Journal of Accounting and Economics, 17, 1-2, pp. 69-94.

Menezes J. C. F. (1981). "Mercado acionário brasileiro: a evolução recente e sua eficiência informacional fraca". Dissertação (Mestrado em Administração) – Instituto COPPEAD/UFRJ. Rio de Janeiro: UFRJ, 1981.

Michaely, R., Thaler, R. e Womack, K.. (1995). "Price reactions to dividend initiations and omissions: overreaction or drift?" Journal of Finance 50, pp 573-608.

Miguel, B. e Martins, N. C. (2002). "The Analysis of Seasonal Return Anomalies in the Portuguese Stock Market".

Mitchell, M. L. e Netter, J. M. (1994). "The Role of Financial Economics in Securities Fraud Cases: Applications at the Securities and Exchange Commission," Business Lawyer, Feb. 1994, 49(2), pp. 545–90.

Mlonzi, V.F, Kruger, J e Nthoesane, M.G. (2011). “Share price reaction to earnings announcement on the JSE-ALtX: A test for market efficiency.”

Morse, D., e N. Ushman. (1983). “The effect of information announcements on the market microstructure”, *Accounting Review* 58, 247-258.

Muniz, C. J. (1980). “Testes preliminares de eficiência do mercado de ações brasileiro”. *Revista Brasileira do Mercado de Capitais*, Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais, v. 6, n. 16, p. 80-94, jan.-abr. 1980.

Murteira, B., Ribeiro, C. S., Silva, J. A. e Pimenta, C. (2008). “Introdução à estatística” (2ªed.). Lisboa: McGraw-Hill.

Mushidzi, T.B. e Ward, M. (2004). “Abnormal returns for cash vs share-funded acquisitions”, *Investment Analysts Journal*, 60: 17–32.

Myers, J. H. e Bakay, A. J. (1948). “Influence of Stock Split-Ups on Market Price,” *Harvard Bus. Rev.*, Mar. 1948, 26, pp. 251–55.

Nagm F, Kautz K. (2008). “The market value impact of IT investments announcements - an event study”. *J Inf Technol Theory Appl* 2008;9(3): 61–79.

Naranjo, A., M. Nimalendran e M. Ryngaerty. (1998). “Stock returns, dividend yields, and taxes”. *The Journal of Finance*, LII (6, Dec): 2029–57.

Newbold, P., Carlson, W., Thorne, B. (2006). “Statistics for Business and Economics”, 6th Edition, Prentice Hall):

Oh W, Gallivan MJ e Kim JW. (2006). “The market's perception on the transactional risks of information technology outsourcing announcements”. *J Manage Inf Syst* 2006a;22(4):271–303.

Ojah, K., e Karemera, D. (1999). “Random walks and market efficiency tests of Latin American emerging equity markets”. *The Financial Review* 34(1), 57-72.

Osborne, M. F. M. (1962). “Periodic structure in the Brownian motion of stock returns”, *Operations Research* 10, 345–379.

Osei, Kofi A. (2002). “Asset pricing and information efficiency of the Ghana Stock Market”.

Ott, R. L., e Longnecker, M. (2001). “An introduction to statistical methods and data analysis” (5th ed.). USA: Duxbury.

Ott, R. e Longnecker, M. (2010). “An introduction to statistical methods and data analysis” (6th ed.). USA: Brooks/Cole.

Papaioannou, G., Travlos, N. e Tsangarakis, N. (2000). “Valuation Effects of Greek Stock Dividend Distribution”, *European Financial Management*, 6, 4, pp. 515-531.

Patell, S. A. (1991). “Intra-day bid-ask spreads surrounding earnings announcements and information asymmetry”, Ph.D. dissertation, University of Pennsylvania.

Pellicer, M. e W. Rees. (1999). “Regularities in the Equity Price Response to Earnings Announcements in Spain”, *European Accounting Review*, Vol. 8, N°4, pp. 585-607.

Pereira, P. (2009). “Momentum and Contrarian Strategies in the Portuguese Stock Market”, Lisboa: ISCTE Business School, Master Dissertation in Finance.

Peterson, P.P. (1989). “Event studies: A review of issues and methodology”, *Quarterly Journal of Business and Economics* 28(3), 36–66.

Pettit, R. (1972). “Dividend announcements, security performance, and capital market efficiency”, *Journal of Finance*, Volume 27.

Pinto, I. (2003). “O Impacto da Divulgação dos Factos Relevantes no Mercado de Capitais Português”, Tese de Mestrado, ISCTE - Instituto Superior de Ciências do Trabalho e da Empresa.

Plenborg, T. (1998). “A comparison of the information content of US and Danish earnings”, *European Accounting Review*, 7(1): 41—63.

Poon, S.H. (1996). “Persistence and mean reversion in UK stock returns”. *European Financial Management* 2(2), 169-196.

Pope, P. e Inyangete, C. G. (1992). “Differential information, the variability of UK stock returns, and earnings announcements” *Journal of Business Finance & Accounting* Vol. 19 No. 4 pp: 603—23.

Pronk, M. (2001). “The impact of intraday timing of earnings announcements on market liquidity”, Working Paper, Tilburg University

Regúlez, M. e Zarraga, A. (2002). “Common features between stock returns and trading volume”. *Applied Financial Economics*, Vol. 12. No.12, pp. 885-893.

Ripington, F. A., e Taffler, R. J. (1995). “The information content of firm financial disclosures”. *Journal of Business Finance and Accounting*, 22(3), 345-362.

Rogalski, R. J. (1984). “New findings regarding day-of-the-week returns over trading and nontrading periods: a note”, *Journal of Finance* 39, 1603–1614.

Rozeff, M., Kinney, W. (1976). “Capital market seasonality: the case of stock returns”. *Journal of Financial Economics* 3, 379–402.

Ryoo, H.-J., e Smith. G. (2002). “Korean Stock Prices under Price Limits: Variance Ratio Tests of Random Walks” *Applied Financial Economics*, 12, 475-484.

Schwert, G. W. (1981). “Using Financial Data to Measure Effects of Regulation,” *J. Law Econ.*, Apr. 1981, 24(1), pp. 121–58.

Serra, A. P. (2002). “Event study tests: a brief survey”. Working Paper N° 117, Faculdade de Economia do Porto.

Sheskin, D. (2003). “Handbook of parametric and nonparametric statistical procedures” (3rd ed.). Washington, DC: Press Company.

Siegel, J. J. (2002). “Stocks for the Long Run”. Third Edition. New York: McGraw-Hill.

Smirlock, M. e Starks, L. (1983). “Day of the week and intraday effects in stock returns”, *Journal of Financial Economics* 17, 197–210.

Sponholtz, C. (2004). “The Information Content of Earnings Announcements in Denmark.”

Sponholtz, C. (2005). “Separating the Stock Market's Reaction to Simultaneous Dividend and Earnings Announcements.”

Sponholtz, C. (2008). “The information content of earnings announcements in Denmark”, *International Journal of Managerial Finance*, 4(1): 4–36.

Smith, G., Jefferis, K., e Ryoo, H.J. (2002). “African stock markets: Multiple variance ratio tests of random walks”. *Applied Financial Economics* 12(4), 475-484.

Soares, J. e Serra, A. (2005). “Overreaction and Underreaction: Evidence for the Portu-guese stock market”, *Cadernos de Valores Mobiliários* 22, Faculdade de Economia da Universidade do Porto, March.

Starcevic, A. e Rodgers, T. (2011). “Market Efficiency within the German Stock Market: A comparative Study of the Relative Efficiencies of the DAX, MDAX, SDAX and ASE Indices”, *International Econometric Review*, Vol.3(1), pp.25-37, ISSN: 1308-8793.

Rubin, E. e Rubin, A. (2007). “The impact of business intelligence systems on stock return volatility”. November 30, 2007.

Subramani M. e Walden E. (2001). “The impact of E-commerce announcements on the market value of firms”, *information systems research*. *Inf Syst Res* 2001;12(2):135–54.

Urrutia, J.L. (1995). “Tests of random walk and market efficiency for Latin American emerging markets”. *Journal of Financial Research* 18(3), 299-309.

Van Dijk, D., Teräsvirta, T. e Franses, Philip H. (2000). “Smooth Transition Autoregressive Models - A Survey of Recent Developments”, Working Paper Series in Economics and Finance 380, Stockholm School of Economics, revised 17 Jan 2001.

Vasco, J.. (2011). “Teste de eficiência semiforte do PSI20 no período 2008-2010”.

Vazakidis, A e Athianos, S. (2011).”Do Dividend Announcements Affect The Stock Prices in The Greek Stock Market?”

Venkatesh, P. e Chiang, R. (1986). “Information Asymmetry and the Dealer’s Bid-Ask Spread: A Case Study of Earnings and Dividend Announcements”, Journal of Finance 41, 1089-1102.

Vieira, E. e Raposo, C. R. (2007). “The Effect of Firm-Specific Factors on the Market Reaction to Dividend Change Announcements: New Evidence from Europe”.

Voit, J. (2001). “The Statistical Mechanics of Financial Markets”. Berlin: Springer.

Wachtel, Sidney. (1942). “Certain Observations on Seasonal Movements in Stock Prices”, The Journal of Business, University of Chicago Press, vol. 15, pages 184.

Walter, J.E. (1956). “Dividend Policies and Common Stock Prices”. Journal of Finance. March 1956.

Wilcoxon, F. (1945). “Individual comparisons by ranking methods”. Biometrics Bulletin, 6(1), 80-83.

Worthington, A. e Higgs, H. (2003). “Tests of random walks and market efficiency in Latin American stock markets: An empirical note”, School of Economics and

Finance Discussion Papers and Working Papers Series 157, School of Economics and Finance, Queensland University of Technology.

Yohn, T. (1998). "Information asymmetry around earnings announcements." *Review of Quantitative Finance and Accounting*. 11: 165-182.

Zychowicz, E.J., Binbasioglu, M., e Kazancioglu, N. (1995). "The behaviour of prices on the Istanbul stock exchange". *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 5(4), 61-71.