

I. S. E. G.
Biblioteca
HG 5589.5.P67.M38
2007

RECEBIDO



UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA
INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO

MESTRADO EM FINANÇAS

**O IMPACTO DOS FACTOS RELEVANTES NA VOLATILIDADE
DOS TÍTULOS DO PSI-20**

Maria Cristiana Maia Valente de Matos

ORIENTAÇÃO: Professor Doutor João Duque

CO-ORIENTAÇÃO: Mestre Inês Pinto

CONSTITUIÇÃO DO JÚRI:

Presidente

João Luís Correia Duque, professor catedrático do Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa

Vogais

Doutor Carlos Francisco Ferreira Alves, professor auxiliar da Faculdade de Economia da Universidade do Porto

Doutor João Carlos Henriques da Costa Nicolau, professor auxiliar com agregação do Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa

Mestre Inês Maria Galvão Teles Ferreira Fonseca Pinto, assistente do Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa

Maio/2007

LISTA DE ABREVIATURAS

CMVM - Comissão do Mercado de Valores Mobiliários

GARCH - *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*

ARCH - *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*

Teste BFL- Teste Brown-Forsythe (modified Levene)

LISTA DE VARIÁVEIS

R_t - Rendibilidade no período t

P_t - Preço no período t

σ_t^2 - Variância no período t

u_t - Resíduos no período t



O IMPACTO DOS FACTOS RELEVANTES NA VOLATILIDADE DOS TÍTULOS DO PSI-20

Maria Cristiana Maia Valente de Matos

Mestrado em: Finanças

Orientador: Professor Doutor João Duque

Co-Orientador: Mestre Inês Pinto

Provas concluídas em:

RESUMO

Este estudo pretende analisar o efeito dos factos relevantes na volatilidade dos retornos diários das empresas pertencentes ao índice PSI-20, durante o período compreendido entre 01/01/2000 e 30/12/2005.

Com o objectivo de testar a hipótese de existência de diferenças significativas no comportamento da volatilidade entre o período anterior e posterior ao primeiro dia em que os factos relevantes podem ter impacto no mercado, aplicam-se dois testes de igualdade de variâncias (o teste F e o teste Brown-Forsythe (modified Levene)) e o modelo GARCH (1,1) com quatro variáveis *dummies*, considerando-se janelas de acontecimento com diferentes dimensões e a divisão da informação em “Boas Notícias” e “Más Notícias”.

Apesar de se encontrar evidência de algum impacto dos factos relevantes na volatilidade diária das acções através da realização do teste F clássico, este efeito torna-se reduzido quando se considera o teste Brown-Forsythe (modified Levene) e o modelo de heterocedasticidade condicional. Privilegia-se o resultado encontrado através do modelo GARCH (1,1), atendendo a que os pressupostos assumidos pelos testes de igualdade de variâncias não se verificam no caso das séries financeiras. Em qualquer uma das metodologias aplicadas, a redução do número de dias incluídos na janela de observação não permite aumentar os casos de relevância das notícias em termos de volatilidade.

Adicionalmente, conclui-se que os factos relevantes não constituem uma variável explicativa da volatilidade verificada no dia em que os mesmos são divulgados, através de um modelo GARCH (1,1) com duas variáveis *dummies* (“Boas Notícias” e “Más Notícias”).

Palavras-Chave: Mercado de capitais; Estudos de acontecimento; Factos relevantes; Volatilidade; Teste Brown-Forsythe (modified Levene); Modelo GARCH.

Classificação JEL: G14; G18

THE IMPACT OF THE SO CALLED “PRICE SENSITIVE EVENTS” ON THE PSI-20 STOCKS VOLATILITY

Maria Cristiana Maia Valente de Matos

Master in: Finance

Supervisor: Professor Doutor João Duque

Co-Supervisor: Mestre Inês Pinto

ABSTRACT

This study focuses on analyzing the so called “price sensitive events” effects on the daily return volatility for the PSI-20 stocks, during the period between 2000 and 2005.

In order to test the existence of significantly different volatilities between the event *ex-ante* and *ex-post* periods, for both good and bad news, three methods were used: F-test and Brown-Forsythe (modified Levene) test for the equality of the variances and GARCH (1, 1) model with four dummies variables, considering different event windows.

Though, when the F-test for the equality of the variances is used, evidence exists in support of some relevance of “price sensitive events”, this relevance is almost non existing when Brown-Forsythe (modified Levene) test and GARCH model are used. The result of the conditional heteroskedasticity model must prevail against the other results, because F-test and Brown-Forsythe (modified Levene) test rely on assumptions that shouldn't be taken when dealing with financial series. The reduction of the event window width didn't result in an increase in the overall relevance of these events in either methodology.

Finally, with a GARCH (1, 1) model containing two dummies variables (Good and Bad News) for “price sensitive events” ' disclosure day, this study tries to find if these variables explain those days' volatility. The finding, once again, was that these variables do not explain volatility on those event days.

Keywords: Capital markets; Event Studies; Price sensitive events; Volatility; Brown-Forsythe (modified Levene) test; GARCH Model

JEL Classification: G14; G18

ÍNDICE

1. INTRODUÇÃO	8
2. REVISÃO DA LITERATURA	11
2.1. Metodologia clássica e respectivas críticas	11
2.2. Impacto de acontecimentos na volatilidade	14
2.3. Factos Relevantes	16
3. DADOS	19
4. METODOLOGIA	22
4.1. Testes de igualdade de variâncias	22
4.1.1. Teste F	22
4.1.2. Teste Brown-Forsythe (modified Levene)	23
4.2. Modelo GARCH (1,1)	24
4.2.1. Enquadramento da metodologia	24
4.2.2. Análise das séries dos retornos	26
4.2.3. Modelação da média condicional e teste ARCH	26
4.2.4. Modelo GARCH (1,1)	27
4.2.5. Testes estatísticos	29
4.2.5.1. Teste A	29
4.2.5.2. Teste B	30
5. RESULTADOS EMPÍRICOS	31
5.1. Testes de igualdade de variâncias	31
5.1.1. Teste F	31
5.1.2. Teste Brown-Forsythe (modified Levene)	32
5.2. Modelo GARCH (1,1)	34
5.2.1. Teste A	34
5.2.2. Teste B	35
5.3. Comparação de metodologias	36
6. CONCLUSÃO	38
BIBLIOGRAFIA	40
ANEXOS	45

LISTA DE QUADROS

Quadro 1- Análise das Séries dos Retornos	26
Quadro 2- Casos de Alteração de Volatilidade- Teste F	31
Quadro 3- Casos de Alteração de Volatilidade- Teste BFL	33
Quadro 4- Casos de Alteração de Volatilidade- GARCH (1,1)	34



AGRADECIMENTOS

Agradeço a todos os que, directa e indirectamente, contribuíram para a realização deste trabalho e em especial...

Aos meus orientadores Professores João Duque e Inês Pinto pelo acompanhamento, sugestões e conhecimentos transmitidos.

Ao Professor João Nicolau pela disponibilidade para o esclarecimento de questões respeitantes à metodologia aplicada.

À Fundação para a Ciência e a Tecnologia por me ter possibilitado a realização do Mestrado.

Aos meus pais pela constante preocupação e compreensão.

Ao Ricardo, para quem não existem palavras possíveis para agradecer todo o apoio e motivação.

1. INTRODUÇÃO

A confiança dos investidores é essencial para o desenvolvimento do mercado de capitais, por isso o conhecimento da situação das empresas emittentes e das suas perspectivas futuras deverá ser completo, actual, objectivo e claro, contribuindo para a redução do risco de utilização de informação privilegiada e, conseqüentemente, para a transparência do mercado. Para além da disponibilização de informação periódica (documentos de prestação de contas), é necessário que as entidades emittentes informem a todo o momento os agentes acerca dos factos relevantes que possam vir a influir de forma significativa no valor dos seus investimentos ou na decisão de (des) investir.

No âmbito do mercado de valores mobiliários português, cabe à Comissão do Mercado de Valores Mobiliários (CMVM), na qualidade de entidade que regula e supervisiona este mercado, impor um dever de informação sobre factos relevantes a cargo dos emittentes de acções, no sentido de concretizar um dos seus objectivos prioritários de actuação que é a protecção dos investidores. Deste modo, de acordo com o Artigo 248º do Código dos Valores Mobiliários (CVM), *“As sociedades emittentes de acções admitidas à negociação informam imediatamente o público sobre quaisquer factos ocorridos na sua esfera de actividade que não sejam do conhecimento público e que, devido à sua incidência sobre a situação patrimonial ou financeira ou sobre o andamento normal dos seus negócios, sejam susceptíveis de influir de maneira relevante no preço das acções”*.

Assim sendo, os factos relevantes devem ser imediatamente comunicados à CMVM, que promove a sua divulgação através do sistema de difusão de informação (desde o ano de 2000), e à entidade gestora da bolsa, antes do recurso a qualquer outro meio de divulgação. O sistema de difusão está acessível no sítio da CMVM na *Internet* (www.cmvm.pt), que é o meio privilegiado pelo regulador para assegurar a eficiência, a equidade, a segurança e a transparência do mercado, permitindo o acesso simultâneo à informação pela generalidade dos investidores.

O objectivo da presente dissertação consiste em verificar se as notícias classificadas como factos relevantes tiveram influência na volatilidade diária dos preços das acções das empresas pertencentes ao índice PSI-20, durante o período compreendido entre 01/01/2000 e 30/12/2005.

Ao contrário do que acontece em muitos dos estudos que analisam o impacto da informação no mercado de capitais, este trabalho ocupa-se do efeito dos factos relevantes em termos de volatilidade e não de rendibilidade das acções, tendo em consideração a importância que esta variável assume a diferentes níveis.

Por um lado, a volatilidade dos activos financeiros é uma variável fundamental na análise do risco de mercado e na construção de *portfolios* dinâmicos. Por outro lado, um mercado accionista volátil encontra-se associado a instabilidade, podendo afectar negativamente a economia, constituindo uma barreira ao investimento, sendo, por isso, também, uma preocupação dos responsáveis políticos. Finalmente, é uma área de investigação em desenvolvimento, nomeadamente ao nível dos modelos de valorização de opções e dos modelos econométricos de previsão da volatilidade.

Procurando testar a hipótese da igualdade (ou não) do comportamento desta variável entre períodos anteriores e posteriores à divulgação dos factos relevantes, aplicam-se três metodologias distintas: o teste F e o teste Brown-Forsythe (modified Levene) (Teste BFL) de igualdade de variâncias, e o modelo GARCH (1,1) - *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* - com quatro variáveis *dummies*. Privilegiam-se os resultados encontrados através desta última metodologia, uma vez que as hipóteses subjacentes a este modelo, nomeadamente a volatilidade não constante ao longo do tempo, se adaptam melhor ao caso das séries financeiras.

Saliente-se que uma das explicações para a volatilidade não constante relaciona esta variável com a chegada de informação ao mercado, mais concretamente, quando esta é reduzida e pouco relevante, os mercados tenderão a apresentar baixa volatilidade, pelo contrário, quando a informação é intensa e relevante, poderão ocorrer períodos de forte volatilidade.

Através da realização do teste F de igualdade de variâncias conclui-se que os factos relevantes têm algum impacto na volatilidade diária dos títulos. Contudo, ao aplicar-se o teste BFL, mais robusto na análise de dados que não seguem uma distribuição normal, e o modelo GARCH (1,1), mais apropriado às características das séries financeiras, o impacto da divulgação da informação na variável em estudo torna-se reduzido. Tendo em consideração qualquer uma das três metodologias, a diminuição do número de dias incluídos na janela de observação não permite encontrar mais casos de relevância das notícias em termos de volatilidade.

Adicionalmente, através de um modelo GARCH (1,1) com duas variáveis *dummies*, averigua-se se este tipo de notícias provoca algum efeito significativo na variabilidade dos preços do dia em que os factos são conhecidos pelo mercado, concluindo-se que estes não são uma variável explicativa da volatilidade verificada nesse dia.

Relativamente à organização do trabalho, começa-se por realizar a revisão da literatura no capítulo 2, procedendo-se à descrição dos dados utilizados no capítulo 3. Segue-se, no capítulo 4, a exposição das metodologias aplicadas e apresentam-se, no capítulo 5, os resultados empíricos obtidos. Por fim, no capítulo 6, sintetizam-se as principais conclusões do trabalho, identificando, também, algumas das suas limitações, bem como possíveis ideias para investigação futura.

2. REVISÃO DA LITERATURA

De acordo com Ederington e Lee (1993), a velocidade com que o mercado se ajusta a um acontecimento, mais concretamente, a uma nova informação, encontra-se relacionada com a eficiência do mercado e com a persistência da volatilidade.

Relativamente à eficiência do mercado, muitos estudos já confirmaram que os preços reflectem rapidamente a informação pública relevante, tal como Fama, Fisher, Jensen e Roll (1969) que concluem que o mercado é eficiente na forma semi-forte (definida em Fama, 1970).

No que respeita à volatilidade, Ederington e Lee (1993) referem que mesmo que os preços se ajustem imediatamente, a volatilidade pode manter-se alta durante algum tempo após o anúncio de uma informação. Citando o trabalho de Patell e Wolfson (1984) que analisa o ajustamento intra-diário dos preços das acções a anúncios de resultados e dividendos, conclui-se que apesar das rendibilidades anormais desaparecerem ao fim de 5-10 minutos, a variância mantém-se alta durante várias horas ou até ao dia seguinte.

A área de investigação que se tem dedicado à análise do efeito de um determinado acontecimento em variáveis como a rendibilidade e a volatilidade é conhecida por *event studies* (estudos de acontecimento).

2.1. Metodologia clássica e respectivas críticas

Ao contrário do que acontece com este trabalho que tem como principal objectivo analisar o impacto dos factos relevantes na volatilidade das acções, a maioria dos *event studies* têm vindo a debruçar-se sobre o impacto de um evento na rendibilidade dos títulos, através da metodologia clássica de estudos de acontecimento. No entanto, esta metodologia tem sido criticada por alguns autores, uma vez que assenta em pressupostos que, em muitos casos, não se aplicam aos dados de séries financeiras.

Baseando-se numa amostra de 56 empresas que pertenceram ao índice *Financial Times Stock Exchange 100* (FT-SE 100) durante o período compreendido entre Janeiro de 1984 e Dezembro de 1993, Coutts, Mills e Roberts (1995) concluem que as hipóteses assumidas no modelo de mercado não se verificam na maior parte dos casos. Dois terços das regressões apresentam evidência de correlação dos resíduos, enquanto um terço das mesmas apresentam heterocedasticidade e não linearidade. No que respeita à normalidade, apenas em duas

das 56 empresas foi possível aceitar a hipótese de normalidade, com um nível de significância de 5%. Os autores alertam para o facto da existência de correlação ou de heterocedasticidade dos resíduos tornarem os parâmetros estimados ineficientes e a sua não normalidade poder comprometer a inferência estatística.

Assim, os autores referem que nem sempre os dados financeiros respeitam as hipóteses subjacentes (resíduos independentes e identicamente distribuídos, com distribuição normal e variância constante) ao modelo utilizado para estimar a rendibilidade esperada, pelo que os resultados devem ser considerados com algum cepticismo.

O estudo de Ross (1989) mostra, ainda, que aumentos na rendibilidade anormal podem aumentar a variância residual das rendibilidades das acções (efeito variância), em vez do seu valor médio (efeito rendimento). Deste modo, se não se tiver em conta possíveis aumentos da variância residual, pode interpretar-se, incorrectamente, uma aparente reacção do preço das acções como sendo um efeito rendimento, quando, na realidade, não existe efeito rendimento, mas sim um efeito forte da variância.

O modelo de mercado assume, também, a hipótese do risco sistemático invariável no tempo. Contudo, Collins, Ledolter e Rayburn (1987) e Brooks, Faff e Lee (1995) sugerem que este pressuposto não é válido. Reyes (1999) refere que os *event studies* que ignoram a heterocedasticidade condicional podem enviesar o risco sistemático das pequenas e médias empresas.

No sentido de ultrapassar as limitações acima referidas, diversos estudos têm introduzido alterações à metodologia clássica, nomeadamente através da incorporação do efeito ARCH- *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*.

Rad e Corhay (1996) e Kryzanowski e Zhang (1993) referem que as rendibilidades anormais acumuladas baseadas no estimador dos mínimos quadrados tendem a ser mais altas do que as obtidas através do GARCH. Os autores mencionam, também, que as rendibilidades anormais estatisticamente significativas obtidas pelo primeiro método são, muitas vezes, estatisticamente não diferentes de zero, quando a variação temporal da variância condicional é adequadamente modelada. Deste modo, os testes que ignoram a presença de heterocedasticidade podem ser enviesados e conduzir a conclusões falsas.

Os resultados encontrados nos dois anteriores estudos são consistentes com o trabalho de Hahn e Reyes (2004). Estes autores analisam a reacção do mercado de capitais americano a anúncios de despedimento (nos quais mais de 1000 trabalhadores são afectados), originados por uma baixa procura ou por uma reestruturação, recorrendo a um modelo de mercado com uma variável *dummy* e comparando os resultados obtidos, aplicando o estimador dos mínimos quadrados *versus* GARCH exponencial (EGARCH) e o índice de mercado ponderado pelo valor (*value-weighted-VW*) *versus* o índice de mercado igualmente ponderado (*equally weighted- EW*).

Hahn e Reyes (2004) verificam que o mercado reage negativamente aos despedimentos originados por uma baixa procura e positivamente aos despedimentos provocados por uma reestruturação, na data do anúncio. Trata-se de um resultado encontrado independentemente do índice de mercado utilizado ou do método empregue na estimação dos parâmetros, embora os resultados empíricos indiquem que a aplicação do EGARCH/VW tende a gerar resultados de teste estatisticamente menos significativos e rendibilidades anormais mais pequenas. Assim sendo, também estes autores alertam para a necessidade dos estudos de acontecimento terem em conta a variação temporal da volatilidade dos retornos e referem, ainda, que ignorar esta questão pode implicar inferências incorrectas.

O estudo de Brockett, Chen e Garven (1999) sugere que a aplicação da metodologia clássica dos *event studies*, sem analisar o comportamento da rendibilidade das acções tendo em consideração um beta estocástico e o efeito GARCH, pode originar conclusões inapropriadas. Através do desenvolvimento de um modelo de mercado dinâmico, concluem que apenas quatro das 52 empresas estudadas apresentam uma reacção negativa significativa dos preços à entrada em vigor da “*California's Proposition 103*” (que exigiu alterações substanciais na forma como o mercado dos seguros automóveis deveria ser regulado na Califórnia), resultado que contrasta com o que foi obtido no estudo de Fields et al. (1990), que não incorporou o efeito ARCH.

Wang (2000) refere que, apesar de muitos estudos em finanças defenderem que os pressupostos clássicos do modelo de mercado (variância condicional do resíduo constante e não correlacionada ao longo do tempo)

parecem não ser válidos, o modelo de mercado ajustado apenas pode ser valorizado se os efeitos GARCH dominarem a estrutura dos retornos da amostra estudada.

Bollerslev, Chou e Kroner (1992) referem que muitos investigadores em finanças têm reconhecido a forte dependência temporal da variância, aplicando a metodologia ARCH no contexto dos estudos de acontecimento. Citam, assim, alguns trabalhos efectuados com esta metodologia, a saber, Connolly e McMillan (1988) (alterações da estrutura de capital), Poon (1988) (*stock splits*) e De Jong, Kemna e Kloeck (1990) (efeito da maturidade das opções).

2.2. Impacto de acontecimentos na volatilidade

Segue-se, agora, alguma literatura que analisa o efeito de eventos na volatilidade do preço dos respectivos títulos, ou seja, na variável objecto de análise do presente trabalho.

Bae e Jo (1999) estudam se os anúncios de “emissão de direitos” provocam alterações na volatilidade dos preços da acção subjacente, recorrendo à variância dos retornos diários como medida dessa variável. Através de uma amostra de 168 “emissões de direitos”, efectuadas entre 1968 e 1995 e divulgadas no “*Moody’s Dividend Record*”, os autores concluem que a volatilidade diminui desde o período antes do anúncio (30 dias) até ao período após o vencimento da “emissão de direitos” (30 dias). Referem que uma possível explicação para esta redução está relacionada com o facto dos investidores melhorarem a sua capacidade em incorporar as implicações da nova informação relevante na formação dos preços dos activos subjacentes.

Batchelor e Orakcioglu (2003) analisam a volatilidade dos preços das 20 acções mais importantes negociadas na *Istanbul Stock Exchange*, nas semanas antes e depois do pagamento de dividendos, de Janeiro de 1990 a Dezembro de 1994, aplicando um processo GARCH (1,1), com variáveis *dummies*, tendo em consideração a não probabilidade de verificação das hipóteses que suportam uma inferência baseada no estimador dos mínimos quadrados, em muitas das amostras dos *event studies*.

Relativamente aos dividendos pagos em acções, apesar de parecer que os preços dos títulos aumentam antecipadamente ao pagamento dos respectivos dividendos, os autores concluem que este efeito se torna estatisticamente insignificante quando consideram a heterocedasticidade, resultado consistente com o

encontrado por Aydogan e Muradoglu (1998). Encontram, também, evidência de que a volatilidade aumenta depois do pagamento dos dividendos, devido à persistência que se verifica após movimentos de preços excepcionalmente fortes à volta do “*ex-dividend day*”. Por outro lado, no caso dos dividendos pagos em dinheiro, Batchelor e Orakcioglu (2003) verificam que o aumento/redução real dos dividendos provoca um aumento/redução dos preços depois da data do seu pagamento, em vez de após a data do respectivo anúncio.

Por sua vez, Arab, Sedrine e Karaa (2004) analisam a reacção do mercado à divulgação de anúncios de dividendos numa Assembleia Geral (ordinária), através de um modelo GARCH (1,1), para as acções cotadas na *Tunisian Stock Exchange*, entre 1998 e 2001. Dos 124 eventos estudados, os autores identificam 44 casos segundo os quais o anúncio de dividendos tem sido seguido por uma alteração significativa na volatilidade dos preços das acções, sendo que 80,2% destes casos provocam uma redução da volatilidade. Por outro lado, constataam, ainda, que os preços reagem positivamente a um aumento do pagamento de dividendos.

Um estudo sobre o mercado de capitais português foi efectuado por Duque e Fazenda (2003), onde analisam as suspensões de negociação de acções, utilizando uma amostra de 54 acções cuja negociação foi suspensa (por horas ou dias) durante o período de 1992 a 1999. No sentido de comparar as diferenças verificadas nos preços em torno das suspensões de negociação, os autores analisam o comportamento da volatilidade, através de duas metodologias distintas: testes F de igualdade de variâncias (em que a variável em estudo é calculada através do estimador clássico, ou seja, do desvio-padrão) e modelo GARCH (1,1) com variáveis *dummies*. Esta última metodologia parece constituir um instrumento mais robusto para encontrar alterações no comportamento da volatilidade que justifiquem a intervenção das autoridades de supervisão, principalmente nos últimos anos da amostra.

Em geral, Duque e Fazenda (2003) não conseguem encontrar sinais consistentes de um aumento da volatilidade depois das suspensões de negociação, no entanto observam variações da volatilidade, através das duas metodologias aplicadas. Concluem, ainda, que as autoridades de supervisão têm uma maior capacidade em detectar alterações dominantes da volatilidade do que variações de muito curto prazo (a justificação para suspender a negociação aumenta com o número de dias que compõem a janela de acontecimento) e que a sua

capacidade em termos de oportunidade das suspensões de negociação tem melhorado, embora o *timing* não seja o mais adequado.

2.3. Factos Relevantes

Relativamente aos *event studies* que analisam factos relevantes em geral, importa referir que os mesmos tratam do efeito destes acontecimentos, essencialmente, na rendibilidade das acções e não na volatilidade dos respectivos preços, razão pela qual se justifica o presente trabalho, a fim de verificar se, em termos de volatilidade, o mercado reconhece este tipo de informação. Assim, destacam-se quatro estudos existentes que se ocupam da análise da rendibilidade, dois dos quais referentes ao mercado de capitais português.

Carter e Soo (1999) avaliam a importância do preenchimento do formulário 8-K exigido pela *Securities and Exchange Commission* dos EUA, no prazo de 5 a 15 dias após a ocorrência de um evento considerado relevante, através da análise dos formulários preenchidos durante o ano de 2003. Verificam que o preenchimento atempado é o factor que mais contribui para uma reacção significativa do mercado, sugerindo que quanto mais cedo for efectuado o preenchimento, maior será o carácter informativo do 8-K.

Acresce, ainda, que os resultados em torno da data de preenchimento do formulário evidenciam rendibilidades anormais no período -5 a +1, ocorrendo a maior variação no dia -1. Assim sendo, os autores concluem que a resposta do mercado ao preenchimento do formulário é reduzida, atendendo a que os resultados sugerem que o ajustamento dos preços ocorre geralmente antes da divulgação do formulário, evidenciando a existência de outro tipo de informação divulgada mais atempadamente.

Muntermann e Güttler (2005) analisam, através do modelo de mercado, os efeitos dos factos relevantes, publicados no *German Securities Trading Law*, no preço intra diário das acções e na quantidade de acções transaccionadas, no período compreendido entre 01/08/2003 e 31/08/2004. Deste modo, observam uma rendibilidade e um volume de transacções anormais depois da divulgação de informação, não existindo evidência de reacções anormais destas duas variáveis, antes dos anúncios. Verificam, ainda, que o processo de ajustamento dos preços fica completo ao fim de 10 transacções ou 90 minutos, sendo o ajustamento do volume de transacções mais lento.

Wilton (2002) procura analisar o impacto da divulgação de resultados durante o ano de 2002 por parte de 30 empresas cotadas no mercado de capitais português, com o objectivo de avaliar se a divulgação desta informação foi correctamente tratada e classificada.

O autor observa que as 20 sociedades que integram o índice PSI-20 apresentaram uma alteração significativa do preço em 21,25% das situações analisadas, divulgando os resultados como facto relevante em apenas 5%, sendo estes valores de 44,7% e 15%, respectivamente, para as outras 10 sociedades não pertencentes ao índice. Deste modo, sugere que as sociedades tendem a subestimar a relevância dos resultados, não classificando esta informação como facto relevante, mas sim como “outra comunicação”. No entanto, Wilton (2002) alerta para o facto dos ensaios de hipóteses assumirem a normalidade das distribuições, o que constitui uma limitação da sua análise.

Com o objectivo de concluir acerca da eficiência semi-forte do mercado de acções português, Duque e Pinto (2004) testam as hipóteses de existência de uma rendibilidade e de um volume anormais em torno do dia da divulgação de um facto relevante por parte das empresas cotadas entre 01/01/2000 e 31/01/2002, através da aplicação da metodologia clássica dos *event studies*.

Duque e Pinto (2004) concluem não apenas que a divulgação deste tipo de acontecimento é relevante para o mercado, como também que esta informação é incorporada eficientemente no preço das acções. Apesar de existirem evidências de que em determinadas situações poderá existir um ajustamento do preço anterior à divulgação do facto, os autores salientam o papel desempenhado pelo sistema de difusão de informação da CMVM que, ao criar um sistema cujo acesso é realizado em simultâneo pela generalidade dos investidores, contribuiu positivamente para a transparência dos mercados.

Contudo, chamam a atenção para o facto destas conclusões deverem ser analisadas com alguma prudência, uma vez que os resultados apresentados estão condicionados à eficácia do modelo que permitiu estimar a rendibilidade e o volume de transacções esperados. O modelo de mercado aplicado assume pressupostos tais como a normalidade e a homocedasticidade dos resíduos, que nem sempre se verificam nas séries financeiras.

O objectivo da presente dissertação é, assim, verificar se os factos relevantes também provocam algum impacto significativo na volatilidade diária dos preços das acções.

Este trabalho contribui positivamente para a literatura existente, não só porque analisa o efeito da informação na variável volatilidade como, também, porque procura comparar diversas metodologias aplicadas nos estudos de acontecimento, privilegiando a metodologia GARCH que assume volatilidade não constante ao longo do tempo, não existindo hipóteses quanto à independência e à distribuição das rendibilidades dos títulos.

3. DADOS

Atendendo a que os meios de difusão electrónica permitem uma maior acessibilidade a todos os potenciais destinatários de informação relevante, a divulgação no sítio que a CMVM dispõe na *Internet* passou a ser o meio prioritário de disseminação de factos relevantes a partir do ano de 2000.

Deste modo, uma vez que os factos relevantes começaram a ser divulgados através do sítio da *Internet* da CMVM apenas a partir do ano de 2000, o período escolhido para o presente estudo é compreendido entre 01/01/2000 e 30/12/2005.

No que respeita às empresas analisadas, opta-se por estudar apenas as 20 empresas que em 30/12/2005 pertencem ao índice de acções PSI-20, listadas no Anexo 1, na medida em que é o índice português de referência e reflecte a evolução dos preços das 20 maiores e mais líquidas acções seleccionadas no universo das empresas cotadas no *Eurolist by Euronext Lisbon*. Através do Anexo 2, pode analisar-se a capitalização bolsista das 20 empresas do PSI-20, à data de 30/12/2005, que representam cerca de 89% da capitalização bolsista total das acções nacionais.

No que respeita às cotações das empresas, retiram-se da base de dados *Dathis*, produzida pela *Euronext Lisbon*, os preços diários de fecho ajustados aos dividendos, *stock splits* e outros eventos com efeito nas cotações.

Atendendo a que os retornos são mais fáceis de modelar do que os preços das acções (P_t é um processo não estacionário), trabalha-se com a série dos respectivos retornos contínuos, para cada empresa:

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

onde R_t representa a taxa de rendibilidade instantânea diária no dia t , P_t representa o preço de fecho no dia t e P_{t-1} representa o preço de fecho no dia $t-1$.

Na sequência de uma primeira análise às séries dos retornos, identifica-se, nas empresas BES, Cofina e Reditus, um valor que se destaca dos demais, sendo o seu desvio em relação à média, pelo menos, 20 vezes

superior ao desvio-padrão da respectiva série. Deste modo, considera-se, cada uma dessas observações, um “outlier”, eliminando-se da amostra.

Procede-se, também, ao levantamento dos factos relevantes publicados no sistema de difusão de informação da CMVM pelas 20 empresas, através do seu sítio na *Internet*, a saber, <http://web3.cmvm.pt/sdi2004/emitentes>, tendo sido recolhidos 962 factos relevantes, que foram reduzidos para 880 eventos, considerando-se como um único facto os acontecimentos que ocorreram no mesmo dia.

Assim sendo, no presente trabalho, o acontecimento em estudo é a divulgação de factos relevantes, através do sistema de difusão de informação da CMVM, por parte das empresas constituintes do PSI-20.

Estando, actualmente, acessíveis as horas às quais os factos relevantes foram divulgados no sistema da CMVM e com o objectivo da data de ocorrência do acontecimento (dia (0)) representar o primeiro dia em que a notícia poderá ter impacto no mercado, caso a notícia seja divulgada após o encerramento do mercado (16h30), não se considera como dia (0) o dia em que o facto relevante fica disponível no sistema, mas sim, a data seguinte.

De acordo com as classificações apresentadas nos trabalhos de Thompson, Olsen e Dietrich (1987) e Pritamani e Singal (2001), a informação publicada pode encontrar-se relacionada com anúncio dos resultados, alterações contabilísticas, mudança dos órgãos sociais, alterações na estrutura do capital (aumento de capital e distribuição de dividendos), alterações estruturais (compra e venda de participações financeiras), informação relativa à actividade operacional das empresas (acordos estratégicos ou de cooperação) e outra informação diversa não enquadrável nos pontos anteriores.

Conforme adoptado por Cristie, Corwin e Harris (2002) e Duque e Pinto (2004), classifica-se cada facto relevante em “Boa Notícia” ou “Má Notícia”, segundo o critério que a seguir se descreve:

- Se no dia (0) a taxa de rendibilidade instantânea do activo é positiva, então classifica-se o facto relevante em “Boa Notícia”;
- Se no dia (0) a taxa de rendibilidade instantânea do activo é menor ou igual a zero, então classifica-se o facto relevante em “Má Notícia”.

Tal como se verifica no Anexo 3, cerca de 29% dos 880 factos relevantes da amostra foram divulgados pela EDP e pela PT, as 2 empresas que mais factos publicaram ao longo do período em estudo. Constatou-se, ainda, que, em geral, predomina a divulgação de factos classificados como “Más Notícias” (56%), situando-se em 44% os eventos classificados como “Boas Notícias”.

No que concerne à distribuição anual da divulgação dos factos relevantes, da análise do Anexo 4, concluiu-se que, é em 2000 que se publica um maior número de factos relevantes (34% da amostra), coincidindo com o ano a partir do qual este tipo de informação começa a ser divulgada através do sítio da *Internet* da CMVM.

A partir de 2001 e até 2003, constatou-se uma tendência decrescente do número de factos relevantes publicados, verificando-se a maior redução de 2000 para 2001. A partir de 2004, assiste-se a um aumento do número de factos divulgados, tendência que continua a existir em 2005. Importa, também, referir que em qualquer um dos anos em análise, se divulgam mais “Más Notícias” do que “Boas Notícias”.



4. METODOLOGIA

4.1. Testes de igualdade de variâncias

4.1.1. Teste F

No sentido de verificar se existem diferenças significativas na variância em torno do dia do evento, começa-se por identificar os retornos incluídos na janela de observação respeitantes à totalidade dos factos relevantes da amostra, para cada uma das empresas individualmente.

Pressupondo que, todos os retornos observados nas janelas anteriores aos eventos são independentes entre si e identicamente distribuídos (isto é, obedecem a uma mesma distribuição normal, com as mesmas média e variância, que é constante) e que a totalidade dos retornos verificados nas janelas posteriores aos acontecimentos são, também, independentes entre si e identicamente distribuídos, agrupam-se os retornos identificados em duas séries distintas, a série (A) referente aos retornos observados no período anterior a todos os dia (0) e a série (D) relativa às rendibilidades verificadas no período posterior a todos os dia (0).

Seguidamente, calcula-se a variância (corrigida) de cada uma das séries do seguinte modo:

$$\sigma_A^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (R_{A,t} - \bar{R}_A)^2 \quad \sigma_D^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (R_{D,t} - \bar{R}_D)^2$$

em que,

- σ_A^2 representa a variância da totalidade dos retornos que a acção da empresa verifica na janela anterior a todos os dia (0);
- σ_D^2 representa a variância da totalidade dos retornos que a acção da empresa verifica na janela posterior a todos os dia (0);
- n corresponde ao número de factos relevantes divulgados pela empresa multiplicado pelo número de dias da janela temporal.

Finalmente, aplica-se o teste F de igualdade de variâncias em torno do dia do evento que a seguir se indica:

$$H_0: s_A^2 = s_D^2 \text{ vs } H_1: s_A^2 \neq s_D^2$$

Saliente-se que esta análise é efectuada em separado para os factos relevantes classificados como “Boa Notícia” e para os considerados “Má Notícia” e tendo em conta distintas janelas de acontecimento de 5, 4, 3, 2 e 1 dias, que é o período durante o qual se observa a evolução das rendibilidades das acções, de forma a identificar eventuais alterações significativas da volatilidade em torno do dia do evento, cuja dimensão escolhida será justificada no ponto 4.2.5.1.

Importa referir, ainda, que a inferência estatística em relação à variância, aplicando este teste clássico, não é robusta no que respeita à assumpção de normalidade, ou seja, se a distribuição implícita a cada uma das séries das rendibilidades (A e D) não for em ambas normal, então a inferência estatística efectuada ficará comprometida.

4.1.2. Teste Brown-Forsythe (modified Levene)

Com o mesmo objectivo da metodologia anterior, mas recorrendo a um teste mais robusto sob a hipótese de não normalidade da distribuição dos retornos diários, realiza-se, igualmente, o teste BFL descrito em Brown e Forsythe (1974), a fim de se verificar as mesmas hipóteses:

$$H_0: s_A^2 = s_D^2 \text{ vs } H_1: s_A^2 \neq s_D^2$$

Efectua-se este teste separadamente para as “Boas Notícias” e para as “Más Notícias” e tendo em consideração 5 diferentes janelas temporais (5, 4, 3, 2 e 1 dias), tal como aplicado no teste F.

Conover, Johnson e Johnson (1981) comparam mais de 50 métodos para testar a igualdade de variâncias e concluem que o teste BFL é um dos mais robustos e eficazes mediante a existência de desvios dos dados em relação à normalidade, tendo o mesmo sido já empregue em estudos sobre o mercado de capitais, como por exemplo o de Lockwood e Linn (1990).

Brown e Forsythe (1974) referem que, quando as distribuições subjacentes aos dados estudados não são normais, o teste F (clássico) pode conduzir a conclusões incorrectas. Mencionam, ainda, que o teste BFL

pressupõe resíduos independentes e identicamente distribuídos (com média zero e possibilidade de variância desigual).

Note-se que os testes de igualdade de variâncias realizam-se recorrendo ao programa EVIEWS 5.0.

4.2. Modelo GARCH (1,1)

4.2.1. Enquadramento da metodologia

Antes da década de 80, a maioria dos estudos em finanças empresariais centrava-se na análise da média condicional do processo em análise (propondo especificações lineares ARMA ou ARMAX, conforme descrito em Murteira, Müller e Turkmann, 1993), considerando a volatilidade constante ao longo do tempo, apesar de se tratar de uma hipótese que raramente se verificava na prática. A presença de volatilidade nas séries financeiras surge, na literatura, pela primeira vez, em Mandelbrot (1963) e posteriormente em Fama (1965).

Conforme descrito em Taylor (1986), Engle, Bollerslev e Nelson (1993) e Bollerslev, Chou e Kroner (1992), a literatura tem detectado um conjunto de características comuns que as séries financeiras (do respectivo retorno) apresentam, das quais importa salientar a *volatility clustering*, referida em Mandelbrot (1963), que constatou que grandes (pequenas) variações não ocorrem isoladamente e tendem a ser seguidas por grandes (pequenas) variações dos preços – positivas ou negativas.

O grande interesse na modelação da variância das séries temporais financeiras, desencadeou o desenvolvimento de um grande número de modelos que têm por base o decisivo modelo ARCH, sugerido por Engle (1982), no qual a variância condicional de um ARCH (q) corresponde a

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 > 0,$$

ou seja, depende dos resíduos quadrados passados.

Nos primeiros estudos era frequente considerar-se um ARCH de ordem elevada, tendo em consideração a forte dependência temporal da volatilidade (a persistência do seu comportamento), isto é, se a volatilidade é alta (baixa), então é de esperar que se mantenha alta (baixa) durante algum tempo. Contudo, quando o processo ARCH apresenta desfasamentos longos surgem problemas na estimação, nomeadamente,

dificuldades em garantir as restrições de não negatividade dos parâmetros (sem impor restrições adicionais), tendo sido apresentadas algumas soluções, das quais de destaca o modelo GARCH, sugerido por Bollerslev (1986).

Segundo este autor, quando estamos perante um ARCH de ordem elevada, o modelo GARCH é preferível, atendendo a que é parcimonioso e não perde informação mais atrasada. Este último modelo consegue incorporar duas das mais importantes propriedades dos retornos, a saber, a distribuição leptocúrtica de R_t e u_t (os retornos muito altos e muito baixos ocorrem com maior frequência do que seria de esperar se os retornos seguissem uma distribuição normal) e a *volatility clustering* anteriormente referida (esses retornos extremos aparecem de forma seguida).

De acordo com o modelo GARCH (p,q), a variância condicional corresponde a

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 + \delta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \delta_p \sigma_{t-p}^2 > 0,$$

isto é, para além de depender do quadrado dos resíduos passados, depende também dos passados da própria variância condicional.

Os estudos de Akgiray (1989) e de De Santis e Imrohorglu (1997) encontram evidência empírica de que o modelo GARCH tem fornecido uma boa descrição da variância dos retornos diários das acções.

Atendendo à boa *performance* que o modelo GARCH (1,1) apresenta na modelação do comportamento da volatilidade das rendibilidades diárias dos títulos, conforme salientado em Bollerslev (1986) e Schwert e Seguin (1990), privilegia-se esta metodologia para realizar o presente trabalho. Este foi o modelo utilizado em Batchelor e Orakcioglu (2003) e Arab, Sedrine e Karaa (2004) na análise do efeito dos anúncios de dividendos e em Duque e Fazenda (2003) no estudo das suspensões de negociação.

Contudo, procede-se, primeiro, à análise empírica das séries dos retornos e à modelação da respectiva média condicional, a fim de se averiguar a existência do efeito ARCH.

4.2.2. Análise das séries dos retornos

No Anexo 5, pode verificar-se a evolução das taxas de rendibilidade diárias das 20 empresas estudadas, ao longo do período da amostra, enquanto que no Anexo 6 observam-se os resultados da aplicação, às séries dos retornos, dos testes *Jarque-Bera*, *Dickey-Fuller* e *Ljung-Box*, os quais se encontram resumidos no Quadro 1 e se passam a descrever.

Quadro 1- Análise das Séries dos Retornos

A fim de analisar empiricamente as séries dos retornos das 20 acções estudadas, realizam-se os Testes *Jarque-Bera*, *Augmented Dickey Fuller* e *Ljung-Box*, concluindo-se, a um n.s. de 5%, pela não normalidade da distribuição das rendibilidades, pela estacionaridade na média das séries e pela existência de baixas autocorrelações dos retornos.

Características	Não normalidade	Estacionaridade na média	Não significância conjunta dos coeficientes de autocorrelação
% Empresas	100%	100%	40%

Na sequência da análise dos coeficientes de achatamento (*Kurtosis*) e de assimetria (*Skewness*), conclui-se que todas as séries temporais apresentam elevados índices de *Kurtosis*, não seguindo uma distribuição normal e, apesar de algumas séries apresentarem assimetrias positivas, aplicando-se o Teste *Jarque-Bera*, rejeita-se a normalidade de todas as séries, a um n.s. de 5%.

A fim de se verificar a existência de um processo estacionário na média (isto é, a média marginal não depende de t), efectua-se o Teste *Dickey-Fuller* (Teste ADF *for random walk with drift*), verificando-se que, para todas as séries dos retornos, se rejeita a hipótese nula de não estacionaridade, a um n.s. de 5%.

Realizando-se o Teste *Ljung-Box*, constata-se que existe forte evidência contra a hipótese nula (a um n.s. de 5%) para 60% das séries, ou seja, os coeficientes de autocorrelação parecem estatisticamente significativos. No entanto, através da análise das funções de autocorrelação dos retornos diários, conclui-se que os respectivos coeficientes são baixos para a totalidade dos títulos estudados, o que é consistente com outra característica comum das séries financeiras – as autocorrelações lineares baixas entre os retornos.

4.2.3. Modelação da média condicional e teste ARCH

Antes de se avançar para a modelação GARCH, define-se o modelo da média (condicional) para cada empresa, de forma a verificar a existência ou não do efeito ARCH nas séries dos respectivos retornos.

Deste modo, após análise da função de autocorrelação (total) -FAC e da função de autocorrelação parcial -FACP de cada série dos retornos, identificam-se para cada empresa processos média móvel -MA(q) e autoregressivos -AR(q) e estimam-se os vários modelos. Seleccionam-se modelos que verifiquem significância estatística dos parâmetros, estacionaridade, invertibilidade, não redundância entre as estimativas e branqueamento dos resíduos.

Para as empresas em que se verifica a existência de dois ou mais modelos que cumprem as condições anteriores, selecciona-se o melhor modelo, conjugando a minimização dos critérios de informação de *Akaike* e de *Schwarz* com a qualidade do ajustamento (análise do correlograma dos resíduos), permitindo, assim, clarificar a identificação da ordem p e q do modelo ARMA.

O Anexo 7 descreve os diferentes modelos escolhidos para as 20 empresas analisadas, do qual se constata que o modelo mais simples para a equação da média, ou seja, $R_t = c + u_t$, apenas foi seleccionado para a Media Capital, não se mostrando nem adequado para mais de 50% das empresas.

Importa referir que, através da análise da FAC das séries dos quadrados dos resíduos e da realização do teste *Jarque-Bera* às séries dos resíduos, conclui-se pela não independência dos valores dos resíduos dos modelos de R_t .

Finalmente, realiza-se o Teste ARCH (Teste multiplicador de *Lagrange*), constatando-se que existe forte evidência deste efeito na totalidade da amostra, a um n.s. de 5% (com excepção da Mota-Engil, em que se aceita o efeito ARCH apenas a um n.s. de 10%), podendo-se, assim, aplicar a metodologia GARCH a todas as empresas.

4.2.4. Modelo GARCH (1,1)

De seguida, apresenta-se a formulação de um GARCH (1,1) simples que, de acordo com o Teorema 1 de Bollerslev (1986), é estacionário em sentido lato se e só se $\alpha_1 + \beta_1 < 1$, com $E(u_t) = 0$, $\text{Var}(u_t) = \alpha_0(1 - \alpha_1 - \beta_1)^{-1}$ e $\text{Cov}(u_t, u_{t-1}) = 0$:

$$\begin{cases} R_t = \mu_t + u_t, u_t | \psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \\ u_t = \sigma_t \times \varepsilon_t \\ \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2, \alpha_0 > 0, \alpha_1 \geq 0 \text{ e } \beta_1 \geq 0 \end{cases}$$

No sentido de verificar se as notícias classificadas pelas empresas emittentes como factos relevantes tiveram impacto no mercado em termos da volatilidade dos preços, aplica-se o modelo GARCH (1,1) com variáveis explicativas que a seguir se apresenta:

$$\begin{cases} R_t = \mu_t + u_t \\ u_t = \sigma_t \times \varepsilon_t \\ \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \phi_1 D_{1t} + \phi_2 D_{2t} + \phi_3 D_{3t} + \phi_4 D_{4t} \end{cases}$$

São, assim, introduzidas quatro variáveis *dummies* na equação da variância (condicional), respeitando os coeficientes ϕ_1 e ϕ_2 às “Boas Notícias” e os coeficientes ϕ_3 e ϕ_4 às “Más Notícias”. Os coeficientes das *dummies* 1 e 3 medem a sensibilidade do modelo à aproximação da publicação de um facto relevante, enquanto os coeficientes das *dummies* 2 e 4 medem a sensibilidade do modelo face à respectiva divulgação.

Atendendo a que os modelos de heterocedasticidade condicional permitem estimar de forma mais eficiente os parâmetros da média condicional, procedemos a um reajuste das equações da média, conforme se verifica no Anexo 8.

Após cada estimação, baseada no método de máxima verosimilhança, constata-se que os coeficientes α_1 e β_1 são estatisticamente significativos, a um n.s. de 5%, e que existe um processo estacionário na volatilidade, na medida em que a soma desses coeficientes é inferior a 1. Constata-se, ainda, que cada modelo consegue, de forma positiva, remover a correlação dos resíduos e do quadrado dos resíduos, aceitando-se as hipóteses nulas dos resíduos e do quadrado dos resíduos serem um ruído branco.

Para além disso, verifica-se, através do teste *Jarque-Bera*, que os resíduos dos modelos estimados não seguem uma distribuição normal.

4.2.5. Testes estatísticos

4.2.5.1. Teste A

A partir do modelo definido no ponto 4.2.4., procede-se à realização do teste A que consiste em testar a igualdade dos coeficientes das variáveis *dummies* da equação da variância, através do Teste de *Wald*, significando a hipótese nula a não relevância das notícias para o mercado, em termos de volatilidade:

$$\text{“Boas Notícias” } H_0 : \phi_1 = \phi_2 \text{ vs } H_1 : \phi_1 \neq \phi_2$$

$$\text{“Más Notícias” } H_0 : \phi_3 = \phi_4 \text{ vs } H_1 : \phi_3 \neq \phi_4$$

Considerando-se o dia (0) como t^* e uma janela de 5 dias para cada variável *dummy*, o teste pressupõe:

$$D_{1t} = \begin{cases} 1, & t^* - 5 \leq t \leq t^* - 1 \\ 0, & t < t^* - 5 \vee t \geq t^* \end{cases} \quad \text{e} \quad D_{2t} = \begin{cases} 1, & t^* \leq t \leq t^* + 4 \\ 0, & t < t^* \vee t > t^* + 4 \end{cases} \quad \text{“Boas Notícias”}$$

$$D_{3t} = \begin{cases} 1, & t^* - 5 \leq t \leq t^* - 1 \\ 0, & t < t^* - 5 \vee t \geq t^* \end{cases} \quad \text{e} \quad D_{4t} = \begin{cases} 1, & t^* \leq t \leq t^* + 4 \\ 0, & t < t^* \vee t > t^* + 4 \end{cases} \quad \text{“Más Notícias”}$$

Esta janela temporal justifica-se pela necessidade de um período suficiente para captar as possíveis reacções do mercado aos factos relevantes, tendo sido aplicado em vários estudos como, por exemplo, Carter e Soo (1999), Duque e Fazenda (2003) e Duque e Pinto (2004). O aumento da janela implicaria uma maior probabilidade de se incluírem efeitos de outras variáveis nos resultados.

No entanto, conforme realizado em estudos como os de Rad e Corhay (1996), Wang (2000) e Hahn e Reyes (2004), também aqui se aplicam janelas de acontecimento com diferentes dimensões. Assim sendo, tendo em conta a formulação acima exposta das *dummies*, repete-se o mesmo teste, considerando janelas temporais mais pequenas, de 4, 3, 2 e 1 dias para cada variável, com o objectivo de analisar se a alteração do período considerado em cada uma das janelas permite detectar algum efeito, das notícias, na volatilidade diária dos títulos.

4.2.5.2. Teste B

Adicionalmente, realiza-se, ainda, o teste B, que pressupõe a introdução na equação da variância condicional apenas de 2 variáveis *dummies*, de acordo com o que a seguir se descreve:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \delta_1 \text{Boa Notícia}_t + \delta_2 \text{Má Notícia}_t$$

$$\text{Boa Notícia}_t = \begin{cases} 1 & t = \text{são divulgados factos relevantes classificados como boas notícias} \\ 0 & t = \text{não são divulgados factos relevantes} \end{cases}$$

$$\text{Má Notícia}_t = \begin{cases} 1 & t = \text{são divulgados factos relevantes classificados como más notícias} \\ 0 & t = \text{não são divulgados factos relevantes} \end{cases}$$

Este teste permite verificar se as boas e as más notícias, no dia (0), tiveram um impacto positivo ou negativo na volatilidade diária de cada título (sinal apresentado por cada coeficiente δ_1 e δ_2) e se esse foi significativo ou não (*p-value* de cada coeficiente).

A estimação dos modelos GARCH (1,1), bem como a aplicação dos vários testes estatísticos (A e B), efectuam-se através do programa EVIEWS 5.0.

Importa referir que os modelos das empresas Altri e Media Capital são estimados a partir de um número pequeno de observações ($n < 1000$), motivo pelo qual os testes realizados (A e B) são considerados pouco eficientes.

5. RESULTADOS EMPÍRICOS

5.1. Testes de igualdade de variâncias

5.1.1. Teste F

Com o objectivo de analisar se as informações classificadas como factos relevantes pelas empresas emittentes pertencentes ao PSI-20 influíram na variância dos retornos das respectivas acções em torno do dia do evento, realizam-se testes F de igualdade de variâncias, tendo-se obtido os seguintes resultados:

Quadro 2- Casos de Alteração de Volatilidade- Teste F

Testes F de igualdade de variâncias, considerando diversas janelas de acontecimento (5, 4, 3, 2 e 1 dias) e os factos relevantes divididos em "Boas Notícias" e "Más Notícias". Realiza-se o teste de hipóteses $H_0: s_A^2 = s_D^2$ vs $H_1: s_A^2 \neq s_D^2$, concluindo-se, perante a rejeição da hipótese nula a um n. s. de 10%, pela alteração da volatilidade face à chegada de informação ao mercado. s_A^2 representa a variância da totalidade dos retornos que a acção de cada empresa verifica na janela anterior a todos os dias (0) e s_D^2 representa a variância da totalidade dos retornos que a acção de cada empresa observa na janela posterior a todos os dias (0).

$$\sigma_A^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (R_{A,t} - \bar{R}_A)^2 \quad \text{e} \quad \sigma_D^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (R_{D,t} - \bar{R}_D)^2$$

Janela Temporal (nº dias)	Boas Notícias	Más Notícias
5	50,00%	52,63%
4	60,00%	36,84%
3	40,00%	36,84%
2	35,00%	36,84%
1	35,00%	52,63%

Começa-se, assim, por comparar a significância das diferenças de variância entre os 5 dias antes e os 5 dias depois do acontecimento, constatando-se que, para as "Boas Notícias", 50% das empresas estudadas apresentam alterações significativas em torno do dia (0) e que, para as "Más Notícias", 53% das empresas analisadas verificam estas alterações. Deste modo, conclui-se que o impacto dos factos relevantes na volatilidade dos retornos das acções é médio, observando-se alterações na variável em cerca de 50% dos casos.

A fim de se estudar se a diminuição do número de observações (isto é, o número de dias) incluídas na janela temporal altera o número de casos em que a volatilidade varia de forma significativa à volta do dia do acontecimento, realizam-se testes F considerando-se janelas mais pequenas de 4, 3, 2 e 1 dias.

Verifica-se que, para as “Boas Notícias”, a redução do número de dias incluídos na janela temporal apenas permitiu aumentar os casos de alteração de volatilidade, considerando-se a janela de 4 dias (60%). No que respeita às janelas dos 3, 2 e 1 dias, as empresas com diferenças estatisticamente significativas na volatilidade situam-se nos 40%, 35% e 35%, respectivamente.

Relativamente às “Más Notícias”, constata-se que as janelas dos 5 e 1 dias apresentam os mesmos e os maiores casos de alterações significativas de volatilidade em torno do dia da divulgação das notícias, ou seja, cerca de 53% das empresas analisadas verificam alterações nestas janelas. No que concerne às janelas dos 4, 3 e 2 dias, verifica-se o mesmo número de empresas com diferenças na variável em estudo, aproximadamente 37%.

Face ao exposto, nota-se que, apesar de algumas exceções, o aumento do número de dias incluídos na janela de acontecimento permite encontrar mais casos de alteração de volatilidade em torno do dia do evento, mostrando alguma evidência de que o mercado demora algum tempo a reagir ao tipo de informação em análise.

5.1.2. Teste Brown-Forsythe (modified Levene)

Tal como no teste F, aplica-se o teste BFL considerando as janelas de acontecimento de 5, 4, 3, 2 e 1 dias, a fim de se estudar se existem alterações no comportamento da volatilidade em torno do primeiro dia em que os factos relevantes podem ter impacto no mercado, tendo-se encontrado os resultados que a seguir se apresentam:

Quadro 3- Casos de Alteração de Volatilidade- Teste BFL

Teste BFL, considerando-se 5 janelas temporais diferentes e a divisão dos factos relevantes em "Boas Notícias" e "Más Notícias". Realiza-se o teste de hipóteses $H_0: s_A^2 = s_D^2$ vs $H_1: s_A^2 \neq s_D^2$, através da aplicação do BFL *F-statistic*, concluindo-se que as notícias têm impacto na variável volatilidade se a hipótese nula é rejeitada, a um n. s. de 10%.

Janela Temporal (n° dias)	Boas Notícias	Más Notícias
5	20,00%	15,79%
4	20,00%	15,79%
3	15,00%	10,53%
2	15,00%	15,79%
1	5,00%	26,32%

Verificam-se bastantes menos casos de diferenças da variância dos retornos em torno do dia (0) aplicando-se qualquer uma das janelas temporais, concluindo-se, assim, que o efeito dos factos relevantes na variável em estudo é muito reduzido, de acordo com o teste BFL, resultado que contraste com a aplicação do teste F (clássico). No entanto, o teste BFL é mais robusto no estudo de séries que não seguem uma distribuição normal como é o caso das financeiras.

Comparativamente com o teste F, observam-se aqui *p-values* mais altos na quase totalidade dos testes efectuados, constatando-se, ainda, que nos casos em que se rejeita a hipótese nula através do teste BFL, também se rejeita esta hipótese pela realização do teste F.

No que concerne às "Boas Notícias", são as janelas dos 5 e 4 dias as que apresentam uma maior percentagem de alterações significativas de volatilidade face à chegada desta informação ao mercado, tal como verificado através da realização do teste F. Relativamente às "Más Notícias", é na janela de acontecimento de 1 dia que se constata o maior impacto das notícias na variável em estudo, seguida das janelas de 5, 4 e 2 dias com as mesmas 16% de empresas a verificarem desigualdades de variâncias nestas janelas.

Deste modo, também através do teste BFL existe evidência de que a redução do número de dias incluídos na janela temporal não permite, salvo numa excepção, aumentar os casos de impacto significativo dos factos relevantes na volatilidade das rendibilidades diárias das acções.

5.2. Modelo GARCH (1,1)

5.2.1. Teste A

Atendendo ao facto do modelo GARCH (1,1) se ajustar bem na modelação do comportamento da volatilidade do mercado, nomeadamente dos retornos diários dos títulos, aplica-se este modelo considerando, também, as várias janelas de acontecimento. A fim de verificar se existem alterações significativas na volatilidade em torno do dia (0), realiza-se o teste A de igualdade dos coeficientes das variáveis *dummies* para os diferentes períodos temporais, conforme descrito no ponto 4.2.5.1.

Importa referir que ao iniciar-se a aplicação do modelo com a janela de observação de 5 dias, apenas se apresentam os resultados para as janelas com menor dimensão, caso se cumpram as condições descritas nos pontos 4.2.3 e 4.2.4 da metodologia.

Apresenta-se, assim, um quadro-resumo (dos resultados pormenorizados no Anexo 9) respeitante aos casos de alteração de volatilidade encontrados através da aplicação do modelo GARCH (1,1), considerando as diversas janelas de acontecimento:

Quadro 4- Casos de Alteração de Volatilidade- GARCH (1,1)

Modelo GARCH (1,1) com quatro variáveis *dummies*, sendo a equação da variância condicional $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \phi_1 D_{1t} + \phi_2 D_{2t} + \phi_3 D_{3t} + \phi_4 D_{4t}$. Os coeficientes ϕ_1 e ϕ_2 respeitam às "Boas Notícias" e os coeficientes ϕ_3 e ϕ_4 às "Más Notícias", as variáveis D_{1t} e D_{3t} medem a sensibilidade do modelo à aproximação do anúncio de notícias e as variáveis D_{2t} e D_{4t} a sensibilidade do modelo face à divulgação dos factos relevantes, tendo em consideração várias janelas de acontecimento de 5, 4, 3, 2, e 1 dias. Realiza-se o teste de Wald, $H_0 : \phi_1 = \phi_2$ vs $H_1 : \phi_1 \neq \phi_2$ no caso das "Boas Notícias" e $H_0 : \phi_3 = \phi_4$ vs $H_1 : \phi_3 \neq \phi_4$ no caso das "Más Notícias". Rejeitar a hipótese nula a um n. s. de 10% significa que as notícias provocam alterações na volatilidade das rendibilidades diárias dos títulos.

Janela Temporal (nº dias)	Boas Notícias	Más Notícias
5	31,58%	31,58%
4	22,22%	22,22%
3	11,11%	22,22%
2	26,67%	20,00%
1	31,25%	12,50%

Realizando o teste A para a janela de 5 dias, rejeita-se a igualdade dos coeficientes das variáveis *dummies* para 32% das empresas, quer para as "Boas Notícias", quer para as "Más Notícias", existindo menos casos em

que os factos relevantes provocam impacto na volatilidade, em comparação com os encontrados através da aplicação do Teste F (clássico) de igualdade de variâncias.

Com o objectivo de analisar se a diminuição do número de dias incluídos na janela de acontecimento permite encontrar um maior número de casos de relevância das notícias em termos da variável volatilidade, efectua-se o mesmo teste considerando janelas mais pequenas, constatando-se que, à medida que se reduz o número de observações incluídas na janela, o número de casos com alteração significativa da volatilidade em torno do dia da divulgação das “Boas Notícias” e das “Más Notícias” não aumenta.

Saliente-se, ainda, que no que respeita aos factos relevantes classificados como “Más Notícias”, a janela temporal mais pequena (1 dia) apresenta o menor número de casos em que se registam diferenças significativas na volatilidade (13%), seguida da janela de 2 dias (20%).

Tal como em Wang (2000), em que a janela (-5, +5) apresenta uma maior rendibilidade anormal acumulada em relação à verificada na janela (-1, +1), também na presente análise existem mais empresas a apresentar mais casos de alterações significativas da volatilidade na janela (-5, +5) do que na janela (-1, +1), diferença que se acentua no caso das “Más Notícias”.

5.2.2. Teste B

A fim de averiguar se as “Boas Notícias” e as “Más Notícias” são variáveis explicativas da volatilidade verificada no próprio dia em que as mesmas são divulgadas, efectua-se, ainda, o teste B, que consiste na aplicação do modelo GARCH (1,1) com duas variáveis *dummies*, conforme descrito no ponto 4.2.5.2.

Através do Anexo 10, constata-se que, das 18 empresas com resultados, apenas se verificam 14% de casos de impacto significativo das notícias na volatilidade do dia (0), a um n.s. de 10%. Assim sendo, atendendo a que quase a totalidade das empresas não apresenta resultados significativos neste teste, conclui-se que os factos relevantes não explicam a variabilidade das cotações diárias registada no primeiro dia em que os mesmos podem ter impacto no mercado.

Importa referir que a PT Multimédia é a única empresa em que se constata que todos os factos relevantes, quer positivos, quer negativos, constituem uma variável explicativa da volatilidade do dia (0) (a um n.s. de

5%), provocando ambos uma redução da mesma, sendo o impacto das “Más Notícias” ligeiramente superior ao das “Boas Notícias”.

Saliente-se, ainda, que relativamente às “Boas Notícias” da Media Capital e da PT Multimédia, nenhuma das diferentes janelas temporais consideradas no teste A apresenta alteração significativa da volatilidade em torno do dia (0) e, segundo o teste B, estas notícias são significativas para a volatilidade do próprio dia (0).

5.3. Comparação de metodologias

Segundo o teste F de igualdade de variâncias, verifica-se que os factos relevantes têm algum impacto na volatilidade dos retornos diários das acções, observando-se que, na janela de 5 dias, cerca de 50% das empresas apresentam alterações na volatilidade após a divulgação das notícias.

Contudo, o teste F pressupõe que os resíduos dos retornos sejam independentes e identicamente distribuídos (com média zero e variância igual) e que sigam uma distribuição normal, tendo-se rejeitado a normalidade das 20 séries financeiras em estudo, através do recurso ao teste *Jarque-Bera*. Deste modo, o teste BFL apresenta-se mais adequado, atendendo a que é um teste mais robusto na análise de séries que não seguem uma distribuição normal.

Através da realização do teste BFL, conclui-se que os factos relevantes têm um efeito muito reduzido na volatilidade dos retornos dos títulos do PSI-20, resultado que não se encontra em conformidade com o impacto médio das notícias encontrado pelo teste F (clássico).

Apesar do teste BFL se adaptar melhor aos dados que não seguem uma distribuição normal, como é o caso dos financeiros, ainda assume a hipótese dos resíduos serem independentes e identicamente distribuídos (com média zero e possibilidade de variância desigual) o que, na realidade, não se verifica.

Privilegia-se, assim, o resultado encontrado pelo modelo GARCH (1,1), metodologia considerada por diversos autores como mais adequada às características das séries financeiras, encontrando-se muitos menos casos de alterações significativas da variável em estudo em torno do dia do acontecimento em relação ao teste F (clássico), mas verificando-se um pouco mais de impacto das notícias em comparação com os resultados obtidos através do teste BFL, concluindo-se que o efeito dos factos relevantes na volatilidade é reduzido.

Conforme descrito anteriormente nos pontos 4.2.1 e 4.2.2 do capítulo da metodologia, as séries financeiras evidenciam características comuns, das quais se destacam a não normalidade das distribuições e a variância condicional não constante ao longo do tempo.

Deste modo, prevalecem os resultados encontrados na aplicação do modelo GARCH (1,1), atendendo a que, conforme referido, por exemplo, nos trabalhos de Kryzanowski e Zhang (1993), Coutts, Mills e Roberts (1995), Rad e Corhay (1996), Brockett, Chen e Garven (1999) e Hahn e Reyes (2004), os testes que ignoram a variação temporal da volatilidade podem conduzir a conclusões incorrectas.

De acordo com o anterior estudo acerca do impacto dos factos relevantes no mercado de capitais português, realizado por Duque e Pinto (2004), este tipo de notícias é relevante para o mercado, uma vez que existe clara evidência de uma rendibilidade anormal em torno do dia do evento. Contudo, o presente trabalho conclui que os factos relevantes não produzem um efeito suficiente para alterar o comportamento da volatilidade diária das acções das empresas pertencentes ao PSI-20.

Mas, importa salientar que Duque e Pinto (2004) determinam as rendibilidades anormais através do modelo de mercado clássico que não incorpora o efeito GARCH, pelo que os resultados encontrados estão condicionados aos pressupostos assumidos que, geralmente, não se verificam quando se tratam de séries financeiras. Kryzanowski e Zhang (1993), Rad e Corhay (1996) e Hahn e Reys (2004) são alguns dos autores que referem que a consideração do efeito GARCH pode gerar resultados de teste estatisticamente menos significativos e rendibilidades anormais mais pequenas, em comparação com os encontrados através do estimador dos mínimos quadrados. Assim sendo, as conclusões do estudo de Duque e Pinto (2004) devem ser analisados com alguma prudência.

Por outro lado, atendendo a que, segundo Patell e Wolfson (1984), o anúncio de resultados e dividendos pode implicar uma variância dos retornos alta durante algumas horas ou no máximo até ao dia seguinte e que, de acordo com Nijman e Drost (1993), o aumento da frequência das observações aumenta, muitas vezes, a volatilidade, a consideração de períodos mais curtos (dados intra-diários) à volta do dia do evento poderá constituir uma melhor alternativa para descobrir alterações no movimento dos preços derivadas da divulgação de factos relevantes.

6. CONCLUSÃO

A modelação e a previsão da volatilidade têm sido um importante objecto de investigação na área das finanças, atendendo a que esta variável é, geralmente, considerada como uma medida do risco total dos activos financeiros.

Assim, com o intuito de estudar o efeito dos factos relevantes na volatilidade das cotações diárias das empresas constituintes do índice PSI-20, em torno do dia em que estas notícias são divulgadas ao mercado, foram aplicadas três metodologias distintas: teste F e teste BFL de igualdade de variâncias e modelo GARCH (1,1), tendo em consideração diversas janelas de acontecimento (5, 4, 3, 2 e 1 dias).

De acordo com o teste F, verifica-se que os factos relevantes têm um efeito médio na volatilidade dos retornos diários dos activos, na medida em que, considerando a janela temporal de 5 dias, cerca de 50% das empresas apresentam diferenças significativas na variável analisada em torno do dia do evento. No entanto, aplicando-se o teste BFL (mais robusto mediante distribuições não normais, em relação ao teste F clássico) e o modelo GARCH (1,1) (que pressupõe variância condicional não constante ao longo do tempo), encontram-se bastantes menos casos de diferenças significativas de volatilidade em torno do dia do acontecimento, concluindo-se que o efeito das notícias na variável em estudo é reduzido.

Importa salientar que privilegiam-se os resultados encontrados através do modelo de heterocedasticidade condicional (GARCH (1,1)), atendendo a que as hipóteses assumidas pelos dois testes de igualdade de variâncias, na realidade, não se verificam. Para além do modelo GARCH assumir uma volatilidade que varia com o tempo, não pressupõe hipóteses quanto à independência e à distribuição das rendibilidades das acções.

Apesar de não se terem estimado as janelas temporais “óptimas” para as “Boas Notícias” e para as “Más Notícias”, a consideração de períodos mais curtos (dados intra-diários) à volta do dia do acontecimento, talvez possa constituir uma alternativa para descobrir alterações significativas no movimento dos preços, face à chegada de informação ao mercado.

Contudo, no presente estudo, conclui-se, também, que a redução do número de dias incluídos na janela de observação, aplicando qualquer uma das três metodologias, não permite encontrar um maior número de casos

de relevância das notícias em termos de volatilidade, existindo até alguma evidência de que o mercado demora a reagir ao anúncio dos factos relevantes.

Adicionalmente, com o objectivo de perceber se os factos relevantes são uma variável explicativa da volatilidade verificada no dia em que os mesmos são conhecidos pelo mercado, aplica-se um modelo GARCH (1,1) com duas variáveis *dummies* ("Boas Notícias" e "Más Notícias"), constatando-se que estas notícias não são uma variável explicativa da volatilidade observada nesse dia.

Saliente-se que as conclusões deste trabalho estão condicionadas aos resultados que foram possíveis de encontrar, uma vez que nem sempre foi possível estimar o modelo GARCH (1,1) seleccionado para cada empresa, tendo em conta o facto de não cumprir com as condições descritas no capítulo da metodologia.

Como conclusão final importa referir que os factos relevantes não produziram um efeito suficiente para alterar o comportamento da volatilidade ao longo do período da amostra, apesar de, segundo Duque e Pinto (2004), estas notícias terem sido relevantes para o mercado em termos de rendibilidade. Seria, assim, importante, confirmar o resultado destes autores, considerando um modelo de mercado que incorpore o efeito GARCH.

Considera-se, também, interessante desenvolver este estudo, tentando verificar se existe algum tipo específico de facto relevante que implique uma maior reacção do mercado em termos de volatilidade, ou considerar outro tipo de informação, como notícias macroeconómicas.

BIBLIOGRAFIA

- Akgiray, V. (1989), Conditional Heterocedasticity in Time Series of Stock Returns, *Journal of Business*, 62, 55-80.
- Aydogan, K. e Muradoglu, G. (1998), Do Markets Learn from Experience? Price Reactions to Stock Dividends in the Turkish Market, *Applied Financial Economics*, 8, 41-9.
- Arab, M. B., Sedrine, N. B. e Karaa, A. (2004), Shareholder Reaction to Dividend Announcements in an Emerging Market: Evidence from the Tunisian Stock Exchange, *Finance India*, XVIII, 1295-1314.
- Bae, S. C. e Jo, H. (1999), The Impact of Information Release on Stock Price Volatility and Trading Volume: The Rights Offering Case, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 13, 153-169.
- Batchelor, R. e Orakcioglu, I. (2003), Event-Related GARCH: The Impact of Stock Dividends in Turkey, *Applied Financial Economics*, 13, 295-307.
- Bollerslev, T. (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Bollerslev, T., Chou, R.Y. e Kroner, K. F. (1992), ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence, *Journal of Econometrics*, 52, 5-59.
- Brockett, P. L., Chen, H.-M. e Garven, J. R. (1999), A New Stochastically Flexible Event Methodology with Application to Proposition 103, *Insurance: Mathematics and Economics*, 25, 197-217.
- Brooks, R. D., Faff, R. e Lee, J. H. (1995), The Form of Time Variation of Systematic Risk: Some Australian Evidence, *Applied Financial Economics*, 2, 191-98.
- Brown, M. B. e Forsythe, A. B. (1974), Robust Tests for the Equality of Variances, *Journal of the American Statistical Association*, 69, n° 346, 364-367.

Carter, M. E. e Soo, B. S. (1999), The Relevance of Form 8-K Reports, *Journal of Accounting Research*, 37, nº 1, 119-32.

Collins, D. W., Ledolter, J. e Rayburn, J. (1987), Some Further Evidence on the Stochastic Properties of Systematic Risk, *Journal of Business*, 60, 425-48.

Connolly, R. A. e McMillan, H. (1988), Time Conditional Variance and Event Studies: The Case of Capital Structure Changes, unpublished manuscript, Graduate School of Management, University of California, Irvine, CA.

Conover, W. J., Johnson, M. E. e Johnson, M. M. (1981), A Comparative Study of Tests for Homogeneity of Variances, with Applications to the Outer Continental Shelf Bidding Data, *Technometrics*, 23, nº 4, 351-361.

Coutts, J. A., Mills, T. C. e Roberts, J. (1995), Misspecification of the Market Model: The Implications for Event Studies, *Applied Economics Letters*, 2, 163-165.

Cristie, W. G., Corwin, S. A. e Harris, J. H. (2002), Nadsdaq Trading Halts: The Impact of Market Mechanisms on Prices, Trading Activity and Execution Costs, *Journal of Finance*, 57, 1443-1478.

De Jong, F., Kemna, A. e Kloeck, T. (1990), The Impact of Option Expirations on the Dutch Stock Market, unpublished, Erasmus University.

De Santis, G. e Imrohorglu, S. (1997), Stock Returns and Volatility on Emerging Financial Markets, *Journal of International Money and Finance*, 16, 561-97.

Duque, J. e Fazenda, A. R. (2003), Evaluating Market Supervision Through an Overview of Trading Halts in the Portuguese Stock Exchange, *Journal of Financial Regulation and Compliance*, 11, 349-376.

Duque, J. e Pinto, I. (2004), How Sensitive Are Price Sensitive Events?, Instituto Superior de Economia e Gestão working paper.

Ederington, L. H. e Lee, J. H. (1993), How Markets Process Information: News Releases and Volatility, *The*

Journal of Finance, 48, n° 4, 1161-1191.

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

Engle, R. F., Bollerslev, T. e Nelson, D. B. (1993), ARCH Models, *Prepared for the Handbook of Econometrics*, 4.

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

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

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

Fields, J. A., Ghosh, C., Kidwell, D. S., Klein, L. S. (1990), Wealth Effects of Regulatory Reform, *Journal of Financial Economics*, 28, 233-250.

Hahn, T. e Reyes, M. G. (2004), On the Estimation of Stock-Market Reaction to Corporate Layout Announcements. *Review of Financial Economics*, 13, 357-370.

Kryzanowski, L. e Zhang, H. (1993), Market Behavior around Canadian Stock-Split Ex-Dates, *Journal of Empirical Finance*, 1, 57-81.

Lockwood, L. J. e Linn, S. C. (1990), An Examination of Stock Market Return Volatility during Overnight and Intraday Periods, 1964-1989, *The Journal of Finance*, 45, n° 2, 591-601.

Mandelbrot, B. B. (1963), The Variation of Certain Speculative Prices. *Journal of Business*, 36, 394-419.

Muntermann, J. e Güttler, A. (2005), Intraday Stock Price Effects of Ad Hoc Disclosures: The German Case. Universität Frankfurt working paper.

- Murteira, B. J. F., Müller, D. A. e Turkmann, K. F. (1993), *Análise de Sucessões Cronológicas*, McGraw-Hill.
- Nijman, T. E. e Drost, F. C. (1993), Temporal Aggregation of GARCH Processes, *Econometrica*, 61, nº 4, 909-927.
- Patell, J. e Wolfson, M. (1984), The Intraday Speed of Adjustment of Stock Prices to Earnings and Dividend Announcements, *Journal of Financial Economics*, 13, 223-252.
- Poon, P. (1988), Three Essays on Price Volatility and Trading Volume in Financial Markets, unpublished PhD dissertation, Louisiana State University, Baton Rouge, LA.
- Pritamani, M. e Singal, V. (2001), Return Predictability Following Large Price Changes and Information Releases, *Journal of Banking & Finance*, 25, 631-56.
- Rad, A. T. e Corhay, A. (1996), Conditional Heteroskedascity Adjusted Market Model and an Event Study, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 36, 529-538.
- Reyes, M. G. (1999), Size, Time-Varying Beta, and Conditional Heterocedasticity in UK Stock Returns, *Review of Financial Economics*, 8, 1-10.
- Ross, A. S. (1989), Information and Volatility: The No-Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy, *The Journal of Finance*, 44, nº 1, 1-17.
- Schwert, G. W. e Seguin, P. J. (1990), Heterocedasticity in Stock Returns, *The Journal of Finance*, 4, 1129-55.
- Taylor, S. J. (1986), *Modelling Financial Time Series*, John Wiley & Sons
- Thompson, R., Olsen, C. e Dietrich, R. (1987), Attributes of News about Firms: An Analysis of Firm-Specific News Reported in the Wall Street Journal Index, *Journal of Accounting Research*, 25, 245-73.
- Wang, H.-M. (2000), *The Wealth Effects of Voluntary Foreign Divestitures: The UK Evidence*, University of

Essex working paper.

Wilton, P. (2002), Impacto da Divulgação de Resultados na Negociação em Mercado de Bolsa, *Cadernos do Mercado de Valores Mobiliários*, 15.

ANEXOS

ANEXO 1- Empresas incluídas na amostra

Empresas
Altri
BCP
BES
BPI
Brisa
Cimpor
Cofina
Corticeira Amorim
EDP
Impresa
Jerónimo Martins
Media Capital
Mota-Engil
Pararede
PT
PT Multimédia
Reditus
Semapa
Sonae
Sonacom

ANEXO 2- Capitalização bolsista

Empresas	Preço de Fecho (€)	Quantidade admitida à negociação	Capitalização Bolsista (€)
Altri	3,04	51.282.918	155.900.070,72
BCP	2,33	3.257.400.827	7.589.743.926,91
BES	13,60	300.000.000	4.080.000.000,00
BPI	3,86	760.000.000	2.933.600.000,00
Brisa	7,16	538.258.930	3.853.933.938,80
Cimpor	4,65	672.000.000	3.124.800.000,00
Cofina	3,02	51.282.918	154.874.412,36
Corticeira Amorim	1,48	133.000.000	196.840.000,00
EDP	2,60	3.096.222.980	8.050.179.748,00
Impresa	5,00	84.000.000	420.000.000,00
Jerónimo Martins	12,70	125.858.644	1.598.404.778,80
Media Capital	7,17	84.513.180	605.959.500,60
Mota-Engil	3,25	204.635.695	665.066.008,75
Pararede	0,29	363.714.694	105.477.261,26
PT	8,55	1.166.484.550	9.973.442.902,50
PT Multimédia	9,65	308.994.828	2.981.800.090,20
Reditus	3,34	6.500.000	21.710.000,00
Semapa	6,81	118.332.445	805.843.950,45
Sonae	1,18	2.000.000.000	2.360.000.000,00
Sonaecom	3,66	226.250.000	828.075.000,00

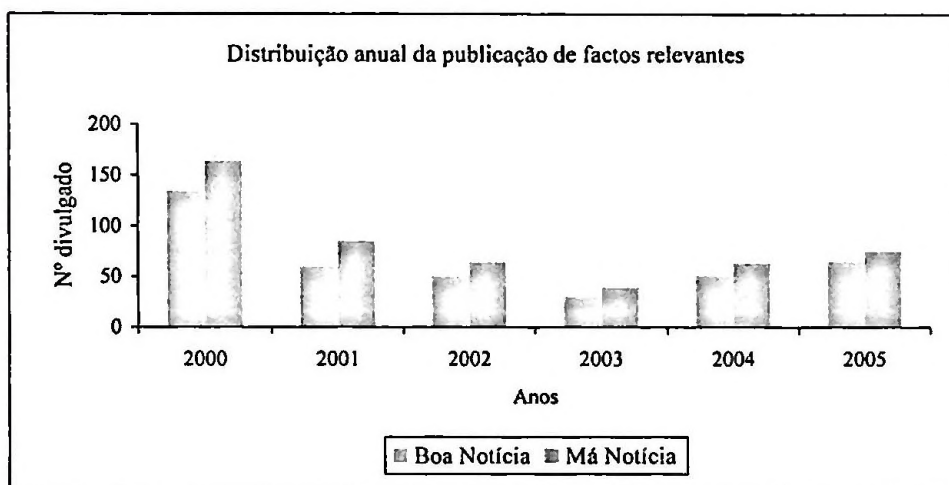
Fonte: Boletim de Cotações da Euronext Lisbon de 30/12/2005

ANEXO 3- Divulgação de Factos Relevantes

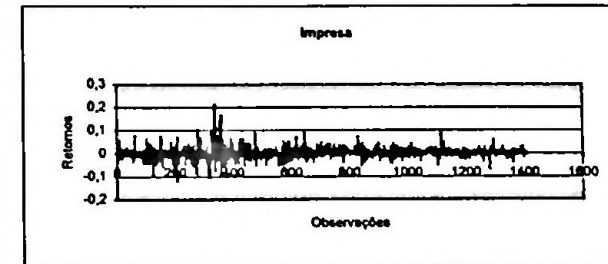
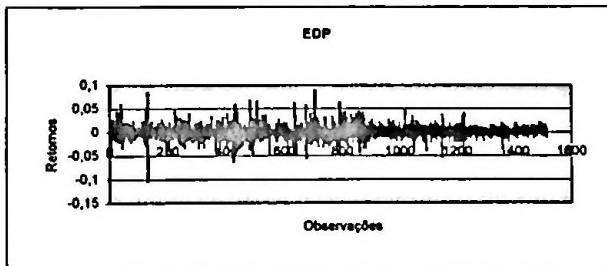
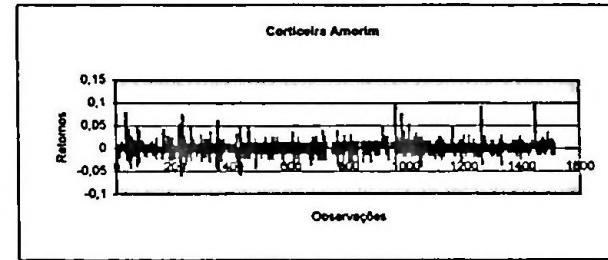
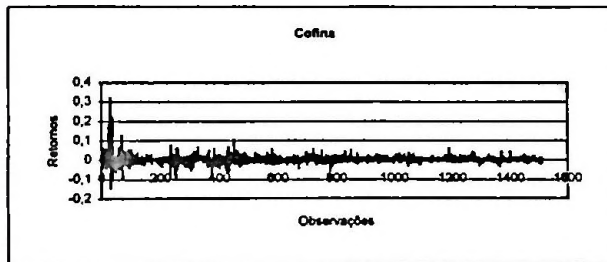
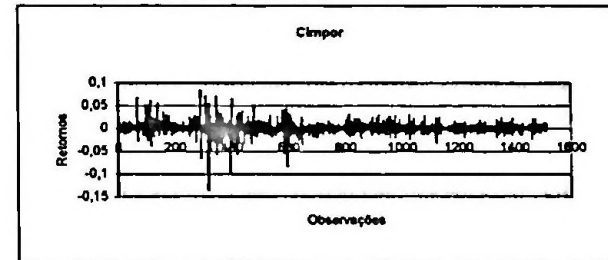
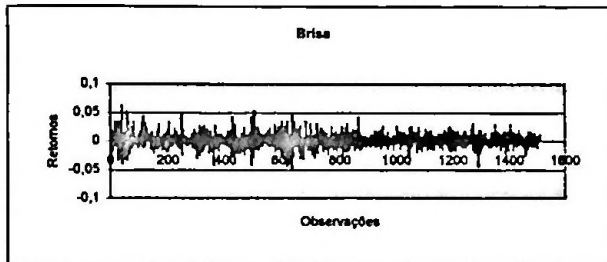
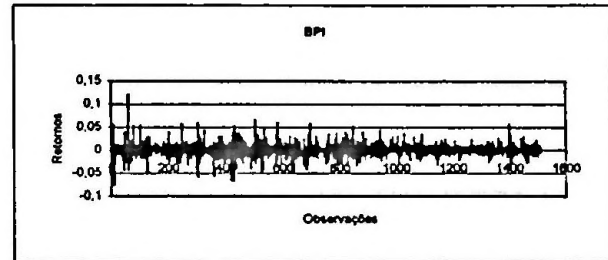
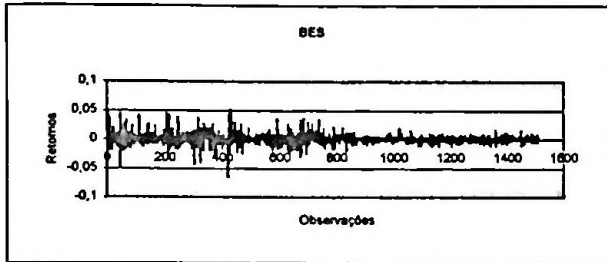
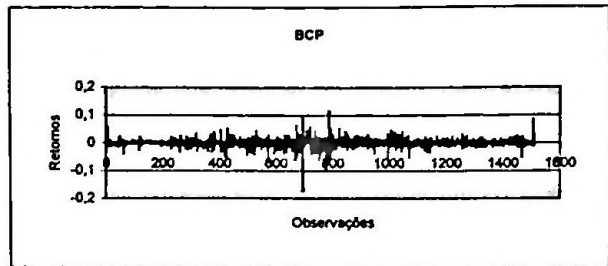
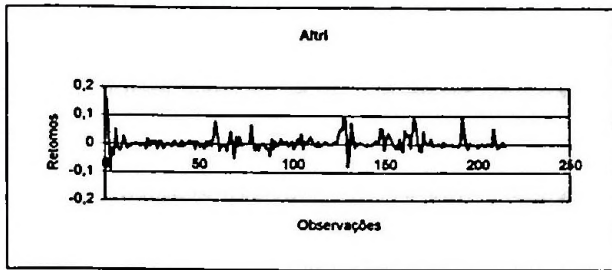
Empresas	Factos Relevantes		
	Boas Notícias	Más Notícias	Total
Altri	4	1	5
BCP	20	45	65
BES	6	30	36
BPI	8	15	23
Brisa	16	15	31
Cimpor	21	29	50
Cofina	24	28	52
Corticeira Amorim	5	6	11
EDP	71	84	155
Impresa	9	19	28
Jerónimo Martins	19	16	35
Media Capital	7	6	13
Mota-Engil	11	13	24
Pararede	21	50	71
PT	49	53	102
PT Multimédia	31	30	61
Reditus	8	8	16
Semapa	14	10	24
Sonae	28	24	52
Sonaecom	18	8	26
Total	390	490	880

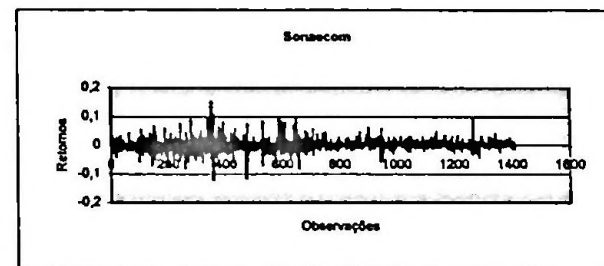
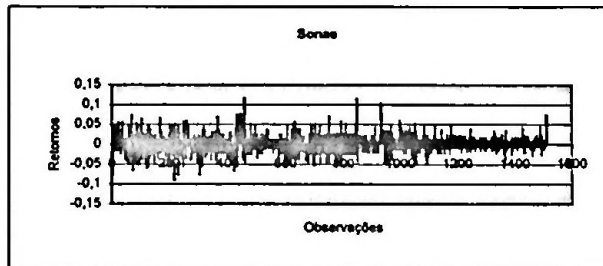
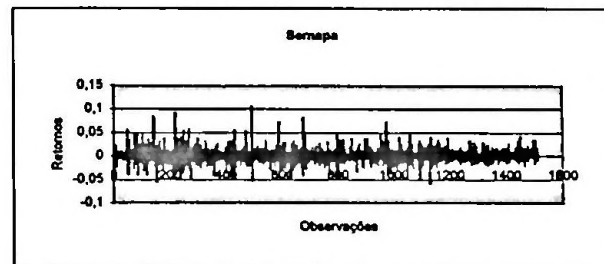
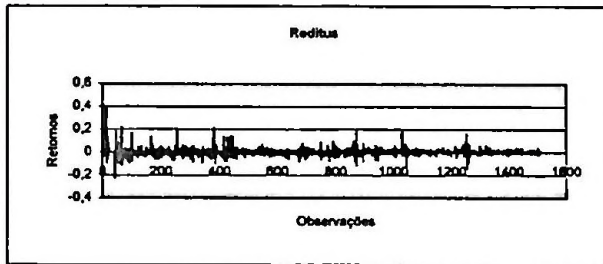
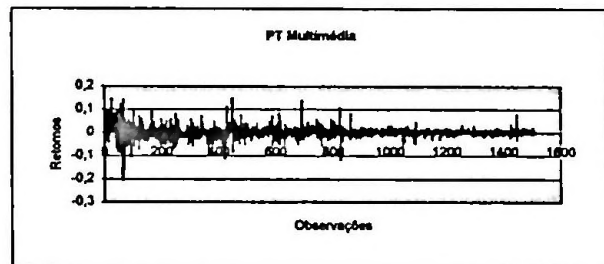
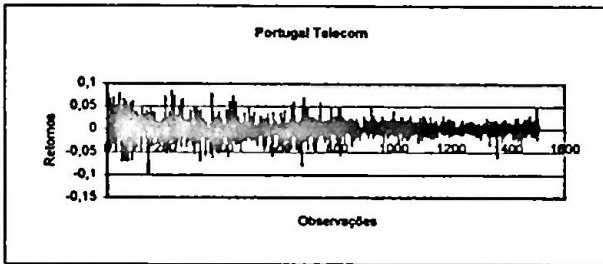
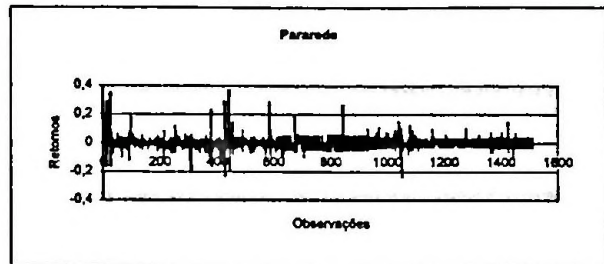
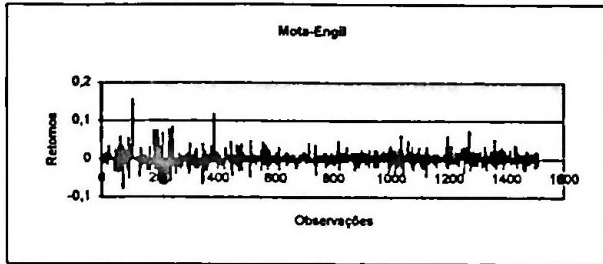
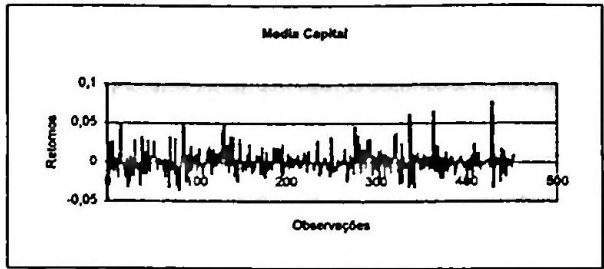
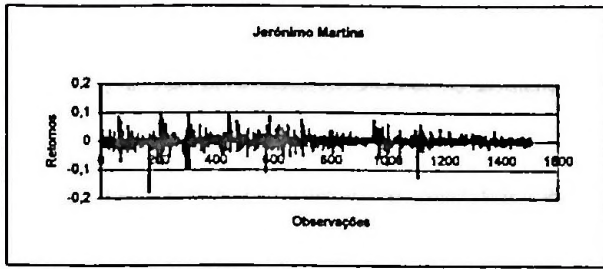
ANEXO 4- Distribuição anual da publicação de factos relevantes

Anos	Boa Notícia	Má Notícia	Total
2000	134	164	298
2001	60	85	145
2002	50	64	114
2003	30	39	69
2004	51	63	114
2005	65	75	140
Total	390	490	880



ANEXO 5- Evolução dos retornos





ANEXO 6- Análise das séries dos retornos

Empresas	Amostra			Histogram and Stats		
	Início	Fim	N	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera Test (n.s. 5%)
Altri	02-03-2005	30-12-2005	215	> 0	> 3	Não normalidade
BCP	04-01-2000	30-12-2005	1512	< 0	> 3	Não normalidade
BES	04-01-2000	30-12-2005	1511	> 0	> 3	Não normalidade
BPI	04-01-2000	30-12-2005	1512	> 0	> 3	Não normalidade
Brisa	04-01-2000	30-12-2005	1512	> 0	> 3	Não normalidade
Cimpor	04-01-2000	30-12-2005	1512	< 0	> 3	Não normalidade
Cofina	04-01-2000	30-12-2005	1511	> 0	> 3	Não normalidade
Corticeira Amorim	04-01-2000	30-12-2005	1512	> 0	> 3	Não normalidade
EDP	04-01-2000	30-12-2005	1512	> 0	> 3	Não normalidade
Impresa	07-06-2000	30-12-2005	1406	> 0	> 3	Não normalidade
Jerónimo Martins	04-01-2000	30-12-2005	1512	< 0	> 3	Não normalidade
Media Capital	01-04-2004	30-12-2005	452	> 0	> 3	Não normalidade
Mota-Engil	04-01-2000	30-12-2005	1512	> 0	> 3	Não normalidade
Pararede	04-01-2000	30-12-2005	1512	> 0	> 3	Não normalidade
PT	04-01-2000	30-12-2005	1512	< 0	> 3	Não normalidade
PT Multimédia	04-01-2000	30-12-2005	1512	> 0	> 3	Não normalidade
Reditus	04-01-2000	30-12-2005	1511	> 0	> 3	Não normalidade
Semapa	04-01-2000	30-12-2005	1512	> 0	> 3	Não normalidade
Sonae	04-01-2000	30-12-2005	1512	> 0	> 3	Não normalidade
Sonacocom	05-06-2000	30-12-2005	1408	> 0	> 3	Não normalidade

Empresas	Unit Root Test	Correlogram
	Augmented Dickey-Fuller Test (n.s. 5%)	Ljung-Box Test (n.s. 5%)
Altri	Estacionaridade na média	Não significância conjunta dos coeficientes de autocorrelação
BCP	Estacionaridade na média	Significância conjunta dos coeficientes de autocorrelação
BES	Estacionaridade na média	Significância conjunta dos coeficientes de autocorrelação
BPI	Estacionaridade na média	Não significância conjunta dos coeficientes de autocorrelação
Brisa	Estacionaridade na média	Não significância conjunta dos coeficientes de autocorrelação
Cimpor	Estacionaridade na média	Significância conjunta dos coeficientes de autocorrelação
Cofina	Estacionaridade na média	Significância conjunta dos coeficientes de autocorrelação
Corticeira Amorim	Estacionaridade na média	Não significância conjunta dos coeficientes de autocorrelação
EDP	Estacionaridade na média	Significância conjunta dos coeficientes de autocorrelação
Impresa	Estacionaridade na média	Significância conjunta dos coeficientes de autocorrelação
Jerónimo Martins	Estacionaridade na média	Não significância conjunta dos coeficientes de autocorrelação
Media Capital	Estacionaridade na média	Não significância conjunta dos coeficientes de autocorrelação
Mota-Engil	Estacionaridade na média	Significância conjunta dos coeficientes de autocorrelação
Pararede	Estacionaridade na média	Significância conjunta dos coeficientes de autocorrelação
PT	Estacionaridade na média	Significância conjunta dos coeficientes de autocorrelação
PT Multimédia	Estacionaridade na média	Significância conjunta dos coeficientes de autocorrelação
Reditus	Estacionaridade na média	Significância conjunta dos coeficientes de autocorrelação
Semapa	Estacionaridade na média	Não significância conjunta dos coeficientes de autocorrelação
Sonae	Estacionaridade na média	Não significância conjunta dos coeficientes de autocorrelação
Sonacocom	Estacionaridade na média	Significância conjunta dos coeficientes de autocorrelação

ANEXO 7- Equações da média

Empresas	Equação da média	Teste ARCH
Altri	$C+AR(1)+AR(2)$	Aceito efeito ARCH
BCP	$AR(1)+AR(2)$	Aceito efeito ARCH
BES	$AR(3)+AR(5)+AR(13)$	Aceito efeito ARCH
BPI	$AR(1)$	Aceito efeito ARCH
Brisa	$C+AR(1)+AR(2)$	Aceito efeito ARCH
Cimpor	$AR(1)+AR(4)$	Aceito efeito ARCH
Cofina	$AR(36)$	Aceito efeito ARCH
Corticeira Amorim	$MA(1)$	Aceito efeito ARCH
EDP	$AR(1)+AR(8)+AR(9)+AR(14)$	Aceito efeito ARCH
Impresa	$MA(1)+MA(4)+ MA(5)$	Aceito efeito ARCH
Jerónimo Martins	$AR(1)$	Aceito efeito ARCH
Media Capital	C	Aceito efeito ARCH
Mota-Engil	$MA(1)$	Aceito efeito ARCH
Pararede	$AR(2)+AR(5)+AR(13)+AR(15)$	Aceito efeito ARCH
PT	$MA(25)+MA(27)$	Aceito efeito ARCH
PT Multimédia	$MA(1)+MA(4)+ MA(5)+MA(8)+MA(13)$	Aceito efeito ARCH
Reditus	$AR(33)$	Aceito efeito ARCH
Semapa	$MA(1)$	Aceito efeito ARCH
Sonae	$AR(2)+AR(8)$	Aceito efeito ARCH
Sonaecom	$AR(1)+AR(6)+AR(13)$	Aceito efeito ARCH

**ANEXO 8- Equações da média
(Ajustadas ao GARCH)**

Empresas	Equação da média (Ajustada ao GARCH)
Altri	C+AR(19)
BCP	C
BES	C+AR(3)
BPI	AR(1)
Brisa	C+AR(1)
Cimpor	C+AR(1)
Cofina	AR(36)
Corticeira Amorim	MA(1)
EDP	AR(1)
Impresa	MA(1)
Jerónimo Martins	AR(8)
Media Capital	C
Mota-Engil	MA(1)
Pararede	AR(5)
PT	AR(2)
PT Multimédia	MA(1)
Reditus	C+AR(33)
Semapa	C+MA(1)
Sonae	AR(8)
Sonaecom	C+AR(1)

ANEXO 9- Modelo GARCH (1,1): Teste A



Empresas	Janela de Observação (N° de Dias)	Wald Test			
		Boas Notícias		Más Notícias	
		Chi-Square	P-Value	Chi-Square	P-Value
Altri	1	N/A			
	2	N/A			
	3	N/A			
	4	8,381006	0,0038	3,280174	0,0701
	5	5,089028	0,0241	5,380779	0,0204
BCP	1	0,515579	0,4727	0,028597	0,8957
	2	1,026143	0,3111	13,91722	0,0002
	3	0,819108	0,3654	6,066584	0,0138
	4	95,19733	0,0000	10,92670	0,0009
	5	12,63003	0,0004	7,306742	0,0069
BES	1	N/A			
	2	N/A			
	3	0,459131	0,4980	13,03474	0,0003
	4	N/A			
	5	7,766117	0,0053	1,624147	0,2025
BPI	1	4,214126	0,0401	0,772444	0,3795
	2	3,394937	0,0654	0,822674	0,3644
	3	0,659563	0,4167	1,226158	0,2682
	4	1,970443	0,1604	0,959536	0,3273
	5	11,48830	0,0007	5,937395	0,0148
Brisa	1	0,045687	0,8307	0,460386	0,4974
	2	0,044004	0,8338	0,686796	0,4073
	3	0,090716	0,7633	0,639989	0,4237
	4	0,184766	0,6673	0,368555	0,5438
	5	0,320059	0,5716	0,131532	0,7168
Cimpor	1	0,133033	0,7153	1,538886	0,2148
	2	0,957358	0,3279	0,189253	0,6635
	3	0,094865	0,7581	0,002771	0,9580
	4	0,238748	0,6251	0,172235	0,6781
	5	0,525936	0,4683	0,331751	0,5646
Cofina	1	2,002459	0,1570	2,503366	0,1136
	2	0,740305	0,3896	4,562943	0,0327
	3	1,551053	0,2130	4,246680	0,0393
	4	2,345650	0,1256	4,278099	0,0386
	5	2,210161	0,1371	4,334247	0,0374
Corticeira Amorim	1	4,126572	0,0422	5,382476	0,0203
	2	3,665442	0,0556	0,090079	0,7641
	3	4,210137	0,0402	0,023496	0,8782
	4	4,795646	0,0285	0,073046	0,7870
	5	5,140930	0,0234	0,009425	0,9227
EDP	1	0,248874	0,6179	0,065608	0,7978
	2	2,591828	0,1074	2,269238	0,1320
	3	1,397021	0,2372	1,223588	0,2687
	4	1,220751	0,2692	0,229953	0,6316
	5	2,119149	0,1455	0,002009	0,9642
Impresa	1	3,647643	0,0561	2,468312	0,1162
	2	1,220160	0,2693	0,556786	0,4556
	3	1,491901	0,2219	0,611504	0,4342
	4	1,257659	0,2621	1,411140	0,2854
	5	1,619570	0,2032	0,955497	0,3283

Empresas	Janela de Observação (Nº de Dias)	Wald Test			
		Boas Notícias		Más Notícias	
		Chi-Square	P-Value	Chi-Square	P-Value
Jerónimo Martins	1	4,824409	0,0281	0,876707	0,3491
	2	0,045611	0,8309	1,829995	0,1761
	3	0,392954	0,5308	1,584856	0,2081
	4	0,000361	0,9848	1,711907	0,1907
	5	0,038906	0,8436	1,903400	0,1677
Media Capital	1	1,209509	0,2714	0,044474	0,8330
	2	1,749368	0,1860	0,301474	0,5830
	3	1,761130	0,1845	0,449636	0,5025
	4	1,975517	0,1599	0,693516	0,4050
	5	N/A			
Mota-Engil	1	N/A			
	2	N/A			
	3	57,65780	0,0000	0,655696	0,4181
	4	8,205544	0,0042	1,871477	0,1713
	5	0,697877	0,4035	3,801815	0,0512
Pararede	1	N/A			
	2	N/A			
	3	N/A			
	4	N/A			
	5	8,271746	0,0040	1,676370	0,1954
PT	1	2,432916	0,1188	0,688164	0,4068
	2	0,023125	0,8791	0,513636	0,4736
	3	1,055537	0,3042	0,135105	0,7132
	4	1,869782	0,1715	0,066737	0,7961
	5	1,262014	0,2613	0,000151	0,9902
PT Multimédia	1	1,066987	0,3016	1,083448	0,2979
	2	N/A			
	3	0,876172	0,3493	1,434584	0,2310
	4	1,955012	0,1620	2,007612	0,1565
	5	0,711707	0,3989	3,442406	0,0635
Reditus	1	2,664903	0,1026	0,079987	0,7773
	2	3,720381	0,0538	0,365423	0,5455
	3	1,122140	0,2895	1,123307	0,2892
	4	0,094966	0,7580	1,132066	0,2873
	5	0,193133	0,6603	0,572958	0,4491
Semapa	1	5,990191	0,0144	8,208125	0,0042
	2	0,938673	0,3326	10,41919	0,0012
	3	0,705950	0,4008	8,443941	0,0037
	4	0,096847	0,7556	7,947712	0,0048
	5	0,779467	0,3773	1,779938	0,1822
Sonae	1	2,065278	0,1507	0,887111	0,3463
	2	2,861531	0,0907	0,099406	0,7525
	3	1,979620	0,1594	0,005375	0,9416
	4	1,828389	0,1763	0,000460	0,9829
	5	2,196087	0,1384	0,036864	0,8477
Sonacom	1	0,955350	0,3284	1,972475	0,1602
	2	1,099822	0,2943	1,182324	0,2769
	3	1,292363	0,2556	0,148145	0,7003
	4	1,411885	0,2347	0,002038	0,9640
	5	1,394949	0,2376	0,000182	0,9892

Nota: Os valores sombreados representam as diferenças de volatilidade estatisticamente significativas, a um n.s. de 5% e 10%.

ANEXO 10- Modelo GARCH (1,1): Teste B

Empresas	Boas Notícias		Más Notícias	
	Coefficiente	P-Value	Coefficiente	P-Value
Altri	N/A			
BCP	0,0001	0,4258	0,0000	0,3314
BES	0,0000	0,2537	0,0000	0,9293
BPI	0,0004	0,4617	0,0000	0,8218
Brisa	0,0000	0,6362	0,0000	0,1698
Cimpor	0,0000	0,4387	0,0001	0,1388
Cofina	0,0001	0,1625	0,0000	0,5766
Corticeira Amorim	0,0004	0,1252	0,0000	0,6884
EDP	0,0000	0,8389	0,0000	0,8929
Impresa	0,0001	0,4689	0,0000	0,7525
Jerónimo Martins	0,0002	0,2237	0,0007	0,3368
Media Capital	0,0008	0,0980	0,0002	0,3523
Mota-Engil	N/A			
Pararede	0,0007	0,3317	-0,0002	0,0922
PT	0,0000	0,2023	0,0000	0,8792
PT Multimédia	0,0000	0,0261	0,0000	0,0293
Reditus	0,0010	0,0881	0,0003	0,7425
Semapa	0,0001	0,2288	0,0001	0,2503
Sonae	0,0001	0,2230	0,0000	0,4608
Sonacom	0,0004	0,1479	0,0002	0,3140

Nota: Os valores sombreados representam os coeficientes estatisticamente significativos, a um n.s. de 5% e 10%.