

Efeito dia da semana em mercados acionistas internacionais

por Ana Martins e Luís Oliveira

RESUMO: Este estudo pretende testar a hipótese da eficiência de mercado na forma fraca, i.e., a suposição de que os preços das ações refletem sempre toda a informação pública disponível, através da verificação da presença ou não do efeito dia da semana. Testa-se o processo de geração de rendibilidades de ações segundo as hipóteses «Trading Time» e «Calendar Time». A análise baseia-se na evolução diária dos principais índices acionistas europeus e internacionais, entre 1988 e 2011 e nos seguintes subperíodos: 1988-1998, 1999-2011, 2000-julho de 2007 e agosto de 2007-2011. Os resultados da hipótese «Trading Time» sugerem a existência de um efeito segunda-feira nos índices da Grécia, da Itália, do Japão e de Hong-Kong. A hipótese «Calendar Time» é rejeitada pelos índices da Grécia e de Hong-Kong, concluindo-se que a rendibilidade esperada à segunda-feira não será o triplo da dos outros dias da semana. Por último, constatamos que, segundo ambas as hipóteses «Trading Time» e «Calendar Time», vários índices em alguns subperíodos analisados rejeitam a hipótese da eficiência de mercado, concluindo-se pela ineficiência destes mercados acionistas.

Palavras-chave: Efeito Dia da Semana, Mercados Eficientes, Mercados de Ações

TITLE: The day of the week effect in international stock markets

ABSTRACT: This study aims to test the market efficiency hypothesis in the weak form, i.e., the assumption that stock prices always reflect all public available information, by verifying the presence or absence of the day of the week effect. Test the shares generating returns process according to the assumptions Trading Time and Calendar Time. The analysis is based on the daily evolution of the main European and international stock indexes, between 1988 and 2011 and the following sub-periods: 1988-1998, 1999-2011, 2000-July 2007 and August 2007-2011. The Trading Time hypothesis results suggest the existence of a Monday effect in the indexes of Greece, Italy, Japan and Hong Kong. Calendar Time hypothesis is rejected by the indexes of Greece and Hong Kong, concluding that the expected return on Monday will not be the triple of the other weekday's returns. Final, we note that, according to both hypotheses Trading Time and Calendar Time, several indexes in some analyzed sub periods reject the efficiency market hypothesis, so we can conclude for the inefficiency of these equity markets.

Key words: Day of the Week Effect, Market Efficiency, Stock Markets

TÍTULO: Efecto día de la semana en los mercados bursátiles internacionales

RESUMEN: Este estudio tiene como objetivo probar la hipótesis de la eficiencia del mercado en forma débil, es decir, el supuesto de que precios de las acciones siempre reflejan toda la información disponible al público, mediante la verificación de la presencia o ausencia del efecto día de la semana. Se va probar el proceso de generación de retornos de las acciones de acuerdo con los supuestos “Trading Time” y “Calendar Time”. El análisis se basa en la evolución

diaria de los principales índices bursátiles europeos e internacionales entre 1988 y 2011 y en los siguientes sub-períodos: 1988–1998, 1999–2011, 2000–julio 2007 y agosto de 2007 para 2011. Los resultados de la hipótesis del “Trading Time” sugieren la existencia de un efecto de los lunes en los índices de Grecia, Italia, Japón y Hong Kong. La hipótesis del “Calendar Time” es rechazada por los índices de Grecia y Hong Kong, llegando a la conclusión de que el rendimiento esperado el lunes no va a ser el triple de los otros días de la semana. Por último, observamos que, según ambas hipótesis “Trading Time” y “Calendar Time”, varios índices analizados en algunos sub-períodos, rechazan la hipótesis de la eficiencia del mercado, concluyendo por la ineficiencia de estos mercados bursátiles.

Palabras-clave: Efecto Día de la Semana, Mercados Eficientes, Los Mercados Bursátiles

Vários estudos empíricos têm abordado o comportamento dos preços das ações associados a sazonalidades, traduzidas pela concretização de taxas de rendibilidades diferentes das rendibilidades esperadas durante determinados períodos específicos do calendário.

Os estudos sobre os efeitos de calendário que têm suscitado maior interesse por parte da comunidade científica e financeira ao longo das últimas décadas foram o efeito fim de semana ou efeito dia da semana, onde os retornos em determinados dias da semana, nomeadamente à segunda-feira, tendem a ser diferentes e o efeito mês do ano que identifica a ocorrência de sazonalidades nas taxas de rendibilidade diárias em meses particulares do ano, nomeadamente o de janeiro, nos quais as rendibilidades diárias tendem, em média, a ser maiores do que nos restantes meses do ano.

Outros efeitos de calendário incluem o efeito dia do mês, onde as rendibilidades mais elevadas tendem a ser observadas em períodos específicos do mês, e o efeito feriado, onde se tende a observar um padrão de comportamento

anormal das taxas de rendibilidade nas sessões de bolsa que ocorrem após dias de feriado.

Junto dos economistas financeiros, o estudo dos efeitos de calendário assume-se como particularmente importante porque, uma vez confirmados empiricamente, são inconsistentes com a hipótese de mercados eficientes, uma vez que a previsibilidade dos movimentos nos preços dos ativos permitiria aos investidores obter lucros anormais face aos níveis de risco incorridos constituindo, assim, uma violação dos pressupostos subjacentes à existência de mercado eficientes.

Com efeito, se o fluxo de informações para o mercado for contínuo (hipótese de *Calendar Time*) e os preços refletirem toda a informação disponível, seria de esperar uma rendibilidade à segunda-feira de cerca do triplo da rendibilidade nos outros dias da semana, refletindo o maior volume de informação durante os três dias de calendário entre as cotações de fecho do mercado de sexta-feira e do fecho do mercado da segunda-feira seguinte. Mesmo admitindo que o fluxo de informações é insignificante nos fins de semana (hipótese de *Trading Time*), a rendibilidade à segunda-feira

Ana Martins

aamartins@bportugal.pt

Mestre em Finanças, ISCTE Business School. Auditora Financeira no Banco de Portugal.

Master in Finance, ISCTE Business School, Financial Auditor at Bank of Portugal.

Master en Finanzas, ISCTE Business School. Auditor Financiero en el Banco de Portugal.

Luis Oliveira

luis.oliveira@iscte.pt

Doutorado em Finanças pela ISCTE Business School. Professor Auxiliar no Departamento de Finanças da ISCTE Business School, Portugal.

PhD in Finance, ISCTE Business School. Professor at Finance Department. ISCTE Business School, Portugal.

Doctor en Finanzas por ISCTE Business School. Profesor Asistente en el Departamento de Finanzas de la ISCTE Business School, Portugal.

Recebido em outubro de 2012 e aceite em maio de 2013.

Received in October 2012 and accepted in May 2013.

Junto dos economistas financeiros, o estudo dos efeitos de calendário assume-se como particularmente importante porque, uma vez confirmados empiricamente, são inconsistentes com a hipótese de mercados eficientes.

deve ser, pelo menos, tão elevada como a dos restantes dias da semana.

No entanto, nenhuma destas duas hipóteses parece ser confirmada nos estudos desenvolvidos para os principais mercados de ações internacionais que reportam uma rendibilidade à segunda-feira que, em média, é menor do que nos outros dias da semana.

Fama (1970) definiu a hipótese de mercados eficientes (HME) na sua forma fraca como um processo no qual as rendibilidades futuras dos ativos são imprevisíveis a partir do conhecimento de rendibilidades passadas, sendo que a melhor previsão das rendibilidades futuras é a média histórica das rendibilidades passadas. Fama (1970) testou a hipótese do efeito fim de semana através dos modelos *Trading Time* e *Calendar Time*, comparando a variância das rendibilidades das ações à segunda-feira com a registada nos outros quatro dias da semana, e observou que a variância das rendibilidades à segunda-feira era, de facto, superior à de qualquer outro dia da semana, no entanto, rejeitou a hipótese de que a variância correspondia ao triplo da dos restantes dias.

O presente artigo centra-se exclusivamente na verificação da persistência do efeito dia da semana em diversos mercados acionistas internacionais situados em diferentes zonas económicas e geográficas. Iremos testar a persistência desta sazonalidade a dois níveis: tratar-se-á de fenómenos de carácter generalizado ou apenas específicos de algumas regiões ou países; e a persistência do efeito em conjunturas económicas e financeiras distintas ao longo do período compreendido entre 1988 e 2011.

O restante artigo está organizado da seguinte forma. Primeiro efetua-se uma revisão da literatura mais relevante sobre o efeito dia da semana. Apresentamos, depois, a metodologia que serviu de base à recolha e ao tratamento da informação utilizada nos testes estatísticos desenvolvidos.

Na sua sequência, analisam-se os resultados empíricos e finalmente apresentam-se as conclusões.

Revisão da literatura

O fenómeno dos efeitos de calendário tem alimentado uma acesa discussão entre os economistas financeiros que se traduziu na produção de numerosos estudos ao longo dos últimos 50 anos. Até ao final da década de 80 do século passado foram mais numerosos os estudos empíricos desenvolvidos e mostraram um certo consenso na confirmação da existência de um efeito dia da semana/fim de semana em vários mercados. Após 1990 o tema foi, de certa forma, esquecido pela comunidade académica e científica, mas durante os primeiros anos da década de 2000 novos estudos surgiram, tendo por base vários mercados internacionais, concluindo que a evidência da existência desta anomalia de mercado tem vindo a perder significância ou mesmo a desaparecer nos mercados mais desenvolvidos.

Cross (1973), que analisou a diferença entre a distribuição das variações de preços nas sextas-feiras e a distribuição das variações de preços nas segundas-feiras, e French (1980), que analisou o efeito fim de semana à luz das hipóteses *Calendar Time* e *Trading Time*, concluíram, para o índice S&P analisado entre as décadas de 1950 e 70, que a taxa de rendibilidade obtida à segunda-feira foi, em média, negativa.

Lakonishok e Levi (1982) consideram que as rendibilidades elevadas à sexta-feira e negativas à segunda-feira resultam do efeito rendimento decorrido durante o período de liquidação. Após o ajustamento das cotações de fecho pelo valor dos juros decorridos, os resultados obtidos revelaram que as correções efetuadas não foram suficientes para eliminar o efeito dia da semana. Também Keim e Stambaugh (1984) concluíram pela existência de taxas de rendibilidade consistentemente negativas à segunda-feira.

Prince (1982) constatou que as rendibilidades negativas à segunda-feira decorrem da rendibilidade gerada durante o dia de negociação da própria segunda-feira. Em contradição com Prince (1982), Rogalski (1984) mostrou que as rendibilidades médias negativas geradas à segunda-feira ocorrem durante o período de não-negociação entre o fecho de sexta-feira e a abertura de segunda-feira e que a média

das taxas de rendibilidade entre a abertura e o fecho são idênticas para todos os dias da semana.

Jaffe e Westerfield (1985) estudaram a distribuição das rendibilidades diárias nos mercados bolsistas de Inglaterra, Japão, Canadá e Austrália entre 1950 e 1983 e observaram uma taxa média de rendibilidade persistentemente negativa à segunda-feira e, com exceção do mercado inglês, à terça-feira para todos estes mercados. Harris (1986) e Smirlock e Starks (1986) estudaram o comportamento das cotações de fecho, de abertura e do *intraday* no mercado dos EUA e concluíram pela existência de taxas de rendibilidade negativas à segunda-feira e estatisticamente significativas.

Após 1986 assistiu-se a uma acentuada diminuição da produção de publicações sobre o efeito dia da semana/fim de semana que permaneceu um pouco esquecido até meados da década de 1990. Com efeito, paralelamente ao desenvolvimento de novos mercados e instrumentos financeiros, o surgimento de ferramentas estatísticas mais eficazes e de bases de dados mais alargadas suscitaram o desenvolvimento de novos estudos sobre o efeito dia da semana. Wang *et al.* (1997) concluem que o efeito segunda-feira ocorre, sobretudo, nas últimas segundas-feiras do mês e que o efeito do mês desaparece após controlado para o efeito segunda-feira. Kamara (1997) sugere que a institucionalização dos mercados de ações e a negociação de contratos de futuros sobre índices tendem a promover o desaparecimento das anomalias de curto prazo nos ativos subjacentes.

Em linha com os resultados de Kamara (1997), Faff e Mackenzie (2002) mostraram que a negociação de contratos de futuros poderá ter causado uma diminuição do efeito segunda-feira nos mercados dos EUA, Suíça, Alemanha e Inglaterra, para além de um decréscimo notável do efeito terça-feira nos mercados japonês e australiano.

Chen e Singal (2003) apontaram como principal causa do efeito fim de semana, o desenvolvimento de estratégias de venda a descoberto, motivadas pela impossibilidade de negociação durante o fim de semana, de posições especulativas à sexta-feira e respetivo fecho da posição à segunda-feira.

Ao longo da primeira década de 2000 têm surgido vários estudos sobre o efeito fim de semana em mercados acionistas internacionais, visando mostrar que este efeito

tende a desaparecer ou tornar-se mais fraco, em especial nos mercados desenvolvidos. Estão nesta linha de investigação, entre outros, Maberly e Waggoner (2000), Rubinstein (2001), Steely (2001), Kohers *et al.* (2004), Hui (2005) ou Chukwuogor-Ndu (2006).

Por exemplo, Chukwuogor-Ndu (2006) analisou o efeito dia da semana nos mercados de ações em 15 países europeus e encontrou evidências significativas em apenas 7. Basher e Sadorsky (2006) concluíram pela não verificação de tal efeito na maioria dos 21 mercados emergentes que examinaram.

Mais recentemente, Borges (2009) examinou os efeitos dia da semana e mês do ano em 17 índices europeus no período 1994-2007 e, embora os retornos tendam a ser menores nos meses de agosto e setembro, a autora não encontrou evidência empírica dos efeitos de calendário estudados. Adicionalmente, utilizando regressões *roller-windows*, verificou que os efeitos de calendário não são estáveis ao longo do período da amostra, concluindo assim que os efeitos de calendário analisados podem ser apenas uma «quimera» resultante de enviesamentos causados por *data mining*.

Metodologia

O objetivo deste estudo é avaliar a eficiência dos principais mercados acionistas europeus através da verificação da existência, ou não, do efeito dia da semana, mediante análise do comportamento das taxas de rendibilidade diárias e da existência de uma dependência entre estas e o respetivo dia da semana.

• Recolha de dados e cálculo de estatísticas descritivas das séries de rendibilidades

Obtiveram-se as cotações de fecho diárias realizadas nas sessões normais de bolsa, compreendidas entre 1 de janeiro de 1988 e 30 de dezembro de 2011, para os seguintes índices de ações europeus: Euro Stoxx 50 (Zona Euro), Athex (Grécia), FTSE 100 (Inglaterra), DAX 30 (Alemanha), Áustria Traded ATX INDX (Áustria), IBEX 35 (Espanha), CAC 40 (França), FTSE MIB 40 (Itália), AEX (Holanda), PSI Geral (Portugal) e OMX Helsinki Index (Finlândia).

Adicionalmente, e no sentido de apresentar uma comparação com os mercados bolsistas europeus, efetuámos a

mesma análise para os índices internacionais de ações mais acompanhados pelos investidores: NIKKEI 225 (Japão), S&P 500 (EUA) e Hang Seng (Hong-Kong).

Os dados foram extraídos das bases de dados da *Reuters* (índice italiano), da Bolsa de Valores de Lisboa (índice português) e da *Bloomberg* (restantes 12 índices analisados). A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das amostras recolhidas.

A análise do efeito dia da semana subdividiu-se em quatro subperíodos: o primeiro corresponde ao período anterior à introdução da moeda única europeia e abrange os anos entre 1988 e 1998; o segundo corresponde ao período após a introdução do euro, entre 1999 (ano da introdução da moeda euro como meio de pagamento eletrónico) e 2011; o terceiro subperíodo vai desde 2000 a julho de 2007 e visa avaliar o impacto da introdução da moeda única europeia antes do início da atual crise; e, por último, o quarto subperíodo, entre agosto de 2007 (data de início da crise do *subprime*¹) e 2011, com o objetivo de verificar qual o impacto da atual crise europeia de dívida soberana nos mercados de ações (ver Tabela 1, p. 19).

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

O DAX 30 (Alemanha) regista o valor da mediana mais elevado em todos os períodos examinados, sendo somente ultrapassado pelos índices ATX INDX (Áustria) e OMX Helsinki (Finlândia) no subperíodo entre 2000 e julho de 2007. Por seu turno, a mediana mais baixa é observada, sem qualquer surpresa, pelo índice da Grécia (Athex) em todos os subperíodos analisados, com exceção do período anterior à moeda única (1988-1998) em que a menor mediana é registada pelo PSI Geral (Portugal), seguido do FTSE MIB 40 (Itália).

Analisando a curtose, observamos que todas as séries evi-

Todas as séries evidenciam um número excessivo de observações extremas, facto que nada contribui para o pressuposto de que as taxas de rendibilidade diárias apresentam uma distribuição normal univariada. Quanto à assimetria, no geral as séries são assimétricas negativas para a quase totalidade dos períodos em análise, indicando que se registaram com maior frequência grandes variações de sinal negativo.

denciam um número excessivo de observações extremas, facto que nada contribui para o pressuposto de que as taxas de rendibilidade diárias apresentam uma distribuição normal univariada. Quanto à assimetria, no geral as séries são assimétricas negativas para a quase totalidade dos períodos em análise, indicando que se registaram com maior frequência grandes variações de sinal negativo. A exceção a esta regra é a série histórica das rendibilidades do índice Athex (Grécia), que, para quatro dos cinco subperíodos estudados, apresenta-se como uma distribuição assimétrica positiva, inclusive no período da crise.

• Método de cálculo das rendibilidades diárias

No sentido de avaliarmos a distribuição das rendibilidades das ações, utilizou-se um modelo de cálculo das rendibilidades diárias, caracterizado pelo seguinte processo multiplicativo *random walk*²:

$$P_t = P_{t-1} e^{E(r_t) + \varepsilon_t} \quad (1)$$

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

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

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

onde r_t é a taxa de rendibilidade observada na sessão de bolsa t , pressupondo a existência de um processo de capitalização em tempo contínuo.

Tabela 1
Estatísticas descritivas

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

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

(continua na p. 20)

Tabela 1 (continuação da p. 19)
Estatísticas descritivas

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

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

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

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

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

Os testes à significância conjunta das estimativas para os parâmetros de geração de rendibilidades dos índices selecionados foram realizados com base no *Software Eviews V.5.0*.

Em virtude de estarmos a trabalhar com séries temporais, e visando ultrapassar potenciais problemas resultantes da heterocedasticidade e/ou autocorrelação dos erros nos modelos de regressão estimados, procedemos à correção dos erros padrão dos estimadores OLS segundo o procedimento de Newey-West. Os estimadores assim

obtidos são consistentes em heterocedasticidade e autocorrelação.

Resultados empíricos dos testes ao efeito dia da semana

No sentido de testar as hipóteses sobre o comportamento das rendibilidades diárias, e tendo por base os modelos utilizados por Fama (1965) e French (1980) apresentados no ponto sobre Método de Cálculo das Rendibilidades Diárias, foram calculadas as taxas de rendibilidade diária para os mercados acionistas em estudo.

Assim, efetuaram-se testes sobre a significância conjunta das estimativas para os parâmetros de dois modelos alternativos do processo de geração de rendibilidades: o modelo *Trading Time* e o modelo *Calendar Time*³. O objetivo é determinar se o processo de geração de rendibilidades funciona de forma contínua no tempo de calendário ou somente durante os dias em que ocorre negociação.

Segundo o modelo *Trading Time*, as rendibilidades são geradas apenas durante a negociação ativa e a rendibilidade esperada deverá ser a mesma independentemente do dia de negociação em que ocorre.

Por outro lado, no modelo *Calendar Time* o processo de geração de rendibilidades opera continuamente e a rendibilidade esperada à segunda-feira deverá ser o triplo da ren-

dibilidade esperada nos outros dias da semana, do mesmo modo que a taxa de rentabilidade média nos dias precedidos de feriados tenderá a ser superior. Sob esta hipótese, e para evitar a ocorrência de enviesamentos na análise, as rentabilidades obtidas nos dias seguintes a um feriado⁴ foram eliminadas da base de dados, garantindo-se que, à exceção da segunda-feira, todas as restantes rentabilidades refletem apenas um dia de negociação.

• A hipótese do *Trading Time*

Ignorando os feriados, se o processo de geração de rentabilidades das ações opera durante o *Trading Time*, então as rentabilidades esperadas para todos os cinco dias representam investimentos de um dia de negociação e a rentabilidade média será a mesma para cada dia.

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

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

onde r_t representa a taxa de rentabilidade observada na sessão de bolsa t e os d_{it} são variáveis binárias (*dummy*) que tomam os valores 0 e 1 consoante o dia da semana em que essa taxa de rentabilidade foi calculada, por exemplo, d_{3t} assumirá o valor de 1 sempre que a sessão de bolsa t se realize a uma terça-feira. A taxa de rentabilidade média correspondente à segunda-feira é medida pelo valor do parâmetro α , enquanto que os parâmetros γ_3 a γ_6 representam estimativas para a diferença entre a taxa de rentabilidade esperada à segunda-feira e a dos restantes dias da semana. et é o termo residual. Para efetuar os testes às diferenças entre as taxas de rentabilidade esperadas nos vários dias da semana, utilizámos o teste F à significância conjunta das estimativas dos parâmetros da regressão, onde, formalmente, a hipótese em teste foi:

$$h_0: \gamma_3 = \gamma_4 = \gamma_5 = \gamma_6 = 0$$

$$h_1: \text{Existe pelo menos um } \gamma \neq 0 \quad (5)$$

Se a hipótese do *Trading Time* estiver correta, a rentabili-

dade esperada é a mesma para cada dia da semana, as estimativas de γ_3 até γ_6 tomarão valores próximos de zero. O teste F (*F-statistic*) ao medir a significância conjunta das estimativas das variáveis *dummy* γ_3 até γ_6 deve ser não significativa, por forma a que não seja rejeitada a hipótese nula (ver Tabela 2, p. 22).

Com base na hipótese do *Trading Time*, cujos resultados são apresentados na Tabela 2, podemos concluir que nos índices Athex (Grécia), FTSE MIB 40 (Itália), Nikkei 225 (Japão) e Hang Seng (Hong-Kong) é rejeitada a hipótese nula para um nível de significância de pelo menos 10% (assinalados a *bold*), pelo que podemos considerar que as estimativas para os parâmetros γ_3 a γ_6 , para estes índices não são estatisticamente diferentes de zero e que, consequentemente, se observa um efeito dia da semana.

Analisando individualmente estes quatro índices, constata-se que:

(i) O índice Athex (Grécia) regista estimativas para os diferenciais entre as taxas de rentabilidade à quinta-feira e à sexta-feira estatisticamente significativas para níveis de 10% e de 1% respetivamente;

(ii) No caso do índice FTSE MIB 40 (Itália) são estatisticamente significativas as estimativas positivas para os diferenciais de rentabilidade à quarta-feira e quinta-feira;

(iii) Para os índices Nikkei 225 (Japão) e Hang Seng (Hong-Kong), rejeita-se a hipótese nula para um nível de significância de pelo menos 10% à quarta-feira e quinta-feira (Nikkei 225) e à quarta-feira e sexta-feira (Hang Seng).

Se analisarmos os resultados apresentados na Tabela A1 (ver em Anexo), para os subperíodos definidos, verificamos que, para a generalidade dos índices e subperíodos em análise, a hipótese nula não é rejeitada ao nível de significância de 10%.

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

(i) O *p-value* do índice Athex (Grécia) é inferior ao nível de significância de 1% para todo o período desde o início da utilização da moeda única na zona euro (1999-2011), sendo praticamente nulo antes do início da atual crise (2000- julho de 2007), conduzindo à rejeição da hipótese nula;

(ii) O índice FTSE 100 (Inglaterra) regista um *p-value* inferior a 5% no período anterior à introdução do euro (1988-

Tabela 2
Hipótese «Trading Time» (1988 a 2011)

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

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

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

-1998) e no período anterior à crise de dívida pública soberana dos países da zona euro (2000- julho de 2007), rejeitando-se a hipótese da nulidade conjunta dos parâmetros;

(iii) No caso dos índices CAC 40 (França) e OMX Helsinki (Finlândia), apesar de não se rejeitar a hipótese nula no período 1988-2011, a mesma é rejeitada no subperíodo

compreendido entre 2000 e julho de 2007;

(iv) A rejeição da hipótese nula no índice acionista Italiano (FTSE MIB 40) decorre essencialmente do comportamento dos preços no subperíodo posterior ao início da crise financeira internacional;

(v) Para os índices AEX (Holanda), Nikkei 225 (Japão), S&P

500 (EUA) e Hang Seng (Hong-Kong) rejeita-se a hipótese nula durante o subperíodo anterior à introdução do euro (1988-1998).

Resulta ainda da análise aos resultados da Tabela A1 que, com exceção dos índices FTSE MIB 40, NIKKEI 225 e Hang Seng, após a introdução do euro, os *p-values* são sempre menores no «período pré-crise» (2000-julho de 2007), quando comparados com os *p-values* do «período crise» (agosto de 2007-2011).

• A hipótese do *Calendar Time*

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

Tendo por base que a rendibilidade esperada é uma função linear do período de investimento, a taxa de rendibilidade para a segunda-feira será o triplo da taxa de rendibilidade para os restantes quatro dias da semana, utilizou-se o seguinte modelo de regressão linear para testar esta hipótese:

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

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

Formalmente a hipótese em teste foi:

$$\begin{aligned} h_0: \gamma_3 = \gamma_4 = \gamma_5 = \gamma_6 = 0 \\ h_1: \text{Existe pelo menos um } \gamma_{\neq} \neq 0 \end{aligned} \quad (7)$$

Se a hipótese do *Calendar Time* estiver correta, consequentemente a rendibilidade esperada à segunda-feira será o triplo da registada em cada um dos restantes quatro dias da semana, as estimativas de γ_3 até γ_6 tomarão valores

nulos e não deverão ser conjunta e estatisticamente significativos com base na estatística de teste F (*F-statistic*) (**ver Tabela 3, p. 24**).

Como podemos observar pelos dados apresentados na Tabela 3, segundo a hipótese *Calendar Time*, nos índices Athex (Grécia) e Hang Seng (Hong-Kong) rejeita-se a hipótese nula para um nível de significância de 1% e de 5%, respetivamente, concluindo-se que, em média, a rendibilidade esperada à segunda-feira não é o triplo da rendibilidade registada nos outros dias da semana.

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

Analisando os resultados apresentados na Tabela A2 (**ver em anexo**), segundo a hipótese *Calendar Time*, verifica-se que alguns índices analisados rejeitam a hipótese nula da igualdade das estimativas dos parâmetros γ a zero, para alguns subperíodos:

(i) O índice Athex (Grécia) apenas não rejeita a hipótese nula no «período crise»;

(ii) O índice FTSE 100 (Inglaterra) apresenta um *p-value* inferior a 5% no período anterior à introdução do euro (1988-1998) e no período anterior à crise de dívida pública soberana dos países da zona euro (2000-julho de 2007), rejeitando-se a hipótese nula em teste nestes dois subperíodos;

(iii) Para os índices FTSE MIB 40 (Itália) e OMX Helsinki (Finlândia) rejeita-se a hipótese nula nos subperíodos «crise» (agosto de 2007-2011) e «pré-crise» (2000-julho de 2007), respetivamente;

(iv) Por último, em 7 dos 14 índices analisados rejeitou-se a hipótese nula para o subperíodo prévio à utilização da moeda única na zona euro (1988-1998), com *p-values* inferiores a 10%.

Conclusões

No presente estudo, procurámos testar o grau de eficiência informacional em 14 mercados de ações através da reali-

Tabela 3
Hipótese «Calendar Time» (1988 a 2011)

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

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

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

zação de testes de hipóteses, segundo os modelos *Trading Time* e *Calendar Time*. O objetivo foi o de verificar a eventual existência de um padrão sazonal registado pelas rendibilidades diárias associado ao dia da semana em que ocorre.

Com base nos resultados obtidos, foi possível verificar que, para a maioria dos índices analisados (12 em 14), as

rendibilidades à segunda-feira são negativas ou inferiores às dos restantes dias da semana.

Segundo o modelo *Trading Time*, em quatro dos índices analisados – Athex (Grécia), FTSE MIB 40 (Itália), Nikkei 225 (Japão) e Hang Seng (Hong-Kong) – e para níveis de significância de 5% e de 10%, rejeitou-se a hipótese da igual-

dade entre as taxas de rentabilidade para todos os dias da semana e, conseqüentemente, observou-se evidência que sugere a existência do efeito segunda-feira nestes mercados.

Segundo o modelo *Calendar Time*, somente em dois dos índices – Athex (Grécia) e Hang Seng (Hong-Kong) – se rejeitou, com níveis de significância de 1% e de 5%, a hipótese nula de que a taxa de rentabilidade à segunda-feira é o triplo da dos restantes dias da semana. Para os restantes índices, a hipótese nula não foi rejeitada, ou seja, as estimativas dos diferenciais entre a taxa de rentabilidade média de um determinado dia da semana, que não segunda-feira, e 1/3 da taxa de rentabilidade média observada à segunda-feira, são estatisticamente nulas.

Após a introdução da moeda única europeia e com exceção dos índices FTSE MIB 40, NIKKEI 225 e Hang Seng, os níveis de significância estatística são sempre menores no «período pré- crise», quando comparados com os do «período crise» podendo indicar que (i) em linha com Kamara (1997), o efeito dia da semana apresenta uma tendência para desaparecer, pois o número de índices que rejeitam a hipótese da eficiência dos mercados é maior no período 1988-1998; (ii) a performance macro-económica internacional pode estar relacionada com a existência do efeito dia da semana, o qual se manifesta de forma mais evidente no período anterior à introdução da moeda única (1988-1998) e no «período pré-crise» (2000-julho de 2007). ■

Notas

1. Generalizadamente identificada pelas primeiras injeções de capital no sistema bancário britânico e norte-americano.

2. De acordo com French (1980), o modelo proposto por Fama (1965) é do tipo: $P_t = P_{t-1} \exp(E(r_t) + \varepsilon_t) - D_t$

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

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

4. Nas semanas em que ocorreram feriados à sexta-feira, foram eliminadas as observações da segunda-feira seguinte.

Referências bibliográficas

- BASHER, S. e SADORSKY, P. (2006), «Day of the week effects in emerging stock markets». *Applied Economic Letters*, n.º 13, pp. 621-628.
- BORGES, M. (2009), «Calendar Effects in Stock Markets: Critic of Previous Methodologies and Recent Evidence in European Countries». Instituto Superior de Economia e Gestão, *Working Paper* n.º 37-2009/DE/SOCIUS.
- CHEN, H. e SINGAL, V. (2003), «Role of speculative short sales in

price formation: The case of the weekend effect». *The Journal of Finance*, vol. 58(2), pp. 685-705.

CHUKWUOGUR-NDU, C. (2006), «Stock market returns analysis, day of the week effect, volatility of returns: evidence from European financial markets 1997-2004». *International Research Journal of Finance and Economics*, vol. 1, pp. 112-124.

CROSS, F. (1973), «The behavior of stock prices on Fridays and Mondays». *Financial Analysts Journal*, vol. 29, pp. 67-69.

ELTON, E. J. e GRUBER, M. J. (1995), **Modern Portfolio Theory and Investment Analysis**. 5.ª ed., John Wiley & Sons, Inc.

FAFF, R. W. e MACKENZIE, M. D. (2002), «The impact of stock index futures trading on daily returns seasonality: a multicountry study». *Journal of Business*, vol. 75(1), pp. 95-125.

FAMA, E. F. (1965), «The behavior of stock-market prices». *The Journal of Business*, vol. 38(1), pp. 34-105.

FAMA, E. F. (1970), «Efficient capital markets: a review of theory and empirical work». *Journal of Finance*, vol. 25(2), pp. 383-417.

FRENCH, K. R. (1980), «Stock returns and the weekend effect». *Journal of Financial Economics*, vol. 8, pp. 55-69.

GIBBONS, M. R. e HESS, P. (1981), «Day of the week effect and asset returns». *Journal of Business*, vol. 54(4), pp. 579-596.

HARRIS, L. (1986), «A transaction data study of weekly and intradaily patterns in stock returns». *Journal of Financial Economics*, vol. 16, pp. 99-117.

HUI, T. (2005), «Day of the week effects in US and Asia-Pacific stock markets during the Asian financial crisis: a non-parametric approach». *The International Journal of Management Science*, vol. 33, pp. 277-282.

JAFFE, J. e WESTERFIELD, R. (1985), «The week-end effect in common stock returns: the international evidence». *Journal of Finance*, vol. 40, pp. 433-454.

KAMARA, A. (1997), «New evidence on the Monday seasonal in stock returns». *The Journal of Business*, vol. 70(1), pp. 63-84.

KEIM, D. B. e STAMBAUGH, R. F. (1984), «A further investigation of the weekend effect in stock returns». *The Journal of Finance*, vol. 39(3), pp. 819-835.

KOHERS, G.; KOHERS, N.; PANDEY, V. e KOHERS, T. (2004), «The disappearing day of the week effect in the World's largest equity markets». *Applied Economic Letters*, vol. 11, pp. 167-171.

KOHLER, H. (1994), **Statistics for Business and Economics**. Harper Collins College Publishers, 3.ª ed.

LAKONISHOK, J. e LEVI, M. (1982), «Weekend effects on stock returns: a note». *Journal of Finance*, vol. 37(3), pp. 883-889.

MABERLY, E. e WAGGONER, D. (2000), «Closing the question on the continuation of the turn of the month effects: evidence from the S&P 500 index future contracts». Federal Reserve Bank of Atlanta.

PRINCE, P. (1982), «Day of the week effects: hourly data». Manuscrito, University of Chicago.

RUBINSTEIN, M. (2001), «Rational markets: yes or no? The affirmative case». *Financial Analysts Journal*, vol. 57, pp. 15-29.

ROGALSKI, R. J. (1984), «New findings regarding day-of-the-week returns over trading and non-trading periods: a note». *Journal of Finance*, vol. 39(5), pp. 1603-1614.

SMIRLOCK, M. e STARKS, L. (1986), «Day-of-the-week and intraday effects in stock returns». *Journal of Financial Economics*, vol. 17, pp. 197-210.

STEELY, J. (2001), «A note on information seasonality and the disappearance of the weekend effect in UK stock market». *Journal of Banking and Finance*, vol. 25, pp. 1941-1956.

WANG, K.; LI, Y. e ERICKSON, J. (1997), «A new look at the Monday effect». *Journal of Finance*, vol. 52(5), pp. 2171-2186.

Anexo

Tabela A1

Hipótese «Trading Time» (Subperíodos: 1988-1998, 1999-2011, 2000-07/2007 e 08/2007-2011)

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

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

	Subperíodo 1988 a 1998						Subperíodo 1999-2011						Subperíodo 2000-07/2007						Subperíodo 08/2007-2011						
	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	γ_6	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	γ_6	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	γ_6	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	γ_6	
Eurostoxx 50 (Zona Euro) <i>p-values</i>	0,00013 0,7975	0,00091 0,1564	0,00092 0,1270	-0,00006 0,9227	0,00034 0,5526	0,00037 0,6868	-0,00041 0,5429	0,00010 0,9096	-0,00023 0,8012	0,00083 0,3894	0,00037 0,6868	0,00037 0,6868	-0,00040 0,6143	-0,00014 0,9010	-0,00092 0,3913	0,00152 0,1729	0,00094 0,3800	0,00094 0,3800	-0,00109 0,4591	0,00142 0,4315	0,00155 0,4272	0,00155 0,4272	0,00155 0,4272	0,00155 0,4272	0,00155 0,4272
		$F_{(4;2;846)} = 1,338519$		$p-value = 0,2531$				$F_{(4;3;292)} = 0,440982$		$p-value = 0,7791$				$F_{(4;1;816)} = 1,700513$		$p-value = 0,1472$				$F_{(4;1;128)} = 0,674126$		$p-value = 0,6100$			
Athex (Grécia) <i>p-values</i>	0,00094 0,3490	-0,00081 0,5086	-0,00044 0,7029	-0,00064 0,5847	0,00119 0,2275	0,00332 0,0007	-0,00236 0,0018	0,00115 0,2723	0,00217 0,0368	0,00285 0,0045	0,00332 0,0007	0,00332 0,0007	-0,00288 0,0002	0,00178 0,0648	0,00258 0,0080	0,00497 0,0000	0,00430 0,0000	0,00430 0,0000	-0,00371 0,0252	0,00155 0,5053	0,00284 0,2104	0,00171 0,4333	0,00281 0,2159	0,00281 0,2159	0,00281 0,2159
		$F_{(4;2;650)} = 1,121251$		$p-value = 0,3446$				$F_{(4;3;158)} = 3,612522$		$p-value = 0,0061$				$F_{(4;1;850)} = 8,289371$		$p-value = 0,0000$				$F_{(4;1;660)} = 0,598024$		$p-value = 0,6641$			
FTSE 100 (Inglaterra) <i>p-values</i>	-0,00035 0,3843	0,00164 0,0028	0,00104 0,0449	0,00045 0,4296	0,00071 0,1661	0,00053 0,4864	0,00002 0,9747	-0,00022 0,7819	-0,00085 0,3053	0,00006 0,9371	0,00053 0,4864	0,00053 0,4864	-0,00015 0,8087	-0,00048 0,5920	-0,00112 0,2093	0,00078 0,3857	0,00114 0,1616	0,00114 0,1616	-0,00015 0,9111	0,00107 0,5199	-0,00007 0,9683	-0,00106 0,5525	-0,00030 0,8646	-0,00030 0,8646	-0,00030 0,8646
		$F_{(4;2;719)} = 2,607827$		$p-value = 0,0340$				$F_{(4;3;200)} = 0,970436$		$p-value = 0,4224$				$F_{(4;1;860)} = 2,562432$		$p-value = 0,0368$				$F_{(4;1;991)} = 0,479496$		$p-value = 0,7308$			
DAX 30 (Alemanha) <i>p-values</i>	0,00080 0,2229	-0,00029 0,7335	0,00077 0,3458	-0,00115 0,1911	-0,00060 0,4462	0,00010 0,9177	0,00005 0,9368	-0,00017 0,8550	-0,00065 0,4853	0,00021 0,8303	0,00010 0,9177	0,00010 0,9177	0,00031 0,7178	-0,00087 0,4750	-0,00166 0,1457	0,00074 0,5317	0,00014 0,9013	0,00014 0,9013	-0,00060 0,6601	0,00134 0,4278	0,00133 0,4711	-0,00073 0,7062	-0,00082 0,6420	-0,00082 0,6420	-0,00082 0,6420
		$F_{(4;2;650)} = 1,809511$		$p-value = 0,1242$				$F_{(4;3;237)} = 0,278445$		$p-value = 0,8921$				$F_{(4;1;890)} = 1,377538$		$p-value = 0,2393$				$F_{(4;1;111)} = 0,805963$		$p-value = 0,5214$			
ATX INDX (Áustria) <i>p-values</i>	0,00030 0,6769	-0,00031 0,7054	0,00016 0,8600	-0,00013 0,8888	0,00038 0,6249	0,00099 0,2852	-0,00047 0,4887	0,00025 0,7706	0,00075 0,4093	0,00053 0,5593	0,00099 0,2852	0,00099 0,2852	0,00049 0,3803	-0,00068 0,3936	0,00027 0,7117	0,00060 0,4115	0,00048 0,4772	0,00048 0,4772	-0,00236 0,1723	0,00182 0,3891	0,00263 0,2526	0,00035 0,8832	0,00185 0,4438	0,00185 0,4438	0,00185 0,4438
		$F_{(4;2;612)} = 0,217931$		$p-value = 0,9286$				$F_{(4;3;309)} = 0,423524$		$p-value = 0,7918$				$F_{(4;1;997)} = 0,993029$		$p-value = 0,4101$				$F_{(4;1;654)} = 0,56061$		$p-value = 0,6913$			
IBEX 35 (Espanha) <i>p-values</i>	0,00046 0,4403	0,00071 0,3580	-0,00040 0,6001	-0,00052 0,5086	0,00038 0,5597	0,00027 0,1663	-0,00102 0,1225	0,00074 0,4025	0,00069 0,4600	0,00155 0,0955	0,00129 0,1663	0,00129 0,1663	-0,00072 0,3098	0,00036 0,7149	0,00015 0,8829	0,00196 0,0404	0,00119 0,2347	0,00119 0,2347	-0,00195 0,1890	0,00225 0,2283	0,00200 0,3265	0,00112 0,5974	0,00140 0,4992	0,00140 0,4992	0,00140 0,4992
		$F_{(4;2;650)} = 1,048426$		$p-value = 0,3806$				$F_{(4;3;312)} = 0,984114$		$p-value = 0,4148$				$F_{(4;1;859)} = 1,503866$		$p-value = 0,1985$				$F_{(4;1;111)} = 0,470299$		$p-value = 0,7376$			
CAC 40 (França) <i>p-values</i>	-0,00108 0,0641	0,00240 0,0008	0,00236 0,0012	0,00143 0,0762	0,00158 0,0247	0,00027 0,7744	-0,00025 0,7068	-0,00020 0,8199	-0,00028 0,7616	0,00060 0,5244	0,00027 0,7744	0,00027 0,7744	-0,00022 0,7681	-0,00045 0,6721	-0,00113 0,2792	0,00137 0,2012	0,00091 0,3705	0,00091 0,3705	-0,00098 0,5070	0,00121 0,5077	0,00172 0,3906	-0,00070 0,7509	-0,00071 0,7242	-0,00071 0,7242	-0,00071 0,7242
		$F_{(4;2;644)} = 3,519438$		$p-value = 0,0072$				$F_{(4;3;276)} = 0,352742$		$p-value = 0,8423$				$F_{(4;1;960)} = 1,99647$		$p-value = 0,0926$				$F_{(4;1;121)} = 0,805897$		$p-value = 0,5214$			

(continua na p. 27)

Tabela A1 (continuação da p. 26)
Hipótese «Trading Time» (Subperíodos: 1988-1998, 1999-2011, 2000-07/2007 e 08/2007-2011)

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

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

	Subperíodo 1988 a 1998						Subperíodo 1999-2011						Subperíodo 2000-07/2007						Subperíodo 08/2007-2011					
	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6		α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6		α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6		α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	
FTSEMIB-40 (Itália) <i>p-values</i>	-0,0069	0,00099	0,00175	0,00121	0,00112		-0,0094	0,00030	0,00089	0,00157	0,00039		-0,0054	0,00027	-0,00007	0,00141	0,00087		-0,0022	0,00072	0,00365	0,00193	-0,00004	
	0,2779	0,1908	0,0550	0,1381	0,1325		0,0802	0,6438	0,2189	0,0301	0,5835		0,3417	0,7013	0,9296	0,0570	0,2110		0,0656	0,6039	0,0217	0,2446	0,9802	
		$F_{(4;2;607)} = 1,291003$						$F_{(4;3;329)} = 1,664294$						$F_{(4;1;887)} = 1,55902$						$F_{(4;1;083)} = 2,253951$				
		<i>p-value = 0,0272</i>						<i>p-value = 0,1554</i>						<i>p-value = 0,1827</i>						<i>p-value = 0,0614</i>				
AEX (Holanda) <i>p-values</i>	0,0044	0,00120	0,00065	-0,00074	-0,00017		-0,0038	-0,00009	-0,00030	0,00042	0,00053		-0,0050	-0,00012	-0,00083	0,00148	0,00107		-0,0080	0,00096	0,00104	-0,00088	-0,00027	
	0,4085	0,0939	0,3152	0,2936	0,7923		0,5944	0,9169	0,7523	0,6635	0,5764		0,5415	0,9109	0,4414	0,1998	0,3311		0,5900	0,5957	0,6071	0,6652	0,8891	
		$F_{(4;2;232)} = 2,745279$						$F_{(4;3;378)} = 0,327237$						$F_{(4;1;908)} = 1,581346$						$F_{(4;1;121)} = 0,468219$				
		<i>p-value = 0,0270</i>						<i>p-value = 0,8598</i>						<i>p-value = 0,1766</i>						<i>p-value = 0,7591</i>				
PSI Geral (Portugal) <i>p-values</i>	0,0018	0,00044	0,00022	-0,00007	0,00027		-0,0031	-0,00006	0,00022	0,00038	0,00070		-0,0018	0,00033	0,00028	0,00076	0,00094		-0,0099	-0,00027	0,00111	0,00001	0,00047	
	0,7173	0,4192	0,7192	0,9153	0,5876		0,5164	0,9288	0,7252	0,8653	0,2791		0,6690	0,5768	0,6128	0,1741	0,0910		0,4102	0,8547	0,4561	0,9952	0,7670	
		$F_{(4;2;468)} = 0,254427$						$F_{(4;3;316)} = 0,482923$						$F_{(4;1;857)} = 0,817779$						$F_{(4;1;121)} = 0,296202$				
		<i>p-value = 0,9071</i>						<i>p-value = 0,7483</i>						<i>p-value = 0,5137</i>						<i>p-value = 0,8905</i>				
OMX Helsinki (Finlândia) <i>p-values</i>	-0,0006	0,00015	0,00072	0,00070	0,00094		0,0001	-0,00126	-0,00098	0,00077	0,00090		0,00013	-0,00168	-0,00246	0,00136	0,00109		-0,0109	0,00021	0,00221	-0,00044	-0,00024	
	0,9096	0,8212	0,3569	0,3575	0,1393		0,9845	0,2445	0,3613	0,5219	0,3885		0,8869	0,2724	0,0825	0,4077	0,4227		0,4365	0,9030	0,2282	0,8304	0,8955	
		$F_{(4;2;880)} = 0,575109$						$F_{(4;3;376)} = 1,503813$						$F_{(4;1;847)} = 2,287368$						$F_{(4;1;083)} = 0,753972$				
		<i>p-value = 0,6807</i>						<i>p-value = 0,1983</i>						<i>p-value = 0,0579</i>						<i>p-value = 0,5554</i>				
NIKKEI 225 (Japão) <i>p-values</i>	-0,00195	0,00296	0,00260	0,00236	0,00089		-0,0051	-0,00062	0,00018	0,00080	0,00013		-0,0054	-0,00006	-0,00052	0,00069	0,00103		-0,00139	-0,00125	0,00233	0,00139	-0,00080	
	0,0061	0,0019	0,0071	0,0086	0,3151		0,4627	0,5058	0,8424	0,4107	0,8876		0,5410	0,9616	0,6425	0,5432	0,3276		0,2929	0,4947	0,1951	0,4977	0,6582	
		$F_{(4;2;393)} = 4,110033$						$F_{(4;3;387)} = 0,661643$						$F_{(4;1;780)} = 0,785295$						$F_{(4;1;083)} = 1,352866$				
		<i>p-value = 0,0025</i>						<i>p-value = 0,6186</i>						<i>p-value = 0,5346</i>						<i>p-value = 0,2484</i>				
S&P 500 (E.U.A) <i>p-values</i>	0,00113	-0,00012	-0,00047	-0,00161	-0,00058		-0,0007	0,00032	0,00014	0,00043	-0,00048		0,00039	-0,00055	-0,00020	0,00021	-0,00131		-0,00103	0,00297	0,00034	0,00088	0,00043	
	0,0051	0,8475	0,3693	0,0031	0,2921		0,9124	0,7181	0,8645	0,6029	0,5402		0,4921	0,4930	0,8165	0,7994	0,0913		0,4761	0,1611	0,8606	0,6521	0,8069	
		$F_{(4;2;602)} = 2,952694$						$F_{(4;3;355)} = 0,427636$						$F_{(4;1;835)} = 1,111113$						$F_{(4;1;077)} = 0,940471$				
		<i>p-value = 0,0190</i>						<i>p-value = 0,7888</i>						<i>p-value = 0,3495</i>						<i>p-value = 0,4396</i>				
Hang Seng (Hong Kong) <i>p-values</i>	-0,00147	0,00272	0,00357	0,00063	0,00270		0,00034	-0,00094	-0,00034	-0,00059	0,00034		-0,00016	0,00038	-0,00027	-0,00010	0,00091		0,00028	-0,00250	0,00103	-0,00130	-0,00038	
	0,1088	0,0197	0,0017	0,5585	0,0090		0,6527	0,3579	0,7381	0,5494	0,7246		0,8305	0,7103	0,7975	0,9195	0,3187		0,8725	0,2908	0,6542	0,8659	0,8628	
		$F_{(4;2;638)} = 4,045665$						$F_{(4;3;376)} = 0,558212$						$F_{(4;1;790)} = 0,490393$						$F_{(4;1;066)} = 0,834116$				
		<i>p-value = 0,0028</i>						<i>p-value = 0,6930</i>						<i>p-value = 0,7428</i>						<i>p-value = 0,5035</i>				

Tabela A2
Hipótese «Calendar Time» (Subperíodos: 1988-1998, 1999-2011, 2000-07/2007 e 08/2007-2011)

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

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

	Subperíodo 1988 a 1998						Subperíodo 1999-2011						Subperíodo 2000-07/2007						Subperíodo 08/2007-2011					
	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6		α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6			
Eurostoxx 50 (Zona Euro)	0,0004	0,0099	0,0010	0,0002	0,0043		-0,0014	-0,0017	-0,0051	0,0055	0,0010	-0,0013	-0,0040	-0,0019	0,0025	0,0067	-0,0036	0,0070	0,0083	0,0008	-0,0013	-0,0043		
<i>p-values</i>	0,7975	0,0195	0,0095	0,9650	0,2693		0,5429	0,7774	0,4322	0,4037	0,8762	0,6143	0,5998	0,1135	0,1156	0,3728	0,4591	0,5549	0,5369	0,4900	0,4900	0,2709		
		$F_{(4;2386)} = 3,007679$						$F_{(4;3292)} = 4,42089$						$F_{(4;1916)} = 1,59713$						$F_{(4;113)} = 0,721997$				
		<i>p-value</i> = 0,0173						<i>p-value</i> = 0,7783						<i>p-value</i> = 0,1724						<i>p-value</i> = 0,5769				
Athex (Grécia)	0,0031	-0,0018	0,0019	-0,0001	0,0018		-0,0082	-0,0049	0,0053	0,0021	0,0018	-0,0096	-0,0015	0,0065	0,0034	0,0023	-0,0124	-0,0092	0,0037	-0,0007	-0,0007	0,0034		
<i>p-values</i>	0,3490	0,8244	0,7787	0,9876	0,0038		0,0018	0,5172	0,4666	0,0831	0,0122	0,0002	0,8301	0,3529	0,0000	0,0001	0,0252	0,5913	0,8119	0,6110	0,6110	0,8285		
		$F_{(4;2680)} = 2,371867$						$F_{(4;3138)} = 2,074239$						$F_{(4;1830)} = 7,000101$						$F_{(4;1066)} = 0,247239$				
		<i>p-value</i> = 0,0503						<i>p-value</i> = 0,0816						<i>p-value</i> = 0						<i>p-value</i> = 0,9114				
FTSE 100 (Inglaterra)	-0,0012	0,0040	0,0080	0,0021	0,0048		0,0001	-0,0021	-0,0084	0,0008	0,0055	-0,0005	-0,0058	-0,0122	0,0068	0,0104	-0,0005	0,0097	-0,0017	-0,0016	-0,0016	-0,0039		
<i>p-values</i>	0,3843	0,0004	0,0201	0,6051	0,2217		0,9747	0,6985	0,1422	0,8884	0,2854	0,8087	0,3500	0,0495	0,2852	0,0662	0,9111	0,3684	0,8902	0,3082	0,3082	0,7254		
		$F_{(4;2215)} = 4,374368$						$F_{(4;3260)} = 1,066991$						$F_{(4;1899)} = 2,508086$						$F_{(4;1091)} = 0,588295$				
		<i>p-value</i> = 0,0016						<i>p-value</i> = 0,3711						<i>p-value</i> = 0,0402						<i>p-value</i> = 0,6712				
DAX 30 (Alemanha)	0,0027	0,0024	0,0130	-0,0061	-0,0007		0,0002	-0,0013	-0,0061	0,0024	0,0013	0,0010	-0,0067	-0,0145	0,0095	0,0035	-0,0020	0,0094	0,0093	-0,0013	-0,0013	-0,0012		
<i>p-values</i>	0,2229	0,6797	0,0132	0,2970	0,8979		0,9368	0,8357	0,3650	0,7213	0,8386	0,7178	0,4245	0,0778	0,2637	0,6720	0,6601	0,4235	0,4760	0,3807	0,3807	0,2865		
		$F_{(4;2670)} = 2,04846$						$F_{(4;3357)} = 0,299342$						$F_{(4;1899)} = 1,468912$						$F_{(4;1111)} = 0,915667$				
		<i>p-value</i> = 0,0851						<i>p-value</i> = 0,8785						<i>p-value</i> = 0,2091						<i>p-value</i> = 0,454				
ATX INDX (Áustria)	0,0010	-0,0010	0,0036	0,0007	0,0058		-0,0016	-0,0006	0,0044	0,0022	0,0068	0,0016	-0,0035	0,0060	0,0093	0,0081	-0,0079	0,0025	0,0106	-0,0012	-0,0012	0,0028		
<i>p-values</i>	0,6769	0,8475	0,5105	0,9004	0,2647		0,4887	0,9222	0,4968	0,7287	0,2847	0,3803	0,5220	0,2477	0,0871	0,0979	0,1723	0,8631	0,5092	0,4426	0,4426	0,8621		
		$F_{(4;2612)} = 0,435334$						$F_{(4;3091)} = 0,372237$						$F_{(4;1997)} = 1,808994$						$F_{(4;1084)} = 0,520062$				
		<i>p-value</i> = 0,7832						<i>p-value</i> = 0,8285						<i>p-value</i> = 0,1244						<i>p-value</i> = 0,721				
IBEX 35 (Espanha)	0,0015	0,0101	-0,0010	-0,0022	0,0069		-0,0034	0,0006	0,0001	0,0087	0,0061	-0,0024	-0,0012	-0,0033	0,0048	0,0071	-0,0065	0,0095	0,0070	-0,0018	-0,0018	0,0010		
<i>p-values</i>	0,4403	0,0466	0,8457	0,7090	0,1318		0,1225	0,9227	0,9880	0,1703	0,3439	0,3098	0,8682	0,6498	0,0314	0,3307	0,1890	0,4394	0,6205	0,8971	0,8971	0,9405		
		$F_{(4;2680)} = 1,639509$						$F_{(4;3212)} = 0,619156$						$F_{(4;1899)} = 1,443694$						$F_{(4;1111)} = 0,22543$				
		<i>p-value</i> = 0,1615						<i>p-value</i> = 0,6489						<i>p-value</i> = 0,2171						<i>p-value</i> = 0,9242				
CAC 40 (França)	-0,0036	0,00168	0,00164	0,0070	0,0086		-0,0008	-0,0037	-0,0045	0,0043	0,0010	-0,0007	-0,0060	-0,0127	0,0122	0,0077	-0,0033	0,0065	0,0106	-0,0016	-0,0016	-0,0013		
<i>p-values</i>	0,0641	0,0007	0,0011	0,2256	0,0817		0,7068	0,5413	0,4888	0,5075	0,8782	0,7681	0,4274	0,0815	0,1176	0,2889	0,5070	0,6388	0,4376	0,3050	0,3050	0,3036		
		$F_{(4;2664)} = 6,120883$						$F_{(4;3270)} = 0,377201$						$F_{(4;1906)} = 1,856913$						$F_{(4;1121)} = 0,940751$				
		<i>p-value</i> = 0,0001						<i>p-value</i> = 0,8251						<i>p-value</i> = 0,1154						<i>p-value</i> = 0,4395				

(continua na p. 29)

Tabela A2 (continuação da p. 28)
Hipótese «Calendar Time» (Subperíodos: 1988-1998, 1999-2011, 2000-07/2007 e 08/2007-2011)

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

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

	Subperíodo 1988 a 1998						Subperíodo 1999-2011						Subperíodo 2000-07/2007						Subperíodo 08/2007-2011								
	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	p-values	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	p-values	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	p-values	α	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	p-values			
FTSEMIB 40 (Itália) p-values	-0,00023	0,00053	0,000129	0,00075	0,00066		-0,00031	-0,00033	0,00027	0,00094	-0,00023		0,3417	-0,00009	-0,00043	0,00106	0,00051		-0,00074	-0,00076	0,00217	0,00045	-0,00152		0,00018	0,00002	
	0,2779	0,3280	0,0224	0,1889	0,2168		0,0802	0,4750	0,5955	0,0592	0,6458		0,0056	0,4573	0,0416	0,6834	0,1870		0,0656	0,4573	0,0416	0,6834	0,1870		$F_{(4;2.607)} = 1,826347$ p-value = 0,121	$F_{(4;1.093)} = 2,450376$ p-value = 0,0445	$F_{(4;1.887)} = 1,494806$ p-value = 0,2012
AEX (Holanda) p-values	0,00015	0,00149	0,00095	-0,00044	0,00012		-0,00013	-0,00034	-0,00055	0,00017	0,00028		-0,00017	-0,00046	-0,00116	0,00115	0,00073		0,5900	0,7096	0,00050	-0,00141	-0,00081		0,5415	0,5346	
	0,4085	0,0021	0,0273	0,3663	0,7825		0,5944	0,5548	0,3938	0,7938	0,6592		0,5415	0,5346	0,1058	0,1655	0,3380		0,5900	0,7096	0,00050	-0,00141	-0,00081		$F_{(4;2.722)} = 3,572143$ p-value = 0,0065	$F_{(4;1.989)} = 1,526803$ p-value = 0,1918	$F_{(4;1.083)} = 0,624583$ p-value = 0,645
PSI Geral (Portugal) p-values	0,00006	0,00056	0,00034	0,00005	0,00039		-0,00011	-0,00027	0,00001	0,00017	0,00049		-0,00006	0,00021	0,00017	0,00064	0,00082		-0,00033	-0,00093	0,00045	-0,00065	-0,00019		0,4102	0,3375	
	0,7173	0,1407	0,4158	0,9129	0,2113		0,5164	0,5472	0,9800	0,7078	0,2824		0,6690	0,6436	0,7099	0,1147	0,0544		0,4102	0,3375	0,6508	0,5482	0,8542		$F_{(4;2.468)} = 1,111086$ p-value = 0,3495	$F_{(4;1.831)} = 0,412975$ p-value = 0,7994	$F_{(4;1.885)} = 1,42337$ p-value = 0,2236
OMX Helsinki (Finlândia) p-values	-0,00002	0,00011	0,00068	0,00066	0,00090		0,00000	-0,00125	-0,00097	0,00078	0,00091		0,00004	-0,00159	-0,00237	0,00145	0,00118		-0,00036	-0,00052	0,00148	-0,00116	-0,00097		0,4365	0,6449	
	0,9096	0,8336	0,2444	0,2582	0,0680		0,9845	0,1196	0,2346	0,4197	0,2510		0,8869	0,1820	0,0324	0,2938	0,2721		0,4365	0,6449	0,2327	0,48236	0,4365		$F_{(4;2.600)} = 1,19394$ p-value = 0,3114	$F_{(4;1.887)} = 2,203015$ p-value = 0,0064	$F_{(4;1.085)} = 0,766475$ p-value = 0,5471
NIKKEI 225 (Japão) p-values	-0,00065	0,00166	0,00130	0,00106	-0,00041		-0,00017	-0,00096	-0,00016	0,00046	-0,00021		-0,00018	-0,00042	-0,00088	0,00033	0,00067		-0,00046	-0,00218	0,00140	0,00047	-0,00173		0,2929	0,1069	
	0,0061	0,0090	0,0491	0,0914	0,5020		0,4627	0,1361	0,8012	0,5100	0,7375		0,5410	0,5747	0,2476	0,6722	0,3236		0,2929	0,1069	0,2655	0,7365	0,2107		$F_{(4;2.595)} = 3,127546$ p-value = 0,0141	$F_{(4;1.885)} = 0,782415$ p-value = 0,5365	$F_{(4;1.085)} = 1,736391$ p-value = 0,1397
S&P 500 (E.U.A) p-values	0,00038	0,00064	0,00029	-0,00086	0,00018		-0,00002	0,00027	0,00010	0,00039	-0,00052		0,00013	-0,00030	0,00006	0,00047	-0,00106		-0,00035	0,00229	-0,00035	0,00019	-0,00026		0,4761	0,1091	
	0,0051	0,1155	0,4016	0,6906	0,6759		0,9124	0,6583	0,8677	0,5003	0,3093		0,4921	0,6272	0,9246	0,4361	0,0682		0,4761	0,1091	0,7870	0,8832	0,8050		$F_{(4;2.602)} = 2,085776$ p-value = 0,0801	$F_{(4;1.087)} = 0,811389$ p-value = 0,5179	$F_{(4;1.885)} = 1,213458$ p-value = 0,303
Hang Seng (Hong Kong) p-values	-0,00049	0,00174	0,00259	-0,00035	0,00172		0,00011	-0,00072	-0,00011	-0,00036	0,00056		-0,00005	0,00027	-0,00038	-0,00021	0,00081		0,00009	-0,00231	0,00121	-0,00112	-0,00020		0,8725	0,1450	
	0,1088	0,0202	0,0005	0,6376	0,0101		0,6527	0,2935	0,8715	0,5970	0,4083		0,8305	0,6806	0,6270	0,7651	0,1924		0,8725	0,1450	0,4203	0,4678	0,8965		$F_{(4;2.638)} = 5,984291$ p-value = 0,0001	$F_{(4;1.066)} = 0,848039$ p-value = 0,4948	$F_{(4;1.990)} = 0,666063$ p-value = 0,6156