



UNIVERSIDADE DA BEIRA INTERIOR  
Ciências Sociais e Humanas

# **Crise financeira global e modelização: interdependências, dinâmicas e risco em mercados bolsistas**

**Vítor Manuel de Sousa Gabriel**

Tese para obtenção do Grau de Doutor em  
**Gestão**  
(3º Ciclo de Estudos)

Orientador: Prof. Doutor José Ramos Pires Manso

Covilhã, junho de 2014



*Aos meus pais, esposa e filha, Beatriz.*

# Agradecimentos

No momento da conclusão, quero expressar a minha profunda gratidão a todos quantos, de forma direta ou indireta, ajudaram à concretização deste trabalho.

Ao meu orientador, Prof. Doutor José Ramos Pires Manso, pela amizade demonstrada, pela preciosa orientação, pelas sugestões e críticas, que ajudaram a ultrapassar as dificuldades com que nos deparámos ao longo da realização deste trabalho de investigação.

Ao Instituto Politécnico da Guarda, pelo apoio institucional dispensado neste percurso.

Aos meus amigos, que me acompanharam nas angústias, nas frustrações e nas alegrias, deixo uma palavra de sentido apreço e de amizade.

Por fim, deixo um sentimento especial a quem é responsável por preencher a maior parte do meu espaço emocional: a minha família. À Sofia e à Beatriz, a quem tantas vezes não dispensei a atenção merecida, mas que sempre souberam, através da compreensão e do apoio incondicionais, encontrar palavras de estímulo e de motivação, em particular nos momentos difíceis. Aos meus pais, cuja dedicação, confiança e esforço ilimitados permitiram a já longa caminhada.

## Resumo

A atual crise financeira tem sido apontada como a primeira crise com verdadeira dimensão global e a mais severa desde a Grande Depressão, dos anos trinta do século passado. A presente investigação analisa as interdependências entre alguns dos mercados bolsistas internacionais e avalia as implicações ao nível do risco de mercado, tendo em atenção o lapso de tempo compreendido entre a crise das empresas tecnológicas e a crise financeira global, ou seja, entre 4 de outubro de 1999 e 30 de junho de 2011. Para tal, foi selecionado um conjunto de doze mercados. A escolha deste conjunto pretendeu privilegiar índices representativos de países diretamente envolvidos na atual crise financeira, índices representativos de diversas geografias, com diferentes graus de importância, em termos de capitalização bolsista, e em diferentes estádios de desenvolvimento, de modo a permitir uma análise mais profunda das consequências da crise financeira.

Em função dos critérios gerais enunciados atrás, foram considerados na investigação os mercados objeto de assistência financeira internacional (Espanha, Grécia, Irlanda e Portugal) e o mercado norte-americano, por ter sido o detonador da atual crise financeira, em consequência da emergência da crise *subprime*, mas igualmente por ser a principal capitalização bolsista internacional, desempenhando, desde há várias décadas, o papel de *driver* dos mercados bolsistas internacionais. Por outro lado, pretendeu-se selecionar os principais índices europeus, quer em termos económicos quer em termos de capitalização, que acabariam por ser envolvidos, de forma indireta, na problemática do financiamento das dívidas soberanas, razão pela qual foram escolhidos índices representativos da Alemanha, da Inglaterra e da França. Pretendeu-se, também, que os principais mercados asiáticos desenvolvidos fossem incluídos na componente empírica da investigação, pelo que os mercados do Japão e de Hong-Kong foram considerados. Com o objetivo de alargar a base do estudo, incluindo mercados de outras zonas do mundo e num patamar de desenvolvimento diferente do dos índices já indicados, foram selecionados índices representativos de duas das principais economias emergentes: o do Brasil e o da Índia.

Em particular, esta tese pretende: i) analisar as ligações de curto e de longo prazo entre os mercados bolsistas internacionais; ii) estudar a transmissão de informação entre os mercados, quer através das rendibilidades quer através das estimativas de risco; iii) examinar a existência de um eventual fenómeno de contágio, com a emergência da crise financeira global; iv) estudar as relações entre a volatilidade e a rendibilidade e entre a volatilidade e o volume de negociação. Para desenvolver a investigação, em termos metodológicos, foram considerados diversos procedimentos estatísticos e econométricos, designadamente os que incluem os modelos dinâmicos, os modelos univariados e os modelos multivariados de heterocedasticidade condicionada, a análise de componentes principais, entre outros, mas também o sistema de gestão do risco de mercado *Value-at-Risk*, de acordo com distintas

metodologias, destacando-se a baseada na teoria dos valores extremos, com o objetivo de acomodar, convenientemente, a turbulência que caracterizou os mercados financeiros durante este período.

Os resultados obtidos no presente trabalho levam-nos à conclusão de que a atual crise financeira adquiriu uma dimensão global, refletida na transmissão de informação e nas dinâmicas estabelecidas entre os mercados bolsistas, na descrição de padrões de comportamento muito semelhantes, quer seja ao nível das rendibilidades quer seja ao nível das estimativas do risco dos mercados, tanto no curto prazo como no longo prazo, mas também confirmando ainda a existência de um fenómeno de contágio entre os diversos mercados bolsistas internacionais, que afetou os mercados financeiros internacionais.

Esta investigação apresenta algumas contribuições de natureza metodológica e empírica. Em termos metodológicos, o recurso a um conjunto alargado de índices bolsistas, emergentes e desenvolvidos, de diversas regiões e níveis de capitalização, entre os quais os mercados europeus sob assistência financeira, mas também a consideração de um período amostral alargado, compreendido entre a crise Dot-Com e a crise financeira global, permitiu uma ideia aprofundada das consequências decorrentes da crise financeira global. Na análise das ligações entre os mercados bolsistas, recorreu-se às habituais rendibilidades dos mercados, mas igualmente a estimativas de risco, de base diária e intradiária, o que proporcionou uma perspetiva nova no estudo do comportamento do risco dos mercados bolsistas e das relações de equilíbrio entre os mercados. A presente investigação permitiu compreender, com base numa análise empírica e em profundidade, o papel da atual crise financeira ao nível da transmissão de informação e das relações dinâmicas estabelecidas entre os mercados bolsistas, mas igualmente ao nível do fenómeno de contágio entre os mercados bolsistas internacionais, permitindo, por outro lado, identificar o lapso de tempo mais crítico da atual crise financeira.

## **Palavras-chave**

Crise financeira global, mercados bolsistas, interdependências, contágio, risco de mercado.

## Abstract

The current financial crisis has been appointed as the first with true global scale and the most severe since the Great Depression. This dissertation presents an analysis of the interdependencies between international stock markets and an assessment of market risk, in the period from 4<sup>th</sup> October 1999 to 30<sup>th</sup> June 2011, since the Dot-Com crisis to the global financial crisis. To develop the study, a set of twelve markets was selected. The choice of this set intended focus indices representing countries directly involved in the current financial crisis, indices representing different geographies, with different degrees of importance in terms of market capitalization, and at different stages of development, to allow a deeper analysis of the consequences of the financial crisis.

According to the general criteria set out above, the markets under international financial assistance (Spain, Greece, Ireland and Portugal), the USA market, because it was the detonator of the current financial crisis, as a result of the emergence of the subprime crisis, but also for being the largest market capitalization, playing for several decades the role of the driver of the international stock markets, was considered in this study. On the other hand, it was intended to select the main European indices, both in economic and capitalization terms, which would be involved, indirectly, the issue of financing sovereign debt, reasons why they were chosen Germany, England and France markets. The intention is also that the major Asian developed markets were included in the empirical component of the research, whereby Japan and Hong Kong markets were considered. To broaden the basis of the study, including markets in other geographies and with different levels of development, two major emerging economies such as Brazil and India were selected.

In particular, this thesis aims to: i) Examine the short and long run relationships among international stock markets; ii) Study the transmission of information across different international stock markets; iii) Assess the existence of any contagion phenomenon, due the emergence of global financial crisis; iv) Study the relationship between volatility and returns and between volatility and trading volume. For research development, there were considered several statistical and econometric procedures, including dynamic models, univariate and multivariate models of conditional heteroscedasticity, principal component analysis, among others. Value-at-Risk analysis was also used, as a market risk management system, according to different methodologies, especially those based on extreme value theory, in order to accommodate conveniently turbulence characterizing financial markets.

The results indicate that current crisis has earned a global dimension, reflecting information transmission between stock markets and their similar behavior patterns, either by returns or by market risk measures, in both short and long term, but also by contagion phenomenon characterizing international financial markets. This places new challenges for risk managers, to diversify the risk of their international investments.

This research presents some empirical and methodological contributions. In methodological terms, the use of a wide range of stock market indices (emerging and developed), in different regions and with different capitalization levels, including the European markets under financial assistance, but also the consideration of an extended sample period, between the Dot-Com crisis and the global financial crisis, helps to clarify the consequences of the global financial crisis. To analyze stock markets linkages, the usual market returns were considered, but also the risk estimates with daily and intraday data, which provides a new perspective to study the stock markets risk behavior and to the analysis of stock markets relationships. This research allows us, supported in empirical results and in depth, the role of the current financial crisis at the level of information transmission and the dynamic relationships among international stock markets, but also the contagion phenomena among markets, and on the other hand to identify the most critical period of the current financial crisis.

## **Keywords**

Global financial crisis, stock markets, interdependencies, contagion, market risk.



# Índice

Lista de figuras	xiii
Lista de tabelas	xv
Lista de acrónimos	xxii
Capítulo 1 - Introdução geral	1
1.1 Definição do problema e relevância da investigação	1
1.2 Objetivos da investigação	5
1.2.1 Objetivos gerais	5
1.2.2 Objetivos específicos	5
1.3 Justificação do tema	6
1.4 Hipóteses de pesquisa	7
1.5 Estrutura da investigação	10
Capítulo 2 - Contexto atual dos mercados financeiros: globalização e crises financeiras	13
2.1 Introdução	13
2.2 Globalização dos mercados financeiros	13
2.3 Globalização e crises financeiras	17
2.4 Análise dos principais <i>Crashes</i> Históricos	20
2.4.1 <i>Crash</i> de 1929	20
2.4.2 <i>Crash</i> de 1987	22
2.4.3 <i>Crash</i> das empresas tecnológicas	24
2.4.4 Crise <i>subprime</i> e das dívidas soberanas	25
2.5 Conceito de contágio financeiro e mecanismos de transmissão	32
2.5.1 Conceito de contágio financeiro	32
2.5.2 Mecanismos de transmissão de contágio	33
2.5.2.1 Canais fundamentais	33
2.5.2.2 Contágio puro	35
2.6 Ligações, interdependências e contágio entre mercados bolsistas	36
2.7 Síntese do capítulo	41
Capítulo 3 - Aspetos metodológicos	43
3.1 Introdução	43
3.2 Modelação da volatilidade e do risco de mercado	44
3.2.1 Volatilidade: Conceito, importância e factos estilizados	44
3.2.2 Modelação da semivolatilidade	46
3.2.3 Modelação da volatilidade intradiária	47
3.2.4 Modelação da volatilidade condicionada diária	49
3.2.4.1 Modelos univariados de heterocedasticidade condicionada	49
3.2.4.2 Modelos multivariados de heterocedasticidade condicionada	54
3.2.4.3 Diagnóstico e avaliação dos modelos	56
3.2.5 Modelos <i>Value-at-Risk</i>	57
3.2.5.1 Conceito de <i>Value-at-Risk</i>	60
3.2.5.2 Modelos de gestão do risco de mercado baseados no VaR	60
3.3 Modelação da correlação e das ligações entre os mercados bolsistas	64
3.3.1 Modelação da semicorrelação	64
3.3.2 Modelação da correlação condicional dinâmica	65

3.3.3	Modelação de ligações dinâmicas de curto prazo entre os mercados	66
3.3.3.1	Vetor autorregressivo	66
3.3.3.2	Testes de causalidade	67
3.3.3.3	Funções impulso-resposta	67
3.4	Modelação de ligações de longo prazo entre os mercados	68
3.5	Síntese do capítulo	70
Capítulo 4 - Aplicação Empírica, Resultados e Discussão		73
4.1	Introdução ao capítulo	73
4.2	População, amostra e dados	75
4.3	Evolução dos índices	77
4.3.1	Estatísticas descritivas das séries	83
4.3.2	Análise dos padrões de flutuação das séries	87
4.4	Análise das propriedades estatísticas dos índices	91
4.4.1	Estacionaridade das rendibilidades	91
4.4.1.1	Testes de raízes unitárias	92
4.4.1.2	Resultados dos testes de raízes unitárias	93
4.4.2	Persistência das rendibilidades	95
4.4.2.1	Coefficientes de autocorrelação	95
4.4.2.2	Testes do rácio de variâncias	100
4.4.3	Presença de heterocedasticidade condicionada	103
4.4.4	Linearidade das séries	104
4.4.5	Dependências de longo prazo nos mercados bolsistas	107
4.5	Modelação das ligações entre as rendibilidades dos mercados	110
4.5.1	Correlações contemporâneas entre as rendibilidades dos índices	110
4.5.2	Correlações entre os padrões de rendibilidade dos índices	117
4.5.3	Semicorrelações	119
4.5.4	Análise dos <i>outliers</i> das rendibilidades diárias	122
4.5.5	Correlações condicionais dinâmicas entre os índices bolsistas	127
4.5.6	Ligações dinâmicas entre os mercados bolsistas	135
4.5.6.1	Causalidade à Granger	135
4.5.6.2	Funções impulso-resposta a inovações ou choques	138
4.5.7	Ligações de longo prazo entre os mercados bolsistas	140
4.6	Modelação do risco dos mercados	145
4.6.1	Semivolatilidade	145
4.6.2	Volatilidade intradiária	148
4.6.3	Volatilidade condicionada diária e risco de mercado	154
4.6.3.1	Análise da evolução da volatilidade condicionada diária	160
4.6.3.2	Análise de sensibilidade e de persistência dos mercados	162
4.6.3.3	Análise do efeito assimétrico	164
4.6.3.4	Análise do risco de mercado	166
4.7	Ligações, movimentos e transmissão de risco entre mercados	171
4.7.1	Ligações, movimentos e transmissão de volatilidade intradiária	171
4.7.1.1	Correlações entre volatilidades intradiárias dos mercados europeus	171
4.7.1.2	Análise de volatilidades extremas intradiárias dos mercados europeus	173
4.7.1.3	Transmissão de volatilidade intradiária entre os mercados europeus	177
4.7.1.4	Análise de componentes principais das volatilidades	180

intradiárias	
4.7.2 Ligações, movimentos e transmissão de volatilidade condicionada diária	183
4.7.2.1 Correlações contemporâneas entre volatilidades condicionadas diárias	183
4.7.2.2 Análise de volatilidades extremas diárias	189
4.7.2.3 Transmissão de volatilidade condicionada diária	193
4.7.2.4 Análise de componentes principais das volatilidades diárias	198
4.7.3 Ligações e movimentos através da estimativa <i>Value-at-Risk</i>	202
4.7.3.1 Análise de risco anormal extremo	202
4.7.3.2 Análise de componentes principais às estimativas VaR	205
4.8 Relação entre a rendibilidade e a volatilidade	211
4.9 Relação entre o volume de negociação do mercado dos EUA e a volatilidade dos mercados	215
4.10 Síntese conclusiva do capítulo	220
 Capítulo 5 - Conclusão geral	 225
5.1 Conclusão geral	225
5.2 Principais contribuições desta investigação	231
5.3 Limitações e sugestões para futuras investigações	232
 Bibliografia	 235
 Apêndice ao capítulo 2	 253
Apêndice ao capítulo 3	257
Apêndice ao capítulo 4	261



## Lista de Figuras

Figura 2.1: Índice de liberalização financeira	15
Figura 2.2: Investimento direto estrangeiro (IDE) em países desenvolvidos e em países em desenvolvimento	16
Figura 2.3: Evolução do índice Dow Jones e do seu volume de negociação	21
Figura 2.4: Evolução dos índices Dow Jones, Fotsie e Hang-Seng	23
Figura 2.5: Evolução diária do índice Nasdaq e do seu volume de negociação	25
Figura 2.6: Evolução dos preços do mercado habitacional, dos custos de construção e da população nos EUA	28
Figura 2.7: Evolução diária de índices bolsistas mundiais	29
Figura 2.8: Evolução rácio de dívida de diversos países, em percentagem do PIB, no ano de 2009	30
Figura 4.1: Evolução da cotação e da taxa de crescimento da rendibilidade diária do índice ATG	78
Figura 4.2: Evolução da cotação e da taxa de crescimento da rendibilidade do índice BOV	79
Figura 4.3: Evolução da cotação e da taxa de crescimento da rendibilidade do índice CAC	79
Figura 4.4: Evolução da cotação e da taxa de crescimento da rendibilidade do índice DAX	79
Figura 4.5: Evolução da cotação e da taxa de crescimento da rendibilidade do índice DJ	80
Figura 4.6: Evolução da cotação e da taxa de crescimento da rendibilidade do índice FTSE	80
Figura 4.7: Evolução da cotação e da taxa de crescimento da rendibilidade do índice HANG	80
Figura 4.8: Evolução da cotação e da taxa de crescimento da rendibilidade do índice IBEX	81
Figura 4.9: Evolução da cotação e da taxa de crescimento da rendibilidade do índice ISEQ	81
Figura 4.10: Evolução da cotação e da taxa de crescimento da rendibilidade do índice NIKKEI	81
Figura 4.11: Evolução da cotação e da taxa de crescimento da rendibilidade do índice PSI	82
Figura 4.12: Evolução da cotação e da taxa de crescimento da rendibilidade do índice SENSEX	82
Figura 4.13: Média das dez maiores subidas e das dez maiores descidas dos índices, durante o sub-período da crise Dot-Com	88
Figura 4.14: Média das dez maiores subidas e das dez maiores descidas dos índices, durante o sub-período Tranquilo	89
Figura 4.15: Média das dez maiores subidas e das dez maiores descidas dos índices, durante o sub-período Crise Financeira Global	89
Figura 4.16: Evolução das correlações condicionais dinâmicas	129
Figura 4.17: Volatilidade intradiária dos índices, no período completo	149

Figura 4.18: Evolução da Volatilidade condicionada, estimada através de modelos GARCH e EGARCH	156
Figura 4.19: Evolução da Volatilidade condicionada dos fatores principais, estimada através do modelo GARCH ortogonal	160
Figura 4.20: Vida mediana nos três sub-períodos	163
Figura 2.1.A: Evolução diária dos índices Nasdaq, DJ, FTSE e Nikkei	253
Figura 2.2.A: Evolução rácio de dívida de diversos países, em percentagem do PIB, nos anos de 1990, 1991, 1994 e 1995	254
Figura 2.3.A: Evolução rácio de dívida de diversos países, em percentagem do PIB, no ano de 2000	254
Figura 4.1.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rendibilidade do índice ATG, no período completo	261
Figura 4.2.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rendibilidade do índice BOV no período completo	261
Figura 4.3.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rendibilidade do índice CAC, no período completo	261
Figura 4.4.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rendibilidade do índice DAX, no período completo	262
Figura 4.5.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rendibilidade do índice DJ, no período completo	262
Figura 4.6.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rendibilidade do índice FTSE, no período completo	262
Figura 4.7.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rendibilidade do índice HANG, no período completo	263
Figura 4.8.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rendibilidade do índice IBEX, no período completo	263
Figura 4.9.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rendibilidade do índice ISEQ no período completo	263
Figura 4.10.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rendibilidade do índice NIKKEI no período completo	264
Figura 4.11.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rendibilidade do índice PSI, no período completo	264
Figura 4.12.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rendibilidade do índice SENSEX, no período completo	264
Figura 4.13.A: Funções impulso-resposta no sub-período Dot-Com	290
Figura 4.14.A: Funções impulso-resposta no sub-período Tranquilo	293
Figura 4.15.A: Funções impulso-resposta no período da crise financeira global	296
Figura 4.16.A: Funções impulso-resposta no sub-período Dot-Com (volatilidade intradiária)	317
Figura 4.17.A: Funções impulso-resposta no sub-período Tranquilo (volatilidade intradiária)	318
Figura 4.18.A: Funções impulso-resposta no sub-período Crise Financeira Global (volatilidade intradiária)	319

## Lista de Tabelas

Tabela 2.1: Capitalização bolsista e relação entre esta e o PIB	18
Tabela 2.2: Cronologia dos mais recentes episódios de crise financeira	19
Tabela 3.1: Qualidade da análise de componentes principais	70
Tabela 4.1: Capitalização bolsista dos mercados, em percentagem da capitalização mundial	76
Tabela 4.2: Observações Acrescentadas à amostra por interpolação linear	77
Tabela 4.3: Resumo das estatísticas descritivas nos três sub-períodos	85
Tabela 4.4: Rácios entre o número de subidas e de descidas, nos três sub-períodos	87
Tabela 4.5: Distribuição de frequências das variações de mercado diárias, nos três sub-períodos	90
Tabela 4.6: Estacionaridade das séries no período completo- Testes de Raízes Unitárias	93
Tabela 4.7: Estacionaridade das séries no sub-período Dot-Com Testes de Raízes Unitárias	94
Tabela 4.8: Estacionaridade das séries no sub-período Tranquilo- Testes de Raízes Unitárias	94
Tabela 4.9: Estacionaridade das séries no sub-período da Crise Financeira Global- Testes de Raízes Unitárias	95
Tabela 4.10: Resultados dos testes de <i>Ljung-Box</i> aplicados às séries das taxas de rendibilidades diárias dos índices, no período completo e nos sub-períodos	98
Tabela 4.11: Estatísticas dos rácios de variância Homocedasticidade e Heterocedasticidade entre os índices no sub-período Crise Financeira Global	101
Tabela 4.12: Teste ARCH-LM aos resíduos do processo autorregressivo aplicado às taxas de rendibilidades, no período completo e nos três sub-períodos	103
Tabela 4.13: Estatísticas do teste BDS	106
Tabela 4.14: Coeficientes de Hurst das Séries	109
Tabela 4.15: Correlações contemporâneas entre as taxas de rendibilidades dos índices, durante o período completo	112
Tabela 4.16: Correlações contemporâneas entre as taxas de rendibilidades dos índices, durante o sub-período Dot-Com	113
Tabela 4.17: Correlações contemporâneas entre as taxas de rendibilidades dos índices, durante o sub-período Tranquilo	114
Tabela 4.18: Correlações contemporâneas entre as taxas de rendibilidades dos índices, durante o sub-período Crise Financeira Global	115
Tabela 4.19: Teste à igualdade das correlações não condicionais das rendibilidades diárias	117
Tabela 4.20: Correlações entre os padrões de flutuação das rendibilidades de mercado diárias, durante os três sub-períodos	118
Tabela 4.21: Semicorrelações no sub-período Crise Financeira Global	120
Tabela 4.22: Teste à igualdade das correlações <i>down-down</i> e das correlações <i>up-up</i> , nos sub-períodos Crise Financeira Global e Dot-Com	121
Tabela 4.23: Teste à igualdade das correlações <i>down-down</i> e das correlações <i>up-up</i> nos sub-períodos Crise Financeira Global e Tranquilo	122

Tabela 4.24: Percentagem de rendibilidades extremas em cada um dos sub-períodos (percentis de 5% e de 95%)	123
Tabela 4.25: Percentagem de dias com observações nos extremos com coincidência temporal entre mercados nos três sub-períodos e no período completo (percentis de 5% e de 95%)	124
Tabela 4.26: Estimativas dos parâmetros do modelo GARCH-DCC	128
Tabela 4.27: Testes ao efeito de contágio entre o sub-período Crise Financeira Global e o sub-período Dot-Com (valores observados pela $t$ )	134
Tabela 4.28: Testes ao efeito de contágio entre o sub-período Crise Financeira Global e o sub-período Tranquilo (valores observados pela $t$ )	135
Tabela 4.29: Testes de causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Tests no sub-período Crise Financeira Global	137
Tabela 4.30: Cargas das componentes principais no sub-período Dot-Com	141
Tabela 4.31: Cargas das componentes principais no sub-período Tranquilo	142
Tabela 4.32: Cargas das componentes principais no sub-período Crise Financeira Global	143
Tabela 4.33: Comunalidades das rendibilidades dos índices em cada sub-período	143
Tabela 4.34: Volatilidade global, <i>Down e Up</i> nos três sub-períodos	146
Tabela 4.35: Teste à igualdade das Volatilidades <i>Up e Down</i>	148
Tabela 4.36: Estatísticas descritivas da volatilidade intradiária nos três sub-períodos	151
Tabela 4.37: Testes à igualdade de médias e de variâncias das volatilidades intradiárias, em cada sub-período	152
Tabela 4.38: Testes à igualdade de médias e de variâncias intradiárias	153
Tabela 4.39: Resultados de estimação da volatilidade condicionada por modelos GARCH (1,1)	158
Tabela 4.40: Resultados de estimação do modelo GARCH ortogonal	159
Tabela 4.41: Testes à igualdade de médias e de variâncias entre sub-períodos e respetivos <i>p-values</i>	161
Tabela 4.42: Testes à igualdade de médias e de variâncias da volatilidade condicionada diária dos índices em cada sub-período	162
Tabela 4.43: Resultados da estimação da volatilidade condicional por modelos EGARCH (1,1)	165
Tabela 4.44: Índices de risco no pressuposto de distribuição normal	168
Tabela 4.45 Índices de risco no pressuposto de distribuição t-Student	168
Tabela 4.46: Índices de risco no pressuposto de TVE	169
Tabela 4.47: Testes à igualdade de médias do VaR e respetivos <i>p-values</i>	170
Tabela 4.48: Correlações contemporâneas entre as volatilidades intradiárias dos índices europeus durante o sub-período Crise Financeira Global	172
Tabela 4.49: Teste à igualdade das correlações das volatilidades intradiárias	173
Tabela 4.50: Percentagem de volatilidades extremas intradiárias, em cada um dos sub-períodos (percentis de 5% e de 95%)	174
Tabela 4.51: Percentagem de dias com volatilidades intradiárias nos extremos, com coincidência temporal entre mercados, nos três sub-períodos e no período completo (percentis de 5% e de 95%)	175



Tabela 4.52: Testes de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Tests no sub-período Crise Financeira Global	178
Tabela 4.53: Cargas das componentes principais da volatilidade intradiária no sub-período Dot-Com	180
Tabela 4.54: Cargas das componentes principais da volatilidade intradiária no sub-período Tranquilo	181
Tabela 4.55: Cargas das componentes principais da volatilidade intradiária no sub-período Crise Financeira Global	182
Tabela 4.56: Comunalidades das volatilidades intradiárias, em cada sub-período.	182
Tabela 4.57: Correlações contemporâneas entre as volatilidades condicionais diárias (EGARCH 1,1) no sub-período Dot-Com	184
Tabela 4.58: Correlações contemporâneas entre as volatilidades condicionais diárias (EGARCH 1,1) no sub-período Tranquilo	185
Tabela 4.59: Correlações contemporâneas entre as volatilidades condicionais diárias (EGARCH 1,1) no sub-período Crise Financeira Global	186
Tabela 4.60: Teste à igualdade das correlações das volatilidades condicionais diárias (EGARCH)	188
Tabela 4.61: Percentagem de volatilidades diárias extremas em cada um dos sub-períodos (percentis de 5% e de 95%)	190
Tabela 4.62: Percentagem de dias com volatilidades diárias nos extremos, com coincidência temporal entre mercados, nos três sub-períodos e no período completo (percentis de 5% e 95%)	192
Tabela 4.63: Estimativas dos coeficientes das equações de variância-covariância no sub-período Crise Financeira Global	195
Tabela 4.64: Cargas das componentes principais da volatilidade condicionada no sub-período Dot-Com	198
Tabela 4.65: Cargas das componentes principais da volatilidade condicionada no sub-período Tranquilo	199
Tabela 4.66: Cargas das componentes principais da volatilidade condicionada no sub-período Crise Financeira Global	200
Tabela 4.67: Comunalidades das volatilidades condicionadas diárias	201
Tabela 4.68: Percentagem de sessões com risco anormal extremo, em cada um dos sub-períodos amostrais (distribuição normal)	202
Tabela 4.69: Percentagem de sessões com risco de mercado nos extremos, com coincidência temporal entre mercados, nos três sub-períodos e no período completo (distribuição normal)	204
Tabela 4.70: Cargas das componentes principais das estimativas VaR no sub-período Dot-Com	207
Tabela 4.71: Cargas das componentes principais das estimativas VaR no sub-período Tranquilo	208
Tabela 4.72: Cargas das componentes principais das estimativas VaR no sub-período Crise Financeira Global	209
Tabela 4.73: Comunalidades das estimativas <i>Value-at-Risk</i>	210
Tabela 4.74: Resultados das estimativas do AR(1)-EGARCH-M (1,1) nos modelos 1 e 2, no sub-período Crise Financeira Global	212
Tabela 4.75: Resultados das estimativas do AR(1)-EGARCH-M(1,1) no modelo 3, no sub-período Crise Financeira Global	213

Tabela 4.76: Resultados da estimação da volatilidade condicional por modelos EGARCH (1,1), com inclusão do logaritmo do volume de negociação do DJ	216
Tabela 4.77: Resultados da estimação da volatilidade condicional por modelos EGARCH (1,1), com inclusão do volume de negociação estandardizado do DJ	217
Tabela 4.78: Resultados de estimação do modelo EGARCH ortogonal, com inclusão do logaritmo do volume de negociação do índice DJ	219
Tabela 4.79: Resultados de estimação do modelo EGARCH ortogonal, com inclusão do volume de negociação estandardizado do índice DJ	219
Tabela 4.80: Síntese dos resultados das hipóteses de investigação	221
Tabela 2.1.A: Valor das Ações negociadas em percentagem do PIB	253
Tabela 2.2.A: Variação percentual do PIB mundial, da União Europeia e de algumas das principais economias mundiais	255
Tabela 4.1.A: Testes de autocorrelação às rentabilidades no período Completo	265
Tabela 4.2.A: Testes de autocorrelação às rentabilidades no sub-período Dot-Com	266
Tabela 4.3.A: Testes de autocorrelação às rentabilidades no sub-período Tranquilo	267
Tabela 4.4.A: Testes de autocorrelação às rentabilidades no sub-período Crise Financeira Global	268
Tabela 4.5.A: Estatísticas dos rácios de variância Homocedasticidade e Heterocedasticidade no período completo	275
Tabela 4.6.A: Estatísticas dos rácios de variância Homocedasticidade e Heterocedasticidade no sub-período Dot-Com	276
Tabela 4.7.A: Estatísticas dos rácios de variância Homocedasticidade e Heterocedasticidade no sub-período Tranquilo	277
Tabela 4.8.A: Estatísticas dos Rácios de Variâncias de <i>Rankings</i> e Sinais no período completo	278
Tabela 4.9.A: Estatísticas dos Rácios de Variâncias de <i>Rankings</i> e Sinais no sub-período Dot-Com	279
Tabela 4.10.A: Estatísticas dos Rácios de Variâncias de <i>Rankings</i> e Sinais no sub-período Tranquilo	280
Tabela 4.11.A: Estatísticas dos Rácios de Variâncias de <i>Rankings</i> e Sinais no sub-período Crise Financeira Global	281
Tabela 4.12.A: Semicorrelações no sub-período Dot-Com	282
Tabela 4.13.A: Semicorrelações no sub-período Tranquilo	283
Tabela 4.14.A: Percentagem de rendibilidades extremas, em cada um dos sub-períodos (percentis de 1% e 99%)	284
Tabela 4.15.A: Percentagem de dias com rendibilidades nos extremos, com coincidência temporal entre mercados, nos três sub-períodos e no período completo (percentis de 1% e 99%)	285
Tabela 4.16.A: Percentagem de rendibilidades anormais extremas, em cada um dos sub-períodos	286
Tabela 4.17.A: Percentagem de dias com rendibilidades anormais nos extremos, com coincidência temporal entre mercados, nos três sub-períodos e no período completo	287
Tabela 4.18.A: Testes de causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Tests no sub-período crise Dot-Com	288
Tabela 4.19.A: Testes de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Tests no	289

sub-período Tranquilo

Tabela 4.20.A: Resposta acumulada dos índices a inovações generalizadas de um desvio-padrão no sub-período Dot-Com	299
Tabela 4.21.A: Resposta acumulada dos índices a inovações generalizadas de um desvio-padrão no sub-período Tranquilo	300
Tabela 4.22.A: Resposta acumulada dos índices a inovações generalizadas de um desvio-padrão no sub-período Crise Financeira Global	301
Tabela 4.23.A: Matrizes anti-imagem das rendibilidades	302
Tabela 4.24.A: Volatilidade intradiária média dos índices	303
Tabela 4.25.A: Estatísticas descritivas da volatilidade condicionada diária nos três sub-períodos.	304
Tabela 4.26.A: Resultados dos testes de Ljung-Box e LM aos resíduos dos modelos GARCH (1,1)	305
Tabela 4.27.A: Resultados da estimação da volatilidade condicional por modelos TGARCH (1,1)	306
Tabela 4.28.A: Resultados dos testes de Ljung-Box e LM aos resíduos dos modelos EGARCH(1,1)	307
Tabela 4.29.A: Resultados dos testes de Ljung-Box e LM aos resíduos dos modelos TGARCH(1,1)	308
Tabela 4.30.A: Correlações contemporâneas entre as volatilidades intradiárias dos índices europeus durante o sub-período Dot-Com.	309
Tabela 4.31.A: Correlações contemporâneas entre as volatilidades intradiárias dos índices europeus durante o sub-período Tranquilo.	309
Tabela 4.32.A: Percentagem de volatilidades extremas intradiárias, em cada um dos sub-períodos (percentis de 1% e de 99%)	310
Tabela 4.33.A: Percentagem de dias com volatilidades intradiárias nos extremos, com coincidência temporal entre mercados, nos três sub-períodos e no período completo (percentis de 1% e de 99%)	311
Tabela 4.34.A: Percentagem de volatilidades intradiárias anormais extremas em cada um dos sub-períodos	312
Tabela 4.35.A: Percentagem de dias com volatilidades anormais intradiárias nos extremos, com coincidência temporal entre mercados, nos três sub-períodos e no período completo	313
Tabela 4.36.A: Resultados dos testes ADF e Phillips- Perron à estacionaridade das séries de volatilidades intradiárias no sub-período Dot-Com	314
Tabela 4.37.A: Resultados dos testes ADF e Phillips- Perron à estacionaridade das séries de volatilidades intradiárias no sub-período Tranquilo	314
Tabela 4.38.A: Resultados dos testes ADF e Phillips- Perron à estacionaridade das séries de volatilidades intradiárias no sub-período Crise Financeira Global	315
Tabela 4.39.A: Testes de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Tests à volatilidade intradiária no período Dot-Com	316
Tabela 4.40.A: Testes de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Tests à volatilidade intradiária no período tranquilo	316
Tabela 4.41.A: Resposta acumulada dos índices a inovações generalizadas de um desvio-padrão no sub-período da Dot-Com (volatilidade intradiária)	320
Tabela 4.42.A: Resposta acumulada dos índices a inovações generalizadas de um desvio-padrão no sub-período Tranquilo (volatilidade intradiária)	321

Tabela 4.43.A: Resposta acumulada dos índices a inovações generalizadas de um desvio-padrão no sub-período Crise Financeira Global (volatilidade intradiária)	322
Tabela 4.44.A: Matrizes anti-imagem das volatilidades intradiárias	323
Tabela 4.45.A: Correlações contemporâneas entre as volatilidades condicionais diárias (GARCH) no sub-período Dot-Com	324
Tabela 4.46.A: Correlações contemporâneas entre as volatilidades condicionais diárias (GARCH) no sub-período Tranquilo	325
Tabela 4.47.A: Correlações contemporâneas entre as volatilidades condicionais diárias (GARCH) no sub-período Crise Financeira Global	326
Tabela 4.48.A: Teste à igualdade das correlações das volatilidades condicionais diárias (GARCH)	327
Tabela 4.49.A: Percentagem de volatilidades diárias extremas em cada um dos sub-períodos (percentil de 1% e 99%)	328
Tabela 4.50.A: Percentagem de dias com volatilidades diárias nos extremos, com coincidência temporal entre mercados, nos três sub-períodos e no período completo (percentis de 1% e 99%)	329
Tabela 4.51.A: Percentagem de volatilidades diárias anormais extremas em cada um dos sub-períodos	330
Tabela 4.52.A: Percentagem de dias com volatilidades anormais diárias nos extremos, com coincidência temporal entre mercados, nos três sub-períodos e no período completo	331
Tabela 4.53.A: Estimativas dos coeficientes das equações de variância covariância no sub-período Dot-Com	332
Tabela 4.54.A: Estimativas dos coeficientes das equações de variância covariância no sub-período Tranquilo	334
Tabela 4.55.A: Testes de diagnóstico aos resíduos estandardizados do modelo GARCH Vech	336
Tabela 4.56.A: Resultados dos testes de Portmanteau aos Resíduos do sistema GARCH Vech no sub-período Dot-Com	337
Tabela 4.57.A: Resultados dos testes de Portmanteau aos Resíduos do sistema GARCH Vech no sub-período Tranquilo	337
Tabela 4.58.A: Resultados dos testes de Portmanteau aos Resíduos do sistema GARCH Vech no sub-período Crise Financeira Global	338
Tabela 4.59.A: Matrizes anti-imagem das volatilidades condicionadas diárias	339
Tabela 4.60.A: Percentagem de sessões com risco anormal extremo, em cada um dos sub-períodos amostrais (t-Student)	340
Tabela 4.61.A: Percentagem de sessões com risco de mercado nos extremos, com coincidência temporal entre mercados, nos três sub-períodos e no período completo (t-Student)	341
Tabela 4.62.A: Percentagem de sessões com risco anormal extremo, em cada um dos sub-períodos amostrais (TVE)	342
Tabela 4.63.A: Percentagem de sessões com risco de mercado nos extremos, com coincidência temporal entre mercados, nos três sub-períodos e no período completo (TVE)	343
Tabela 4.64.A: Matrizes anti-imagem das estimativas do risco de mercado no pressuposto de distribuição normal	344
Tabela 4.65.A: Matrizes anti-imagem das estimativas do risco de mercado no pressuposto de distribuição t-Student	345

Tabela 4.66.A: Matrizes anti-imagem das estimativas do risco de mercado no pressuposto de TVE	346
Tabela 4.67.A: Resultados das estimativas do AR(1)-EGARCH-M(1,1) nos modelos 1 e 2 no sub-período Dot-Com	347
Tabela 4.68.A: Resultados das estimativas do AR(1)-EGARCH-M(1,1) no modelo 3 no sub-período Dot-Com	348
Tabela 4.69.A: Resultados das estimativas do AR(1)-EGARCH-M (1,1) nos modelos 1 e 2, no sub-período Tranquilo	349
Tabela 4.70.A: Resultados das estimativas do AR(1)EGARCH-M(1,1) no modelo 3, no sub-período Tranquilo	350
Tabela 4.71.A: Resultados dos testes de Ljung-Box e LM aos resíduos do modelo AR(1)-EGARCH-M (1,1), no modelo 1	351
Tabela 4.72.A: Resultados dos testes de Ljung-Box e LM aos resíduos do modelo AR(1)-EGARCH-M (1,1) no modelo 2	352
Tabela 4.73.A: Resultados dos testes de Ljung-Box e LM aos resíduos do modelo AR(1)-EGARCH-M (1,1) no modelo 3	353
Tabela 4.74.A: Resultados dos testes de Ljung-Box e LM aos resíduos dos modelos EGARCH (1,1) com inclusão do logaritmo do volume de negociação do índice DJ	354
Tabela 4.75.A: Resultados dos testes de Ljung-Box e LM aos resíduos dos modelos EGARCH (1,1) com inclusão do volume de negociação estandardizado do índice DJ	355

## Lista de Acrónimos

ACP	Análise de Componentes Principais
ADF	<i>Augmented Dickey Fuller Test</i>
AIC	<i>Akaike Information Criterion</i>
ANOVA	Análise de Variância
ARCH	<i>Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity</i>
ARCH-LM	Teste do Multiplicador de Lagrange
ARM	<i>Adjustable Rate Mortgages</i>
ARMA	<i>Autoregressive Moving Average</i>
ATG	<i>Athens Stock Exchange</i>
BCE	Banco Central Europeu
BDS	Teste de Brock, Dechert e Scheinkman
BOV	Bolsa de Valores do Estado de São Paulo
CAC	<i>Cotation Assistée en Continu</i>
CAPM	<i>Capital Asset Pricing Model</i>
CDS's	<i>Credit Default Swaps</i>
DAX	<i>Deutscher Aktien Index</i>
DCC-GARCH	<i>Dynamic Conditional Correlations Generalized Auto Regressive Conditional Heteroscedastic Model</i>
DJ	Dow Jones
EGARCH	<i>Exponential GARCH</i>
EUA	Estados Unidos da América
FEEF	Fundo Europeu de Estabilidade Financeira
FMI	Fundo Monetário Internacional
FTSE	<i>Financial Times Stock Exchange</i>
GARCH	<i>Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity</i>
GARCH-M	<i>GARCH in Mean</i>
GPD	<i>Generalized Pareto Distribution</i>
GSE	<i>Government Sponsored Enterprises</i>
HANG-SENG	<i>Hong-Kong Stock Market</i>
IBEX	<i>Índice Bursatil Español</i>
IDE	Investimento Direto Estrangeiro
IID	Independentes e Identicamente Distribuídas
IR	Índice de Risco
IRF	<i>Impulse Response Functions</i>
ISEQ	<i>Irish Stock Exchange</i>
KMO	Critério de Kaiser-Meyer-Olkin
LB	<i>Ljung-Box Test</i>
LM	<i>Lagrange Multiplier Test</i>
LR	<i>Likelihood Ratio Statistics</i>
MGARCH-VECH	<i>Multivariate Vector GARCH</i>
NASDAQ	<i>National Association of Securities Dealers Automated Quotations System</i>
NIKKEI	<i>Nihon Keizai Shimibun</i>
OLS	<i>Ordinary Least Squares</i>
PER	<i>Price Earning Ratio</i>
PIB	Produto Interno Bruto
PP	<i>Phillips Perron Test</i>

PSI	<i>Portuguese Stock Index</i>
RR	Risco Relativo
SEC	<i>Securities Exchange Comission</i>
SENSEX	<i>Bombay Stock Exchange</i>
SIC	<i>Schwarz Information Criterion</i>
SMM	<i>Standardized Maximum Modulus</i>
TIC	Tecnologias de Informação e Comunicação
TGARCH	<i>Threshold GARCH</i>
TVE	Teoria dos valores extremos
VaR	<i>Value-at-Risk</i>
VAR	<i>Vector Autoregressive</i>
VLP	Volatilidade de Longo Prazo





# Capítulo 1 - Introdução Geral

## 1.1 Definição do problema e relevância da investigação

Os desenvolvimentos ocorridos ao nível das tecnologias de informação e comunicação (TIC) que melhoraram a acessibilidade e a velocidade na difusão de informação e diminuíram os seus custos, a institucionalização do investimento e a liberalização dos mercados de capitais são fatores determinantes do fenómeno da globalização financeira. Com o aprofundamento do processo de globalização financeira, criaram-se novas oportunidades de investimento internacional, intensificaram-se os movimentos internacionais de capitais e reforçaram-se as ligações entre os mercados financeiros internacionais.

Os desenvolvimentos nos mercados financeiros motivaram um maior interesse pelo estudo das ligações entre eles. Os primeiros estudos acerca das ligações internacionais dos mercados financeiros surgiram no final da década de 1960 (Grubel, 1968). Estes estudos foram justificados pela necessidade de obtenção de vantagens de investimento, através da adoção de estratégias de diversificação internacional. A maior parte destes estudos conduziu a conclusões relativamente homogêneas, de que o que motivava os mercados não eram fatores comuns. Todavia, estudos posteriores produziram conclusões divergentes, realçando o aumento de comovimentos e o reforço de interdependências entre os mercados (Koch e Koch, 1991; Longin e Solnik, 1995; Chen *et al.*, 2002; Chiang *et al.*, 2007). À medida que os mercados se tornaram mais interdependentes, a informação gerada num mercado tornou-se mais relevante para outros mercados. Em consequência, os mercados financeiros e as economias locais tornaram-se mais vulneráveis a situações de contágio. A crise das empresas tecnológicas e, em especial, a crise financeira global proporcionam as condições ideais para aprofundar o estudo das ligações e das dinâmicas estabelecidas entre os mercados bolsistas internacionais.

### Delimitação e definição do problema de investigação

As primeiras questões a averiguar consistem em saber se o grau de ligação entre os mercados é estável, se os índices dos mercados bolsistas descrevem comportamentos idênticos e se a emergência da crise financeira global acarretou mudanças quer ao nível das ligações entre os mercados quer ao nível dos seus comportamentos. A resposta à questão da estabilidade temporal das ligações tem sido desenvolvida, em grande parte, recorrendo às rendibilidades dos índices bolsistas. O presente estudo pretende analisar as ligações entre os mercados, recorrendo quer às rendibilidades quer a estimativas de risco, diárias e intradiárias, o que o permite diferenciar de outros trabalhos acerca do tema. É igualmente importante avaliar o grau de assimetria dos mercados, ou seja, tentar identificar diferenças significativas nas ligações entre estes, em função das condições de mercado. Interessa também conhecer o comportamento da volatilidade não-condicionada, em função do ambiente de mercado.

Apesar da importância do estudo do comportamento das correlações e das volatilidades não-condicionadas, considerando, em distintos planos, os ambientes de queda e de subida dos mercados, são poucos os estudos que têm abordado esta questão. Tanto quanto é do nosso conhecimento, nenhum estudo considerou o mercado português. Também não conhecemos nenhum que tenha analisado o impacto produzido pela crise financeira global sobre os mercados bolsistas internacionais. O presente estudo vem, assim, preencher algumas destas lacunas ao nível da investigação.

Embora alguns estudos tenham analisado as ligações internacionais entre os mercados bolsistas, seja no curto prazo seja no longo prazo, sobretudo através do comovimento de rendibilidades e da transmissão de rendibilidades (Eun e Shim, 1989; Constantinou *et al.*, 2005), outros autores como Lin *et al.* (1994), Bekaert e Harvey (1997), Ng (2000), Christiansen (2003) e Baele (2005) defendem que a transmissão de informação entre os mercados não se restringe apenas às rendibilidades, acontecendo também através das volatilidades. De acordo com Kyle (1985), muita informação acerca do comportamento e das dinâmicas dos mercados é revelada na volatilidade, mais do que na rendibilidade dos preços dos ativos. Ross (1989) defende que as mudanças ocorridas ao nível da volatilidade dos mercados bolsistas internacionais são o reflexo da chegada de nova informação a estes mercados. A volatilidade dos mercados bolsistas internacionais é um dos factores determinantes da volatilidade das rendibilidades no mercado doméstico. Do ponto de vista do investidor, há, pois, interesse em considerar a volatilidade na avaliação do risco associado a diversos ativos financeiros (Merton, 1980; Ng, 2000). Todavia, não são conhecidos estudos que, por um lado, abordem de forma integrada os períodos das crises Dot-Com e Financeira Global e que, por outro, considerem uma amostra alargada, composta por mercados desenvolvidos, emergentes, europeus e não europeus, grandes e pequenos, designadamente o mercado português, no âmbito da temática da transmissão internacional de volatilidade. A presente investigação distingue-se, portanto, de outras investigações, por identificar e quantificar os choques específicos de cada mercado e por tentar perceber se estes tiveram um comportamento diverso dos choques originados noutros mercados, em resultado da ocorrência da crise financeira global, considerando quer as rendibilidades quer as estimativas do risco de mercado.

Se até ao início da década de 1980, as crises financeiras eram vistas como fenómenos localizados, sem carácter sistémico, já que não se considerava a possibilidade de transmissão dessas crises a outros mercados, a situação alterar-se-ia com o *crash* de 1987 e com a ocorrência de outras crises financeiras, como a crise do México (1994-1995) e a crise asiática (1997-1998), e mais recentemente a crise das empresas tecnológicas (2000-2003), entre outras. Uma das características mais marcantes destas crises é que as consequências da sua ocorrência não se limitaram ao país de origem, já que elas se repercutiram noutros mercados,

em diversos pontos do globo. Daí que se começasse a falar em efeitos de contágio<sup>1</sup>. Contudo, tanto quanto é do nosso conhecimento não são conhecidos estudos que considerem, em simultâneo, as taxas de rendibilidade dos mercados bolsistas e as estimativas de risco, nomeadamente o *Value-at-Risk*, na investigação do fenómeno de contágio entre os diversos mercados bolsistas internacionais, e que incorporem, na mesma análise, mercados em diferentes etapas de desenvolvimento e com diferentes dimensões, ou mesmo os mercados que actualmente se encontram sob assistência financeira internacional, em particular a do mercado português, e que procurem identificar o período mais crítico vivido durante a crise financeira global, em termos de convergência nos mercados bolsistas internacionais.

O presente estudo também se diferencia de outros por considerar uma amostra mais alargada e por recorrer a uma grande diversidade de testes estatísticos, de molde a minimizar o risco de extrair conclusões menos sólidas. A importância e atualidade do tema do contágio financeiro, entre os mercados bolsistas internacionais, associado à inexistência de investigações aplicadas sobre o tema, foram razões decisivas para a definição do objeto do presente estudo.

A ocorrência de diversos eventos de mercado, como o *crash* bolsista de 1987, a falência do Banco Barrings, o aumento da volatilidade dos mercados bolsistas, o investimento de capitais nos mercados emergentes, contribuíram para a necessidade de desenvolver novas medidas de risco dos activos financeiros, que expressassem as perdas potenciais, alternativas à proposta de Markowitz (1952), de usar a variância das rendibilidades dos ativos financeiros, como medida de risco desses activos. O desenvolvimento dos modelos ARCH ou de heterocedasticidade condicionada, inspirados no trabalho de Bollerslev (1986), veio permitir uma nova perspetiva no estudo do risco dos mercados financeiros, ao incorporar os fenómenos dos *clusters* de volatilidade, ou seja, da concentração de volatilidade em determinados momentos, e da questão da assimetria da volatilidade, decorrente do ambiente de mercado. Por sua vez, o aparecimento da metodologia *Value-at-Risk*, desenvolvida por Till Guldemann, em 1993, veio possibilitar a estimação de perdas potenciais dos mercados e tem sido utilizada como medida do risco de mercado. Esta metodologia, associada ao desenvolvimento de novas abordagens, como a relacionada com a teoria dos valores extremos aplicada aos mercados, decorrentes do trabalho pioneiro de Longin (1996), permitiu apreciar e entender melhor a ocorrência de fenómenos extremos, típicos dos mercados financeiros, em especial em períodos de elevada turbulência.

A utilização dessas diversas metodologias, que recorrem a informação diária e intradiária, pode ajudar a perceber as consequências da crise financeira global, ao nível do risco de mercado financeiro, tanto no curto prazo como no longo prazo. Contudo, não são conhecidos estudos que tenham recorrido a um conjunto diversificado de metodologias no estudo desta

---

<sup>1</sup> O termo contágio era tradicionalmente usado em medicina. As crises verificadas durante a década de 1990 conferiram um novo significado ao termo, relacionando-o com a propagação internacional das crises financeiras.

temática, nem que tenham colocado os mercados financeiros no epicentro da crise das dívidas soberanas, o que nós fazemos, pelo que este é um contributo original desta investigação.

Diversos modelos de avaliação de ativos, como são os de Sharpe (1964), Lintner (1965), Mossin (1966) e Merton (1980), pressupõem uma relação positiva entre as rendibilidades e os riscos de mercado. Todavia, há também uma longa tradição, no âmbito das finanças, aparentemente contraditória com os pressupostos dos modelos de avaliação de ativos, de estudar a volatilidade da rendibilidade dos ativos, assumindo que esta se correlaciona negativamente com a rendibilidade desses ativos (Black, 1976; Cox e Ross, 1976; Bekaert e Wu, 2000). Para estudar a relação entre a rendibilidade e a volatilidade dos mercados, diversos estudos aplicaram o modelo GARCH-in-Mean (French *et al.*, 1987; Chou, 1988; Baillie e DeGennaro, 1990; Nelson, 1991; Glosten *et al.*, 1993; Léon, 2007a). Contudo, os resultados obtidos nos diversos trabalhos não se revelaram consensuais. Em alguns casos, foram identificadas relações positivas entre as duas variáveis, noutros foram identificadas relações negativas, e noutros não foram identificadas relações com significado estatístico. Metodologias alternativas ao modelo GARCH-in-Mean foram utilizadas por diversos autores e deram origem a resultados mistos e, em alguns casos, também contraditórios (Campbell, 1987; Turner *et al.*, 1989; Harvey, 1991; Pagan e Hong, 1991; Whitelaw, 2000). De acordo com Li *et al.* (2005), os resultados são muito sensíveis à forma como são estimadas as volatilidades dos mercados. Daí decorre a necessidade de considerar diversas distribuições estatísticas para acomodar os termos dos erros, no sentido de obter conclusões com um certo grau de fiabilidade estatística. A elevada turbulência dos mercados bolsistas, demonstrada durante a Crise Financeira Global é, pois, uma boa oportunidade para investigar se a rendibilidade exigida pelos investidores é afetada pelo nível de volatilidade, ou seja, se a volatilidade condicionada dos ativos aumenta o poder preditivo da rendibilidade bolsista ou se esta é explicada por outros fatores que influenciam o mercado. Da análise da literatura sobre o tema, conclui-se que não existe investigação sobre a relação entre a rendibilidade e a volatilidade dos mercados, comparando o período da crise financeira global com outros períodos de maior acalmia dos mercados, e que considere na mesma base de estudo os mercados mais expostos às consequências da crise global, designadamente os mercados sujeitos aos ditames do processo de assistência financeira externa.

Para além de estudar a relação entre a rendibilidade e a volatilidade condicionada dos mercados, interessa, igualmente, conhecer os mecanismos que explicam a volatilidade destes mercados. O mercado dos EUA é, sem dúvida, o principal mercado a nível mundial, isto é, a principal capitalização mundial, pois nas últimas décadas tem desempenhado o papel de *driver* ou condutor dos mercados internacionais. A atual crise financeira foi desencadeada no setor do *subprime* norte-americano. Interessa, pois, desenvolver uma análise mais atenta a este mercado e ao seu contributo para a explicação da volatilidade dos restantes mercados.

Para este efeito, será considerado o respetivo volume de negociação, como *proxy* do risco dos restantes mercados.

## 1.2. Objetivos da investigação

### 1.2.1 Objetivo geral

O objetivo geral desta investigação reside no estudo das ligações, de curto e de longo prazo, estabelecidas entre os índices bolsistas internacionais - no contexto da crise financeira global - na análise das dinâmicas e das interdependências entre os mercados, na deteção de contágio financeiro entre os mercados e na análise do risco de mercado, através do recurso às rendibilidades dos mercados e às estimativas do risco de mercado.

Com esse objetivo começaremos por rever a literatura teórica e empírica recente dedicada ao estudo dos mercados financeiros, no seu contexto atual, por analisar os principais modelos que permitem estudar as ligações, as dinâmicas e interdependências entre os mercados bolsistas. Numa segunda fase iremos:

- i) Analisar as ligações contemporâneas e as ligações dinâmicas entre os mercados bolsistas internacionais, recorrendo a rendibilidades e a estimativas de risco, considerando informação diária e intradiária;
- ii) Analisar a existência de ligações de longo prazo entre os mercados;
- iii) Analisar o risco de mercado e o processo de transmissão de risco entre os mercados bolsistas;
- iv) Analisar a existência do fenómeno de contágio entre os mercados bolsistas e a existência de algumas especificidades próprias;
- v) Analisar a relação entre o risco dos mercados bolsistas e a sua rendibilidade e entre o volume de negociação e o risco.

### 1.2.2 Objetivos específicos

Exposto o objetivo geral desta investigação, passemos agora à explanação dos objetivos específicos. Assim, como principais questões de investigação da presente investigação temos as seguintes, no contexto da atual crise financeira:

- i. As ligações de curto prazo e de longo prazo entre os mercados bolsistas reforçaram-se? Os mercados com maiores níveis de capitalização ajudaram a explicar movimentos nos mercados com menores níveis de capitalização? Os mercados com menores capitalizações explicaram movimentos nos mercados com maiores capitalizações?
- ii. Existiu um fenómeno de contágio entre os mercados bolsistas internacionais? Se sim, qual terá sido o momento mais crítico de tal fenómeno, desde a emergência da crise?

- iii. Os mercados bolsistas internacionais diferenciaram-se com base no risco de mercado? O processo de transmissão de risco entre mercados aprofundou-se com a emergência da crise financeira global?
- iv. A volatilidade ajudou a prever a rendibilidade dos mercados?
- v. O volume de negociação dos EUA ajudou a prever a volatilidade dos restantes mercados?

### 1.3 Justificação do tema

Em menos de uma década, ocorreram duas crises bolsistas com impacto global: a crise das empresas tecnológicas e a crise financeira global. A segunda crise foi considerada por diversos autores como a primeira crise com verdadeira dimensão global e a mais severa desde a Grande Depressão (Claessens *et al.*, 2010; Bekaert *et al.*, 2011; Lin e Treichel, 2012). Esta crise teve o seu epicentro nos EUA, no setor do crédito *subprime*, transmitindo-se rapidamente a outros setores e a outros países. Em consequência, ocorreram diversas situações de falência e de resgate de instituições financeiras e tiveram que ser implementados planos de assistência financeira por parte do Fundo Monetário Internacional e outras entidades internacionais (EU, BCE), a diversos sistemas bancários e a países com dificuldades em financiar as respetivas dívidas soberanas.

A compreensão das ligações internacionais entre os mercados bolsistas e a investigação da ocorrência de fenómenos de contágio, no contexto da presente crise financeira, é importante para investidores, gestores de fundos de investimento e académicos, em aspetos como a diversificação de carteira internacional, a eficiência do mercado bolsista e a política macroeconómica e de regulamentação financeira.

Do ponto de vista do investidor, o conhecimento da forma e da intensidade da interdependência entre os diferentes mercados financeiros é vital para a tomada de decisões de *hedging* eficientes, de modo a minimizar o efeito adverso da incerteza na rendibilidade esperada dos investimentos. Do mesmo modo, a compreensão das relações de interdependência entre os mercados bolsistas internacionais facilita a identificação de oportunidades de diversificação. No âmbito internacional, a teoria dos títulos em carteira sugere que quando ocorre uma mudança ao nível das relações entre os mercados, os investidores devem dispersar o risco não sistemático da sua carteira de ativos, investindo em mercados mais segmentados, de modo a minimizar a probabilidade de incorrer em perdas simultâneas, em toda a carteira. Conhecer as ligações dos mercados bolsistas é, então, de vital importância para os investidores internacionais. Uma outra questão de particular interesse para estes investidores é a de saber se as ligações internacionais dos mercados bolsistas se reforçam em períodos de crise. Se as crises financeiras redundarem num reforço das ligações entre os mercados, os benefícios de diversificação internacional da carteira acabam por se esbater, quando mais são necessários.

A eficiência informacional dos mercados bolsistas é verificada não apenas a partir de fatores domésticos, mas também a partir de fatores internacionais. A evidência de fortes ligações e de integração entre os mercados bolsistas mundiais pode conduzir à rejeição da hipótese dos mercados eficientes, pois a utilização de um determinado índice bolsista pode ajudar a prever o comportamento de outro índice, o que põe em causa os pressupostos desta teoria, de acordo com os quais os preços dos ativos refletem, em cada momento, toda a informação relativa ao passado das séries históricas, pelo que se revela impossível a previsão do preço de um ativo, com base em dados passados. Assim, de acordo com a teoria de eficiência dos mercados, o futuro dos preços é independente do seu passado e a informação histórica não serve para melhorar a rentabilidade de qualquer investidor.

Do ponto de vista das políticas monetária e financeira, o estudo da integração dos mercados também se revela importante, pois os comovimentos de mercado podem resultar em situações de contágio, com prejuízo para os investidores, se estes nas suas decisões de investimento não tiverem na devida conta as alterações de preços ocorridas noutros mercados. A instabilidade financeira é um elemento deveras importante para a sociedade, uma vez que uma crise financeira ou um *crash* bolsista pode influenciar, direta ou indiretamente, o nível de bem-estar económico dos habitantes de um país. Se um determinado mercado bolsista estiver fortemente ligado ao mercado bolsista de outro país, a estabilidade financeira do primeiro depende, em parte, da estabilidade financeira do segundo. Por essa razão, uma ligação estreita ou forte entre mercados aumenta os níveis de vulnerabilidade a choques externos e, em consequência, influencia as condições económicas e os níveis de bem-estar dos respetivos países. Por seu lado, a ocorrência de contágio entre mercados pode ter implicações significativas ao nível da gestão de carteiras e da diversificação internacional do risco. A compreensão do fenómeno do contágio internacional pode ajudar a orientar as reformas do sistema financeiro internacional, em particular no desenvolvimento de políticas preventivas e de resposta aos choques ocorridos noutros mercados. O estudo da forma como se exerce o contágio é também importante para analisar a eficácia das intervenções levadas a cabo pelas instituições financeiras internacionais. A confirmação da existência de contágio interbolsista pode inclusivamente justificar a intervenção destas instituições.

## **1.4 Hipóteses de pesquisa**

Com o propósito de satisfazer os objetivos gerais e específicos propostos no presente estudo, foi selecionada uma amostra de diversos índices representativos dos mercados bolsistas internacionais, entre os quais alguns relativos a mercados emergentes e outros a mercados desenvolvidos, designadamente os dos países sob processo de assistência financeira internacional, já atrás referidos. Recorreu-se a dados de frequência diária e a informação intradiária, de modo a estudar ou monitorizar o comportamento e as interações dos mercados a curto prazo. Foram considerados três sub-períodos temporais, correspondentes aos sub-

períodos que apelidamos de “crise das empresas tecnológicas”, de “fase tranquila” e de “crise financeira global”. Consideraram-se como variáveis as rendibilidades dos mercados e as suas estimativas de risco, de modo a facilitar a comparação de resultados e a tornar a análise mais sólida.

Da análise dos conceitos teóricos e do trabalho de revisão de literatura, resultou a formulação de diversas hipóteses de investigação, que a seguir se apresentam, e que estão sub-divididas em cinco grupos, cada um associado a um teste empírico.

**Grupo 1:** A crise financeira global afetou as ligações entre os mercados bolsistas internacionais.

*Hipótese 1.1:* As rendibilidades dos mercados dos períodos anteriores aumentam a capacidade explicativa dos movimentos ocorridos nas rendibilidades dos restantes mercados no período corrente;

*Hipótese 1.2:* O mercado norte-americano é o mais exógeno, no sentido em que mais ajuda a explicar movimentos nos restantes mercados;

*Hipótese 1.3:* Durante a crise financeira global, os mercados com menores níveis de capitalização ajudaram a explicar os movimentos nos mercados com maiores níveis de capitalização;

*Hipótese 1.4:* As ligações entre as rendibilidades dos mercados dependeram da existência de ambientes de subida e de descida dos mesmos;

*Hipótese 1.5:* Durante a crise financeira global, as volatilidades intradiárias passadas dos mercados ajudam a explicar os movimentos nas volatilidades intradiárias dos restantes mercados;

*Hipótese 1.6:* O processo de transmissão de choques próprios e de choques cruzados dos mercados bolsistas acentuou-se;

*Hipótese 1.7:* Durante a crise financeira global, os mercados alcançaram relações de equilíbrio no longo prazo.

**Grupo 2:** A crise financeira global desencadeou um fenómeno de contágio internacional.

*Hipótese 2.1:* A emergência da crise financeira global deu origem a um fenómeno de contágio financeiro;

*Hipótese 2.2:* O ano de 2008 foi o ano mais crítico em termos de contágio internacional;



*Hipótese 2.3:* Os mercados europeus tiveram comportamentos diferentes dos ocorridos noutros mercados não europeus;

*Hipótese 2.4:* Os mercados europeus sob assistência financeira tiveram comportamentos em termos de contágio diferentes dos outros mercados europeus.

**Grupo 3:** O risco de mercado aumentou com a emergência da crise financeira global.

*Hipótese 3.1:* Os mercados apresentaram níveis de risco mais elevados durante a crise financeira global;

*Hipótese 3.2:* Os países sob assistência financeira diferenciaram-se dos seus pares, reportando níveis de risco mais elevados;

*Hipótese 3.3:* Durante a crise financeira global os mercados apresentaram níveis de persistência, de sensibilidade e de assimetria mais elevados.

**Grupo 4:** A crise financeira global aprofundou a relação entre o risco e a rendibilidade dos mercados.

*Hipótese 4.1:* A volatilidade (condicionada) dos mercados aumenta a probabilidade de previsão da rendibilidade bolsista;

*Hipótese 4.2:* Há uma associação positiva entre o risco e a rendibilidade dos mercados (ou a correlação entre o risco e a rendibilidade é positiva);

*Hipótese 4.3:* A correlação entre o risco e a rendibilidade aumentou com a crise financeira global.

**Grupo 5:** O volume de negociação do mercado dos EUA aumentou o poder explicativo do risco dos mercados, durante a crise financeira global.

*Hipótese 5.1:* O volume de negociação dos EUA ajudou a explicar a volatilidade dos mercados durante a crise financeira global;

*Hipótese 5.2:* Nas fases de queda dos mercados a relação entre o volume de negociação e a volatilidade acentuou-se.

## 1.5 Estrutura da investigação

Esta investigação encontra-se estruturada em cinco capítulos.

No capítulo 1 é feito um enquadramento teórico do problema e dos objetivos de investigação, bem como da sua importância para o estudo das relações, das dinâmicas e do contágio entre os mercados bolsistas, no contexto da crise financeira global atual.

No capítulo 2 é analisado o fenómeno da globalização dos mercados financeiros e das suas causas, são apresentados os principais estudos acerca das ligações, das interdependências e do contágio entre mercados, bem como dos principais episódios de crise, que marcaram a história dos mercados bolsistas.

No capítulo 3 são apresentados diversos modelos para “modelar” as rendibilidades e as estimativas do risco de mercado, designadamente os que envolvem informação intradiária e os que pressupõem heterocedasticidade condicionada, e ainda as abordagens relativas ao estudo das ligações constantes e dinâmicas entre os mercados, quer de curto quer de longo prazos.

O capítulo 4 compreende a componente empírica da presente investigação. Assim, é descrita a metodologia de tratamento dos dados, é apresentado o período amostral, é analisada a evolução dos índices, bem como as suas principais estatísticas descritivas, são analisadas as ligações entre os mercados, com base nas séries de rendibilidades, considerando as relações contemporâneas, os padrões de comportamento dos índices, os ambientes de subida e descida dos mercados, a ocorrência de observações extremas, as ligações condicionais dinâmicas, entre cada par de índices, as ligações dinâmicas entre o conjunto dos doze índices, recorrendo a um vetor autorregressivo, e as ligações de longo prazo, proporcionadas pela análise de componentes principais (ACP); é ainda analisado o risco de mercado, recorrendo a diversas estimativas, que incorporam o efeito das subidas e das descidas descritas pelos mercados, que consideram informação intradiária acerca do comportamento dos mercados, que incorporam o pressuposto de heterocedasticidade, para perceber da verificação de alguns factos estilizados, tais como a sensibilidade, a persistência e a assimetria; finaliza com a estimativa *Value-at-Risk*, que permite formar uma ideia acerca da perda potencial incorrida pelo investidor; examinamos a ligação entre os mercados, os movimentos, a transmissão de risco e a ocorrência de contágio, recorrendo a estimativas de risco, que incorporam informação diária e intradiária; com esse objetivo, são utilizados diversos procedimentos metodológicos, que começam nas ligações contemporâneas, passando pelos testes de observações extremas, em ambos os casos contemplando as três estimativas de risco, até aos procedimentos econométricos que permitem analisar a transmissão de risco, concretamente os modelos multivariados de heterocedasticidade condicionada, no caso da volatilidade diária, e o vetor autorregressivo para a volatilidade intradiária, para terminar com a análise

das ligações de longo prazo entre os mercados, recorrendo mais uma vez às três estimativas de risco; são também analisadas as relações entre o risco e rendibilidade e entre o volume de negociação dos EUA e a volatilidade dos mercados, respetivamente, através de diversas especificações de modelos de heterocedasticidade condicionada.

Por fim, no capítulo 5, apresentam-se as principais conclusões extraídas ao longo deste trabalho de investigação, as suas principais contribuições, assim como se enumeram algumas limitações e se deixam sugestões para futuras investigações.



# Capítulo 2 - Contexto atual dos mercados financeiros: globalização e crises financeiras

## 2.1 Introdução ao capítulo

O crescimento do comércio mundial, a integração económica entre países e a integração dos mercados financeiros criaram novas oportunidades de investimento, geraram uma maior interdependência entre os principais mercados financeiros mundiais e contribuíram para o reforço das ligações entre estes, ao mesmo tempo que também permitiram a ocorrência de contágio e/ou de propagação de crises, em especial em contexto de queda acentuada dos mercados bolsistas. São estes os temas que nos irão ocupar neste segundo capítulo.

O capítulo está organizado do seguinte modo: na secção 2.2 é analisado o fenómeno da globalização dos mercados e das suas causas. A secção 2.3 faz um enquadramento de alguns dos principais estudos e respetivas metodologias acerca da temática das ligações e das interdependências entre os mercados. Na secção 2.4 são abordados os principais conceitos de crise financeira, bem como os mais importantes acontecimentos de crise, após o *crash* de 1987. A secção 2.5 aborda as causas e as consequências das mais importantes quedas bolsistas, desde o *crash* de 1929. Na secção 2.6 é abordada a temática do contágio ou propagação de crises entre mercados bolsistas, desde o conceito até aos mecanismos de transmissão. A última secção apresenta uma síntese das principais conclusões deste capítulo.

## 2.2 Globalização dos mercados financeiros

Após a segunda Guerra Mundial, assistiu-se a um elevado ritmo de crescimento do comércio mundial, claramente superior ao ritmo de crescimento da produção. Neste contexto de crescimento, a multinacionalização das empresas tornou-se uma realidade. Desde a década de 1960, as empresas com vocação internacional começaram a procurar formas de ultrapassar as dificuldades encontradas a nível nacional, designadamente as de natureza regulamentaria e monetária. Algumas dessas empresas adotaram estratégias globais, desenhadas em função do mercado global e das características específicas de cada mercado.

A par da multinacionalização de algumas empresas, ocorreu um processo de liberalização dos movimentos de capitais, favorecido pelo crescimento do mercado dos eurodólares e das eurodivisas (Boyer, 1997)<sup>2</sup>. Em 1974, os EUA eliminaram as barreiras à saída de capitais, impostas na década anterior, e outros países seguiram o mesmo exemplo, o que fez com que, progressivamente, as barreiras impeditivas à livre circulação de fluxos monetários e financeiros viessem a ser abolidas, dando assim origem à globalização dos mercados financeiros. A globalização destes mercados é, portanto, a integração dos mercados

---

<sup>2</sup> Tendo sido criados em finais da década de 1950, estes mercados envolviam depósitos em moedas convertíveis, efetuados em instituições financeiras, sediadas fora do país da moeda de origem. Em 1958, foi criado um *offshore* em Londres, um mercado interbancário de capitais, denominado em dólares, sendo esse o motivo porque surgiu a palavra eurodólar, e que viria a conhecer um significativo crescimento na Europa.

financeiros nacionais de todo o mundo num mercado financeiro internacional e globalizado (Fabozzi, 1995).

Segundo Fabozzi (1995), foram três os principais fatores que contribuíram para a globalização financeira: os desenvolvimentos/progressos tecnológicos, a institucionalização dos mercados e a liberalização financeira.

As alterações tecnológicas, ocorridas em especial na informática e nas telecomunicações, permitem ligar os agentes de mercado, em qualquer parte do mundo, transmitindo informação em tempo real e executando ordens de investimento quase instantaneamente. Com estas alterações, o sistema financeiro aperfeiçoou a sua capacidade de recolha de informação relevante para o investimento (Putman e Zimmer, 1987). A disponibilidade de informação barata contribuiu, por um lado, para melhorar a capacidade do mercado na avaliação dos riscos e, por outro, para aumentar a eficiência e a liquidez dos mercados globais (Strange, 1990; Modigliani e Perotti, 1991; Williams; 1993; Fabozzi, 1995).

A institucionalização dos mercados é outro dos fatores que, segundo Fabozzi (1995), terá contribuído para o processo de globalização financeira. A institucionalização está fortemente ligada à gestão coletiva da poupança e de ativos financeiros de particulares, que é cada vez mais exercida por investidores institucionais, como as companhias de seguros, os fundos de pensões e as sociedades de investimento ou de fundos mútuos (Plihon, 2007), donde o nome. Estes investidores “globais”, ao contrário de muitos investidores individuais, não limitam o seu investimento ao mercado nacional de origem, mas procuram oportunidades de investimento à escala global, numa tentativa de maximizar a rendibilidade e de diversificar os seus investimentos. Para implementarem as suas estratégias de investimento global, estes investidores (institucionais) dispõem de complexos sistemas de gestão de risco e de um elevado grau de especialização.

Outro fator que contribuiu para a globalização financeira foi o da liberalização dos mercados financeiros. As últimas décadas foram caracterizadas por alterações significativas ao nível do funcionamento dos mercados financeiros internacionais. Os empréstimos concedidos por bancos privados internacionais sofreram um aumento significativo e diminuiu o peso do Fundo Monetário Internacional (FMI) neste tipo de operações<sup>3</sup>. Esta alteração terá criado condições à flexibilização das regulamentações financeiras nacionais (Putman e Zimmer, 1987).

Segundo Helleiner (1995) e Putman e Zimmer (1987), a criação de mercados fora das fronteiras do país de origem, como foi o euromercado relativamente aos investidores norte-americanos, levou a que os governos reconsiderassem as suas regulamentações mais rígidas e também as formas de gestão das instituições. Os governos não incentivaram, por vontade

---

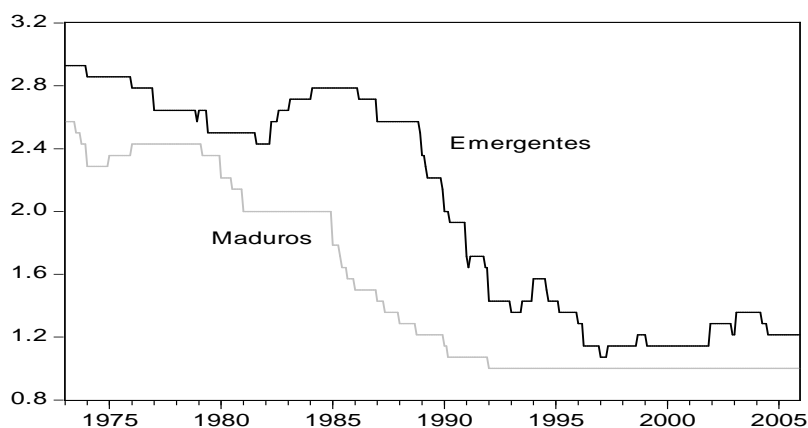
<sup>3</sup> Por outro lado, os utilizadores do crédito também mudaram. Após a 2ª Guerra Mundial, os principais recetores de empréstimos eram os países europeus, para fazer face ao esforço de reconstrução. A partir da década de 1970, os países em desenvolvimento passaram a ser os principais utilizadores.

própria, o processo de liberalização financeira, limitando-se a reagir às alterações ocorridas a nível global. Neste quadro de liberalização, destaca-se a abolição da regulamentação de câmbios, o que facilitou a circulação internacional do capital, em particular a abertura do sistema financeiro japonês, em meados da década de 1980, e a eliminação dos sistemas europeus de controlo de câmbios, com a criação do mercado único.

A figura 2.1, inspirada em Kaminsky e Schmukler (2008), apresenta a evolução dos índices de liberalização financeira referentes a mercados maduros<sup>4</sup> e a mercados emergentes<sup>5</sup>. A figura deve ler-se da seguinte forma: o valor 3 na ordenada significa fechado, o 2 significa parcialmente liberalizado, e o 1 significa totalmente liberalizado. Um país é considerado completamente liberalizado quando pelo menos dois setores estão completamente liberalizados e o terceiro está parcialmente liberalizado. Um país é considerado parcialmente liberalizado se pelo menos dois setores estiverem parcialmente liberalizados.

Da análise da figura 2.1, conclui-se que os processos de liberalização destes dois tipos de mercados são diferentes. Enquanto nas economias maduras o processo de liberalização aconteceu de forma ininterrupta, nas economias emergentes ele fez-se com algumas intermitências ou aos arranques.

**Figura 2.1: Índice de liberalização financeira**



Notas: Esta figura apresenta os índices de liberalização, que incluem a liberalização da conta de capital, do setor financeiro doméstico e do mercado bolsista, para o período compreendido entre janeiro de 1973 e dezembro de 2005.

<sup>4</sup> O grupo dos mercados maduros inclui: Alemanha, Canadá, Dinamarca, Espanha, Finlândia, França, Irlanda, Itália, Japão, Noruega, Portugal, Reino Unido, Suécia, e Estados Unidos.

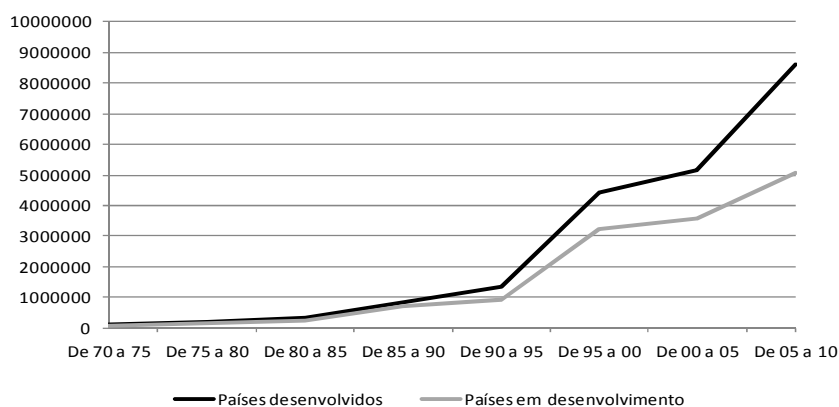
<sup>5</sup> O grupo dos mercados emergentes inclui: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Hong-Kong, Indonésia, Coreia do Sul, Malásia, México, Peru, Filipinas, Taiwan, Tailândia, e Venezuela.

Até ao final da segunda guerra mundial, o mercado financeiro inglês era o mais importante a nível internacional, sendo substituído, desde então, pelo mercado dos EUA. Por outro lado, o dólar substituiu a libra como moeda de referência internacional e tornou-se ele próprio essa referência no investimento e no comércio internacionais. Mais tarde, foram criados centros financeiros importantes noutros países, como o alemão e o japonês, entre outros.

A liberalização também chegaria aos mercados bolsistas. A bolsa de Londres foi a primeira a iniciar um processo de desregulamentação, em 1986, com a abertura do mercado a instituições financeiras estrangeiras e a criação de condições tendentes a aumentar o nível de concorrência, especialmente em matéria de comissões por serviços prestados.

O processo de globalização passou por três fases (Chesnais, 1998): a primeira compreendida entre 1960 e 1980, caracterizou-se por sistemas monetários nacionais fechados, com a internacionalização financeira restringida ao sistema dos eurodólares. A segunda, que decorreu entre 1980 e 1985, envolveu a desregulamentação financeira e a securitização da dívida<sup>6</sup> (especialmente no mercado de obrigações). A terceira e última iniciou-se em meados da década de 1980, com uma maior abertura dos mercados domésticos e com a entrada dos mercados emergentes no processo de globalização. A recessão ocorrida no início da década de 1990, nalgumas economias desenvolvidas, deu origem à transferência de capitais para os mercados emergentes, dando assim um contributo para reforçar a integração destes mercados no processo de globalização.

**Figura 2.2: Evolução quinquenal do IDE em países desenvolvidos e em países em desenvolvimento (bilhões USA\$)**



Fonte: Banco Mundial.

<sup>6</sup> Securitização da dívida é uma prática financeira que consiste em agrupar vários tipos de passivos financeiros, convertendo-os em títulos negociáveis no mercado de capitais. Deste modo, a dívida é vendida, na forma de títulos, para vários investidores (Bancos, Fundos de Investimento, etc.), como forma de rentabilizar o capital investido, cabendo ao comprador do título securitizado a cobrança individual de todas as dívidas que compõem o título.



A figura 2.2 apresenta a evolução quinquenal do investimento direto estrangeiro (IDE) líquido, de 1970 a 2010, e mostra claramente um aumento significativo, sobretudo a partir dos anos noventa (1990), tanto para o conjunto dos países desenvolvidos, como para o dos países em desenvolvimento.

A tabela 2.1 ilustra a importância relativa de alguns dos principais mercados internacionais de valores, através da capitalização bolsista (entendida esta como o valor dos ativos financeiros suscetíveis de negociação) e da relação entre a capitalização bolsista e o Produto Interno Bruto (PIB) de cada país. Ao longo do período considerado, o mercado dos EUA apresentou um nível de capitalização muito superior ao dos restantes mercados. A título de exemplo, refira-se que só no ano de 2010, os mercados dos EUA, do Japão e do Reino Unido apresentaram valores de capitalização bolsista superiores aos dos respetivos PIBs. Só a capitalização bolsista dos EUA representa 31% da capitalização mundial, sendo quatro vezes superior à do mercado japonês, o segundo em termos de capitalização. Todos os mercados analisados viram os valores das suas capitalizações bolsistas aumentarem em relação ao ano de 1990. Só o mercado brasileiro, teve um aumento superior a 9300%, valor que não é certamente estranho ao facto de partir de valores de capitalização extremamente baixos. A nível mundial, o valor da capitalização bolsista foi superior a 90% do PIB.

A tabela 2.1.A, em apêndice, apresenta o rácio entre o valor das ações negociadas e o PIB de cada país ou mercado. Hong-Kong evidencia-se com o rácio mais elevado (superior a 700%), seguem-se os EUA, com o valor das ações negociadas a representar o dobro do valor do PIB (200%), e o Reino Unido com 133%. Nos restantes países analisados, o valor das ações negociadas foi inferior ao do respetivo PIB. Em termos mundiais, apesar das fortes quedas sofridas nas cotações bolsistas, em consequência da recente crise financeira, o valor das ações negociadas supera ainda o valor do PIB mundial, o que atesta bem a importância dos mercados bolsistas no contexto financeiro internacional.

### **2.3 Globalização e crises financeiras**

Diversos autores têm-se dedicado ao estudo das crises financeiras, indagando sobre a origem das crises e sobre formas de as avaliar e de prever as suas consequências. Embora a literatura nesta área seja vasta, as conclusões têm sido diversas e, em muitos casos, até mesmo contraditórias. A primeira situação regista-se ao nível da definição de uma crise financeira. Mitchell (1913), por exemplo, define-a como um processo de venda intensa ou não normal de créditos. Para Friedman e Schwartz (1963), é uma situação na qual os bancos são forçados a vender ativos com menos-valias para refazerem as suas reservas de liquidez. Para Minsky (1977) e Allen e Gale (2004) é uma queda acentuada nas cotações das ações acompanhada da sua venda.

**Tabela 2.1: Capitalização bolsista (em 10<sup>9</sup> USD) e relação entre esta e o PIB (% entre parêntesis)**

	1990	1994	1998	2002	2006	2008	2009	2010
<b>Mundo</b>	9.403,53 (47,5)	15.115,93 (58,1)	26.923,72 (91)	23.509,27 (72)	53.375,29 (110)	34.887,45 (58,8)	48.732,63 (85,4)	56.172,63 (90,4)
<b>EUA</b>	3.060,00 (53,2)	5.067,02 (72,5)	13.451,35 (153,9)	11.098,10 (104,8)	19.425,85 (145,7)	11.737,65 (82,1)	15.077,29 (107,4)	17.138,98 (117,5)
<b>Reino Unido</b>	849,00 (83,8)	1.210,25 (114,1)	2.374,27 (163,1)	1.864,26 (115,6)	3.794,31 (155,2)	1.851,95 (69,7)	2.796,44 (128,7)	3.107,04 (138,3)
<b>França</b>	314,00 (25,2)	451,26 (33)	991,48 (67,5)	966,96 (66,6)	2.428,57 (107,7)	1.492,33 (52,7)	1.972,04 (75,1)	1.926,49 (75,3)
<b>Japão</b>	2.920,00 (95,5)	3.719,91 (77,8)	2.495,76 (64,7)	2.126,08 (54,3)	4.726,27 (108,3)	3.220,49 (66)	3.377,89 (67,1)	4.099,59 (74,6)
<b>Espanha</b>	111,00 (21,3)	154,86 (30,1)	402,18 (66,9)	465,00 (67,8)	1.323,09 (107,2)	946,11 (59,4)	1.297,23 (88,6)	1.171,61 (83,2)
<b>Brasil</b>	16,40 (3,6)	189,00 (34,6)	160,89 (19,1)	123,81 (24,6)	711,10 (65,3)	589,38 (35,7)	1.167,33 (73,2)	1.545,57 (74)
<b>Alemanha</b>	355,00 (20,7)	470,52 (21,9)	1.093,96 (50,1)	691,12 (34,3)	1.637,83 (56,1)	1.107,96 (30,5)	1.297,57 (39)	1.429,71 (43,2)
<b>Portugal</b>	9,20 (11,9)	16,25 (16,5)	62,95 (51,4)	42,85 (32,5)	104,20 (51,8)	68,71 (27,3)	98,65 (42,1)	82,00 (35,9)
<b>Grécia</b>	15,20 (16,1)	14,92 (13,3)	79,99 (58,6)	68,74 (46,6)	208,28 (78,6)	90,40 (26)	54,72 (16,8)	72,64 (23,8)
<b>Hong-Kong</b>	83,40 (108,5)	269,51 (198,8)	343,39 (205,7)	463,08 (282,7)	895,25 (471,4)	1.328,84 (617)	2.291,58 (1095)	2.711,33 (1207,9)
<b>Índia</b>	38,60 (13,2)	128,00 (39,6)	105,19 (25,3)	131,01 (25,8)	818,88 (86,1)	645,48 (53,2)	1.179,24 (85,4)	1.615,86 (93,5)
<b>Irlanda</b>	n.d.	n.d.	66,60 (75,7)	60,38 (49,2)	163,36 (73,4)	49,40 (18,7)	29,88 (13,5)	33,72 (16,5)

Fonte: Banco Mundial e elaboração própria; n.d. - não disponível

Para Spotton (1997), uma crise financeira é o colapso do sistema financeiro, em consequência da queda espontânea e acentuada dos preços dos ativos ou da falência das instituições financeiras. Por último, para Bordo *et al.* (2001) é uma situação de volatilidade elevada nos mercados financeiros, acompanhada de problemas de liquidez e de insolvências, que levam à intervenção das entidades oficiais.

A instabilidade dos mercados e a crise financeira não são fenómenos novos, pois a primeira crise financeira da história terá sido a “crise da Tulipa”, que ocorreu na Holanda, na segunda metade do século XVII. “As crises financeiras são uma espécie de eterno recomeço” (Kindleberg, 2000), ou seja, são recorrentes.

O processo de globalização financeira em curso tem sido acompanhado por um aumento de instabilidade dos mercados financeiros e pelo aparecimento de crises financeiras com impacto à escala global. De acordo com Stiglitz (1999), as crises financeiras ocorridas desde a década de 1990 mostraram que a desregulamentação e liberalização dos mercados não produziram as consequências esperadas, devido às imperfeições de mercado. A livre entrada e saída de recursos financeiros nos mercados financeiros deixa-os mais expostos e vulneráveis às crises. Até ao início da década de 1980, as crises eram acontecimentos individuais e localizados nos mercados individualizados, mas a partir do *crash* de 1987, elas passaram a ser globais, fruto da interação e da interdependência entre os mercados dos diversos países. A conclusão que se extrai da análise da literatura revela que o *crash* bolsista de 1987, a invasão do Kuwait, em 1990, o ataque terrorista às torres gémeas nos EUA em 2001, e a emergência da Crise Financeira Global, provocaram reações globais nos mercados e que a eficácia das estratégias de diversificação internacional terá sido prejudicada.

As últimas décadas do século passado conheceram crises cambiais, bancárias e bolsistas<sup>7</sup>. Desde a década de 1980, que estes três tipos de crises se multiplicaram à escala global. A tabela 2.2 apresenta uma cronologia das mais recentes crises financeiras, desde o *crash* bolsista de 1987.

**Tabela 2.2: Cronologia dos mais recentes episódios de crise financeira**

1987	Crise bolsista
1992-1993	Crise do sistema monetário europeu
1994	Crise mexicana
1997	Crise dos "tigres" asiáticos: Tailândia, Indonésia, Malásia, Filipinas, Coreia do Sul
1998	Crise da Rússia
1999	Crise cambial no Brasil
2000	Crise bolsista nas ações tecnológicas ( <i>e-crash</i> ) nos Estados Unidos e nos grandes países desenvolvidos
2000	Crise turca
2001	Crise argentina
2007-2011	Crise <i>subprime</i> e crise soberana

Obs: Elaboração própria.

<sup>7</sup> As crises bolsistas caracterizam-se por uma descida brusca das cotações, em consequência de um sentimento de desconfiança, que leva os investidores a venderem os seus ativos com menos-valias

As crises financeiras globais diferenciam-se das crises regionais (Rogoff e Reinhart, 2010) pelos seguintes motivos: i) Um ou vários centros financeiros globais sofrem as consequências de crises sistêmicas; ii) A crise envolve duas ou mais regiões distintas; iii) O número de países em crise, em cada uma das regiões, é igual ou superior a três. Para os mesmos autores, analisar a crise do ponto de vista de um único país, mesmo que este seja de grande dimensão, não é suficiente para uma adequada caracterização da crise.

## 2.4 Análise dos principais *crashes* bolsistas históricos

A história dos mercados financeiros é caracterizada por fases de subidas eufóricas e por fases de quedas significativas nos índices bolsistas. As quedas mais acentuadas, são a de 1929, a de 1987, a de 2000 e a da atual crise financeira (2007/8 em diante). Em qualquer destes casos, as quedas começaram praticamente sempre na praça financeira norte-americana e chegaram às restantes praças financeiras mundiais, seguindo um processo de propagação em série. Estas quedas foram de tal forma acentuadas e extensivas à escala global, que alguns autores as passaram a designar por *crashes* ou quedas globais.

Um *crash* ou queda bolsista ocorre quando se verifica uma descida anormalmente acentuada nos preços dos ativos, envolvendo de forma generalizada todo o mercado (Jansen e DeVries, 1991). Em termos estatísticos, e de modo mais objetivo, essa descida acentuada dos preços deve ser relacionada com os percentis extremos da distribuição de rendibilidades de um índice de referência. Para os mesmos autores, quando um índice representativo de um determinado mercado sofre uma queda superior ao percentil 1 ou 5 da distribuição de rendibilidades históricas, ou seja, quando cai na extremidade esquerda da distribuição, ocorre um *crash*.

Em seguida analisamos, sumariamente, os *crashes* de 1929, 1987, 2000 e 2008, por serem os mais importantes, quer em termos da queda dos valores dos índices de ações quer da sua abrangência global.

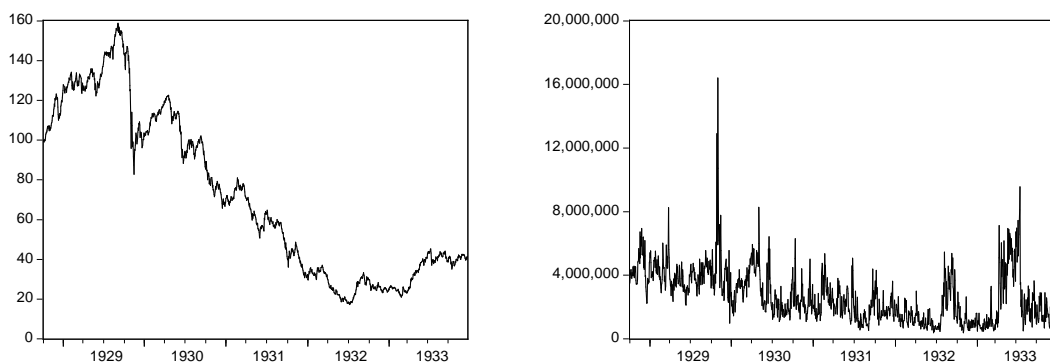
### 2.4.1 *Crash* de 1929

O *crash* bolsista de 1929 iniciou-se em Nova Iorque, tendo atingido o seu auge entre 24 e 29 de outubro de 1929. Este facto marcou o começo da “Grande Depressão”, a maior crise económica do século XX.

A figura 2.3 apresenta a evolução do índice Dow Jones e do respetivo volume de negociação, no período relativo à “Grande Depressão”. Este índice tinha acumulado ganhos de 50% em 1928 e de 25% em 1929. Porém, uma conjuntura de desaceleração de alguns indicadores económicos fez com que o mercado bolsista invertesse a tendência de subida. Tendo atingido o seu valor máximo em 3/9/1929, menos de três anos depois, em 8/7/1932, acumulou perdas de quase 90% do seu valor. Só nos dias 28 e 29 de outubro de 1929, o Dow Jones acumulou

perdas de 23%. Em simultâneo, o número de ações negociadas aumentou significativamente durante estes dias. No dia 24/10/1929, dia conhecido por “quinta feira negra”, foram negociadas quase treze milhões de ações, e no dia 29/10/1929, também conhecido por “terça-feira negra”, foram negociadas mais de dezasseis milhões de ações. Em qualquer dos casos, o número de ações negociadas mais do que triplicou a média de ações negociadas nas semanas que antecederam esta crise económica, bolsista, e financeira.

**Figura 2.3: Evolução do índice Dow Jones (esq., 1/10/1928=100) e do seu volume de negociação (dir.)**



Fonte: [www.yahoo.finance.com](http://www.yahoo.finance.com).

Os maus indicadores económicos levaram a uma queda acentuada das cotações, anulando em pouco tempo as valorizações acumuladas nos meses anteriores, e a uma verdadeira loucura bolsista nos EUA (Rappoport e White, 1994). As quedas acentuadas propagaram-se da bolsa dos EUA a outras praças mundiais, como a bolsa de Paris, cujo índice passou, num período aproximado de dois anos, o índice 507, em 9/1929, para 269 em 9/1931 (Belletante, 1996).

Aquando do *crash* de 1929, a bolsa baseava-se em três intervenientes: o comprador, o corretor e o banco, todos eles interessados na subida acentuada e constante dos preços dos títulos, mesmo ignorando os princípios fundamentais de avaliação de ativos. Em múltiplas situações, as operações de compra de títulos faziam-se com recurso a crédito e na expectativa de obtenção de margens elevadas, que em meados de 1929 chegavam aos 50%, na maioria das ações, e a 60 a 75% nas de risco mais elevado (Wigmore, 1985). Em muitas destas operações, a compra de ações era feita a descoberto, com o comprador a pedir emprestado o valor equivalente ao da compra, dando como garantia do empréstimo os próprios títulos. Atingida uma valorização satisfatória para o comprador, este vendia os títulos com uma mais-valia, e reembolsava o corretor, que também cobrava uma taxa de juro elevada, pois também tinha recorrido a um empréstimo bancário, pelo qual pagou uma taxa de juro elevada ao banco, que tinha pago igualmente juros elevados aos seus depositantes, entrando-se, assim, num ciclo vicioso.

Em operações com estas características, altamente especulativas, o valor intrínseco dos ativos parece ser o menos importante. Se em dado momento, os preços dos títulos começam a descer, em função de más notícias económicas ou da previsão do esgotamento do potencial de crescimento da economia, os investidores tomam a decisão de vender, passando de um ciclo de alta para um de baixa. Assim, os preços dos títulos dados como garantia aos corretores, sofrem uma descida e os corretores propõem aos seus clientes um ajustamento das margens do negócio, não em função do valor dos títulos, mas do valor do empréstimo concedido. Para fazer face à proposta do corretor, o investidor precisa de vender para obter liquidez e a pressão com vista à venda dos títulos alimenta o movimento de queda dos seus preços, como aconteceu em outubro de 1929 (Kindleberger, 2000).

A facilidade de obtenção de crédito para a compra de ações, por si só, não é suficiente para explicar a elevada especulação registada na bolsa de Nova Iorque, no período em causa, pois noutros períodos houve as mesmas facilidades de crédito sem se sucederem tais especulações bolsistas (Galbraith, 2009). O mesmo autor defende que foram cinco as causas da crise financeira de 1929: os desequilíbrios na distribuição da riqueza, as fraquezas ou debilidades das estruturas empresariais, as falhas ocorridas na estrutura bancária (com um grande número de unidades independentes), as dúvidas quanto à situação da balança comercial e a má qualidade da informação económica.

Para se tentar evitar a repetição de outros *crashes* de igual magnitude, a partir daí as operações bolsistas a crédito foram mais controladas, as exigências de cobertura e garantia foram mais rigorosas, as empresas foram obrigadas à divulgação de informação financeira, e foi criada a primeira instituição de vigilância do mercado, a Securities Exchange Commission (SEC).

#### **2.4.2 Crash de 1987**

No período compreendido entre 1981 e 1986, os mercados de capitais estiveram muito ativos, passaram a funcionar 24 horas por dia e, de acordo com Belletante (1996), ocorreram três situações que foram responsáveis pela mudança nos mercados: um movimento de desregulamentação, que se traduziu na eliminação de diversas restrições legislativas nacionais e do controlo de câmbios, o desenvolvimento acelerado das TIC, que permitiram operações em tempo real e em qualquer praça financeira mundial, contribuindo, assim, para aumentar a intensidade de circulação de capitais, de arbitragem<sup>8</sup>, mas também de especulação, e o aumento do número e tipo de produtos financeiros cada vez mais complexos e desconhecidos, que alargou as possibilidades de proteção, mas também de especulação.

Belletante (1996) e Rogoff e Reinhart (2010) concluem que o facto de não terem ocorrido anomalias graves nas bolsas mundiais, entre 1950 e 1987, com os sistemas de regulamentação

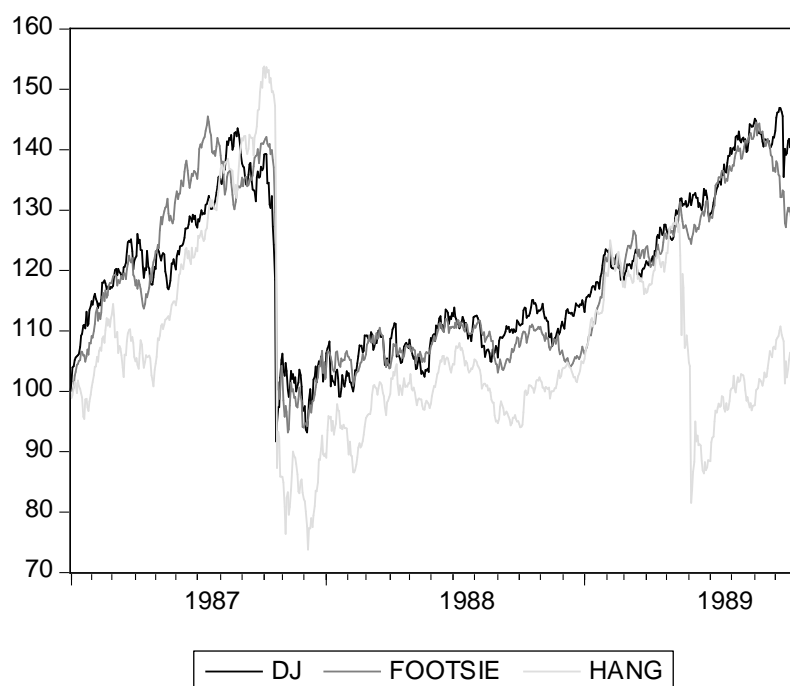
---

<sup>8</sup> Operação que envolve a compra e venda de um mesmo ativo financeiro em duas praças diferentes, aproveitando a diferença de preço entre as duas praças, para maximizar os ganhos.

até então criados a revelarem-se aparentemente eficazes, levou a que, no ano de 1987, ocorresse um dos mais fortes *crashes* da história das bolsas mundiais.

A figura 2.4 apresenta a evolução dos índices Dow Jones, FTSE e Hang-Seng, cujas trajetórias mostram bem os ganhos significativos acumulados desde o início do ano de 1987 (superiores a 40% nos dois primeiros casos e a 50% no último caso) e as quedas abruptas ocorridas em 19/10 desse ano, dia que ficou conhecido como “segunda feira negra” e em que o índice Dow Jones registou uma perda intradiária de 23% do seu valor.

**Figura 2.4: Evolução dos índices Dow Jones, Fointsie e Hang-Seng (13/12/1986=100)**



Fonte: [www.yahoo.finance.com](http://www.yahoo.finance.com).

Wigmore (1997) refere quatro tipos de causas que levaram ao crash de 1987: económicas, monetárias, financeiras e de gestão de carteiras. As do foro económico têm que ver com o facto de os mercados financeiros não poderem viver isolados da economia real, o que aconteceu com os EUA, que acumulavam elevados défices orçamentais e comerciais, cuja redução teria um efeito recessivo sobre as economias dos EUA e mundial e penalizaria os resultados das empresas e poria em causa a escalada dos preços das ações; nestas condições nenhuma decisão foi tomada para cortar o mal pela raiz. A causa monetária, prende-se com os movimentos descritos pelas principais moedas internacionais, cujas oscilações poderiam pôr em causa a economia mundial, o que levou a que, no início de 1987, os sete países mais ricos do mundo (o G7) assinassem o acordo do Louvre, com o objetivo de estabilizar as respetivas moedas, mas cuja implementação levaria a alguns desentendimentos entre os

subscritores. O limitado esforço de redução dos défices contribuiu para a subavaliação do dólar, obrigando a intervenções dos bancos centrais europeus e japoneses, de modo a sustentá-lo, facto que fez com que, para evitar um aumento da massa monetária, os países credores dos EUA aumentassem as taxas de juro, o que não foi aceite pelos EUA, por recearem uma travagem do crescimento económico mundial e por entenderem que estas decisões poderiam ser interpretadas pelos investidores como uma “guerra” monetária, o que poderia ter como consequência uma recessão mundial. A causa de índole financeira baseia-se nos pressupostos fundamentais da valorização de ativos financeiros, pois a conjugação da forte volatilidade da cotação do dólar, com o receio de tensões inflacionistas e de elevadas taxas de juro levaram a que os investidores tivessem que escolher entre ações e obrigações.

As técnicas de gestão de carteiras, particularmente a gestão designada por “*portfolio insurance*”, automatizada, pretendem maximizar o movimento de subida da cotação e minimizar o risco máximo de queda, através de um nível pré-definido pelo investidor. A aplicação desta técnica é facilitada com a utilização de sofisticado *software* informático que, baseando-se num afastamento entre o “a prazo” e o “à vista”, permite estratégias de arbitragem, em especial na venda de ações à vista, para comprar contratos a prazo sobre índices. Em outubro de 1987, o afastamento entre as compras à vista e a prazo atingiu valores muito significativos, de 20 a 30%, o que resultou na venda massiva de produtos à vista, que criou uma espiral descendente, não compensada pelas estratégias de arbitragem, facto que abanou com violência os mercados bolsistas mundiais.

### **2.4.3 Crash das empresas tecnológicas**

Na década de 1990, as bolsas de valores dos países desenvolvidos assistiram a uma rápida subida dos preços das ações das chamadas empresas tecnológicas, ou das chamadas empresas da nova economia, recorrendo à expressão de Sornette (2004), ou seja, das empresas que desenvolvem atividades relacionadas com a internet, o *software*, o *hardware* e as telecomunicações, entre outras. A rápida valorização destes títulos, intensificada pela especulação bolsista e pela elevada disponibilidade de capital de risco, criou um ambiente de euforia nos mercados.

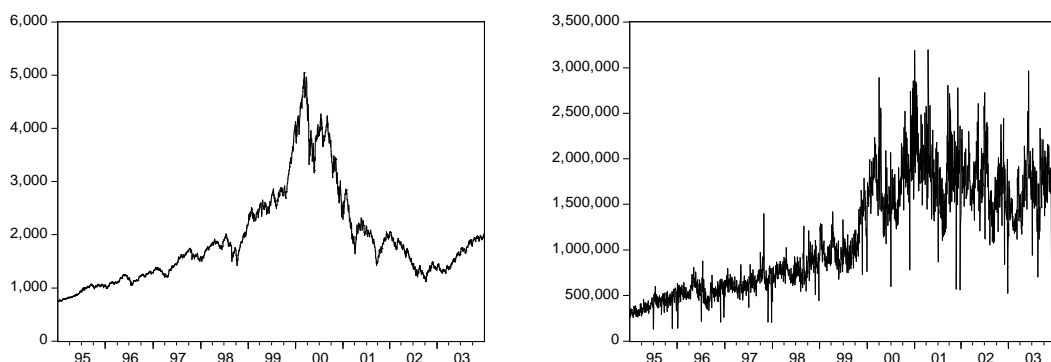
Segundo Kindleberger e Aliber (2005), em 1990, o valor de mercado das ações negociadas no índice NASDAQ, equivalia a 11% da bolsa de valores de Nova Iorque, o que compara com os anos de 1995 e 2000, cujas percentagens passaram a 19% e 42%, respetivamente. O crescimento médio anual do valor de mercado dos títulos do índice NASDAQ foi de 30%, na primeira metade da década de 1990, e de 46% nos quatro anos seguintes.

A figura 2.5 apresenta a evolução da cotação do índice tecnológico Nasdaq e do seu volume de negociação, no período compreendido entre 1995 e 2003, período em que este índice atingiu um valor máximo de 5049 pontos, em 10/3/2000, face aos 750 pontos registados no início de 1995 e em 14/4, pouco mais de um mês depois, teve uma queda abrupta de 34%, ao



cair para o valor de 3321 pontos. Estas quedas do índice estiveram associados a volumes de negociação anormalmente elevados, em particular durante o ano de 2001, mas as quedas do índice continuaram, até atingirem o valor de 1114 pontos, em 9/10/2002. Nos anos de 2000 a 2003, as bolsas americanas, no seu conjunto, sofreram uma queda de cerca de 40% do seu valor (Kindleberger e Aliber, 2005). A figura 2.1.A, em apêndice, mostra que as quedas acabaram por chegar a outros índices e a outros países, como foram os casos do DJ, do FTSE e do NIKKEI, embora a magnitude das quedas tenha sido bastante inferior à que ocorreu no índice NASDAQ.

**Figura 2.5: Evolução diária do índice NASDAQ (esq) e do seu volume de negociação (dir)**



Fonte: [www.yahoo.finance.com](http://www.yahoo.finance.com).

O apetite por este tipo de acções advém, segundo Sornette (2004), do facto de as empresas tecnológicas ou da nova economia apresentam um *price earning ratio* (PER), que pode chegar a ser maior ou igual que 100, ao contrário das empresas da “velha economia”, cujo PER anda na ordem de 10. A diferença entre as acções da velha e da nova economia reside nas expectativas de rentabilidades futuras, com os investidores a trocarem a falta de rentabilidades atuais pela perspectiva de elevadas rentabilidades potenciais. No essencial, esta situação significou que o *bull market*, registado na década de 1990, foi sustentado por perspectivas de ganhos futuros, mais do que em bons fundamentos económicos das empresas, o que conduziu a uma bolha especulativa, porque os investidores tentaram comprar participações em empresas, que pudessem ter o sucesso de empresas como a Microsoft, a Intel, a Cisco ou a Dell. Esta situação mostra que os investidores podem seguir um processo de imitação ou comportamento de massas, que conduz à “construção de castelos no ar”, para usar a expressão de Malkiel (1989).

#### **2.4.4 Crise *subprime* e das dívidas soberanas**

Após o crescimento dos índices bolsistas, verificado na segunda metade da década de 1990, registou-se uma queda destes, em consequência da já referida crise das empresas tecnológicas. A situação de queda das bolsas e os atentados contra as torres gémeas, em 11 de setembro de 2001, antecederam um período de crescimento económico mais moderado ou

ténue. Para estimular o mercado imobiliário, o consumo, o investimento e a produção, a Reserva Federal norte-americana tomou a decisão de baixar as taxas de juro (Banco de Portugal, 2008). Ao mesmo tempo, a banca de investimento e a banca comercial privilegiaram a adoção do modelo “originar e distribuir”, baseado na criação de crédito e sua posterior securitização, processo que permitia libertar mais capital, para fazer face a outras operações de financiamento, e que, segundo Bhatia (2007), Gorton (2009) e Purnanandam (2009), conduzia à concessão de crédito de forma quase ilimitada. Esta situação criou múltiplas oportunidades de negócio, quer no risco de crédito para seguradoras, quer nos fundos de pensões, quer em *hedge funds*<sup>9</sup>. Num contexto de taxas de juro baixas, no mercado das obrigações, e de facilidade de acesso ao crédito, os investidores procuraram alternativas de investimento potencialmente mais rentáveis, embora com maior risco. Para além disso, verificou-se uma maior procura de produtos com estrutura mais complexa, como os *Residential Mortgage-Baked Securities*, os *Collateralized Debt Obligations* e os *Collateralized Loan Obligations*<sup>10</sup>, mas também a alavancagem dos mesmos, na tentativa de se obter taxas de rentabilidade mais elevadas. Com a crescente complexidade dos produtos, os investidores passaram a ter menos informação acerca dos mesmos, cobrindo esse défice de informação com a avaliação feita pelas agências de *rating*. Na opinião de Getter *et al.* (2007), o modelo adotado pelas instituições de crédito facilitou a securitização do crédito hipotecário, mas também a disseminação do risco pelo sistema financeiro.

Segundo DiMartino e Duca (2007), as situações de maior risco estavam ligadas a empréstimos *subprime*<sup>11</sup>. Estes empréstimos eram habitualmente designados por empréstimos “ninja” (*no income, no job and no assets*), ou seja, destinavam-se a uma parcela da população sem rendimento, sem emprego fixo, sem ativos que servissem como garantia, mas também sem historial de crédito.

Durante o ano de 2005, nos EUA, as taxas de incumprimento dos empréstimos *subprime* aumentaram de forma assinalável, devido a três ordens de razões: i) a taxa dos empréstimos

---

<sup>9</sup> Um *Hedge Fund* é um fundo de investimento criado para se obter a maior rentabilidade possível, recorrendo a diversas alternativas de investimento e a técnicas de mercado à disposição do gestor, como são os instrumentos derivados, mas sem qualquer tipo de limite, de modo a reduzir o risco do investimento e a obter um rendimento atrativo e independente da evolução dos mercados financeiros. Os *Hedge Fund* são fundos relativamente complexos e mais vocacionados para investidores profissionais e detentores de elevado património, estando, em geral, domiciliados em zonas fiscalmente eficientes.

<sup>10</sup> Os primeiros dizem respeito a títulos de securitização que envolvem empréstimos hipotecários residenciais; os segundos são instrumentos de dívida estruturados, cujos colaterais são garantidos por carteiras que podem incluir dívida de diversos tipos, nomeadamente obrigações, empréstimos concedidos a empresas por credores institucionais e ainda conjuntos de instrumentos titularizados; os terceiros são também instrumentos estruturados, cujos colaterais são garantidos por empréstimos com pagamentos titularizados em diferentes tranches, sendo as titularizações garantidas pelas instituições financeiras, através das rendas dos empréstimos.

<sup>11</sup> De acordo com estes autores, podem ser distinguidos os seguintes tipos de crédito no mercado dos EUA: i) Créditos *Prime* - são concedidos a clientes com um bom historial de registos de crédito. Estes clientes apresentam informação detalhada dos seus rendimentos e efetuam entradas iniciais significativas; ii) Créditos *Jumbo* - apresentam qualidade idêntica à dos *Prime*, mas excedem o limite de 417 mil dólares. Representam hipotecas que só podem ser compradas e garantidas pelas *Government Sponsored Enterprises (GSE)*; iii) Créditos *Subprime* - destinam-se a clientes que não possuem um bom historial de crédito, ou não possuem qualquer registo, sendo atribuídos a detentores que não apresentem os rendimentos detalhadamente e não façam pagamentos iniciais, podendo o montante do empréstimo cobrir a totalidade do valor do imóvel. Por estas razões, estes empréstimos hipotecários são os que apresentam maior risco de incumprimento; iv) Créditos *Alternative-A* - são destinados a clientes classificados acima do *Subprime*, mas não apresentam documentação detalhada dos respetivos rendimentos ou não fazem entradas iniciais.

*subprime* era variável, sendo em geral mais reduzida nos dois primeiros anos<sup>12</sup>; embora as taxas de juro de curto prazo tivessem sofrido um aumento significativo, em 2004, só mais tarde se começou a sentir o efeito nas prestações dos empréstimos; ii) os preços do mercado habitacional registaram valorizações acentuadas, muito acima do que as taxas de crescimento populacional ou os custos de construção faziam supor, principalmente a partir do início do presente século (v. figura 2.6); iii) muitas famílias americanas adquiriram casa, com o objetivo de posteriormente renegociarem a dívida. Mas, antes de muitos empréstimos serem renegociados, como estava previsto previamente, ocorreu um aumento significativo das taxas de juro dos empréstimos, acompanhado de uma queda dos preços habitacionais; só no ano de 2007, as quedas dos preços foram superiores a 20%, mantendo-se essa tendência de queda até ao ano de 2009; comparando o pico dos preços habitacionais, registado em meados de 2006, com o mínimo registado no início de 2009, resultou numa perda acumulada de 32%.

Segundo Getter *et al.* (2007), em 2007, registou-se um enorme aumento da taxa de incumprimento dos empréstimos hipotecários que tinham sido contratados nos anos de 2005 e 2006. As situações de incumprimento, resultantes das subidas das taxas de juro e da descida dos preços dos imóveis, ajudaram, por um lado, a criar a perceção de que os empréstimos tinham sido concedidos de acordo com pressupostos demasiado otimistas, o que motivou uma reavaliação do risco e a conseqüente diminuição da oferta de crédito. Por outro lado, o sentimento de que os investidores tinham adquirido ativos expostos a um elevado risco de liquidez, gerou tensões financeiras generalizadas. Essa situação foi facilitada pelas complexas ligações entre os mercados de crédito e financeiro, atingindo muito rapidamente todo o sistema financeiro norte-americano, denunciando assim as fragilidades sistémicas do mesmo. A tentativa de venda destes ativos acabaria por gerar tensões e por se propagar aos restantes ativos do mercado de capitais, contribuindo para o desenvolvimento de uma crise patrimonial. A situação agravou-se com a crise de liquidez de um dos maiores bancos de Wall Street, o Bear Stearns, que viria a ser absorvido pelo JP Morgan Chase, em 2008. Em setembro deste ano, as empresas hipotecárias Fannie Mae e Freddie Mac foram resgatadas pelo Governo norte-americano, por se entender que representavam um risco sistémico para a estabilidade financeira do país. Ainda nesse ano, o banco Lehman Brothers declarou falência e, poucos dias depois, o mesmo aconteceu com o grupo segurador American International Group (AIG), cuja atividade tinha uma grande expressão no mercado dos *Credit Default Swaps* (CDS)<sup>13</sup>. No início de outubro de 2008, depois de um processo algo conturbado, marcado por avanços e recuos, a Câmara dos Representantes e o Senado dos EUA aprovaram um plano de resgate

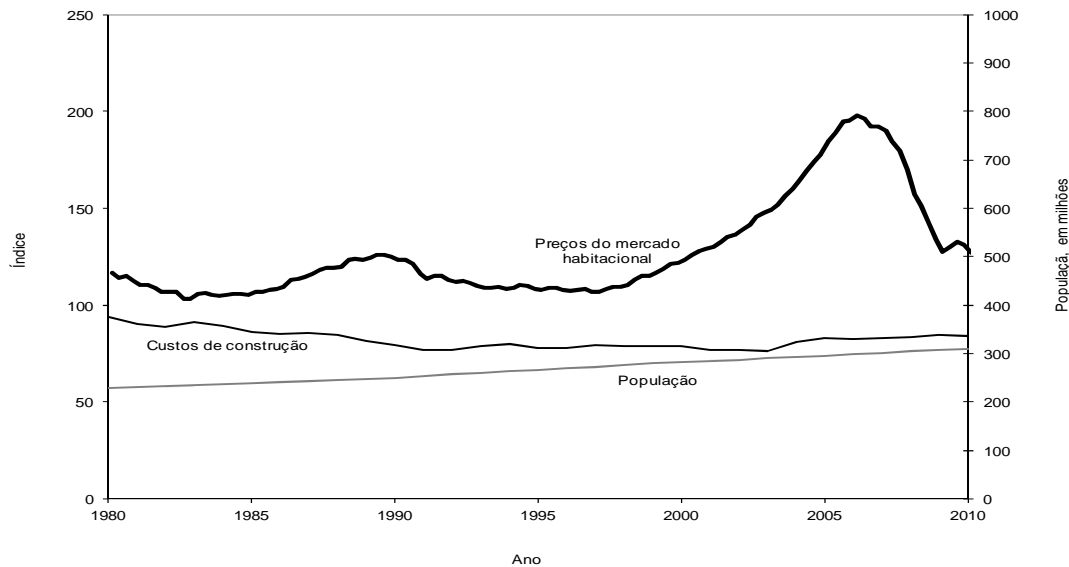
---

<sup>12</sup> Esta modalidade é conhecida por "*adjustable-rate mortgages*" (ARM); contempla taxas de juro muito baixas nos primeiros anos do empréstimo e bastante mais elevadas nos anos seguintes, favorecendo o endividamento das famílias. Segundo Kregel (2008), o número de empréstimos *subprime*, com recurso ao mecanismo ARM, cresceu significativamente no período de 2001 a 2006. No ano de 2005, 93% dos empréstimos concedidos envolviam esta modalidade.

<sup>13</sup> Estes contratos permitem às entidades detentoras de dívida fazerem seguros contra riscos de incumprimento. Grande parte dos grandes bancos europeus, que desenvolviam atividade nos EUA, estava segurada pelo American International Group (AIG).

financeiro, também conhecido por Plano Paulson, que envolveu a afetação de 700 mil milhões de dólares no apoio a empresas em dificuldades, devido à crise económica e financeira.

**Figura 2.6: Evolução dos preços do mercado habitacional, dos custos de construção e da população nos EUA**

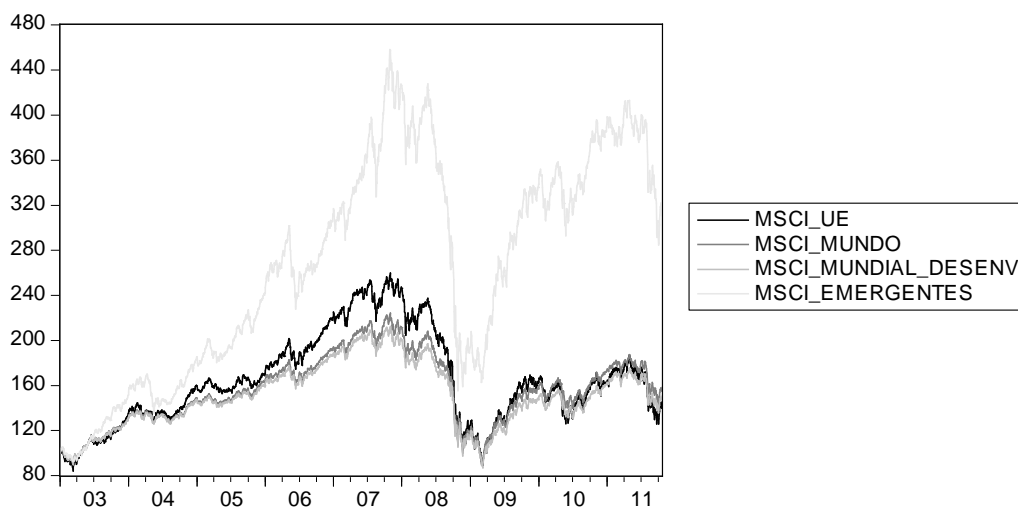


Fonte: Shiller (2006) e informação disponibilizada pelo autor em <http://www.econ.yale.edu/~shiller/data.htm>. Consultado em 2011.

A conjugação de todos estes elementos gerou um sentimento de grande desconfiança dos investidores no sistema financeiro. Este sentimento viria a propagar-se um pouco por todo o mundo, através de movimentos de pânico nos preços dos produtos primários, nos mercados de ações e de obrigações, com reflexos nas taxas de câmbio e, conseqüentemente, nas balanças de pagamentos das respetivas economias, mas também no financiamento das dívidas soberanas. Reinhart e Rogoff (2009) chegaram à conclusão de que as crises financeiras, em geral, são caracterizadas por longas e sustentadas quedas dos preços dos ativos, seguidas por quedas no PIB, por aumento do desemprego e da dívida pública, assim como de custos de resgate e de dificuldades de implementação de pacotes de estímulo para relançar a economia.

No mercado de ações, o impacto da crise *subprime* fez-se sentir um pouco por todo o mundo. A figura 2.7 apresenta a evolução de vários índices, calculados pela Morgan Stanley Capital International, para o período de 1/01/2003 a 21/10/2011. Os índices representativos da União Europeia, dos mercados mundiais, dos mercados desenvolvidos e dos mercados emergentes, registaram quedas simultâneas, principalmente a partir de agosto de 2008, em consequência da crise do *subprime*.

Figura 2.7: Evolução diária de alguns índices bolsistas mundiais



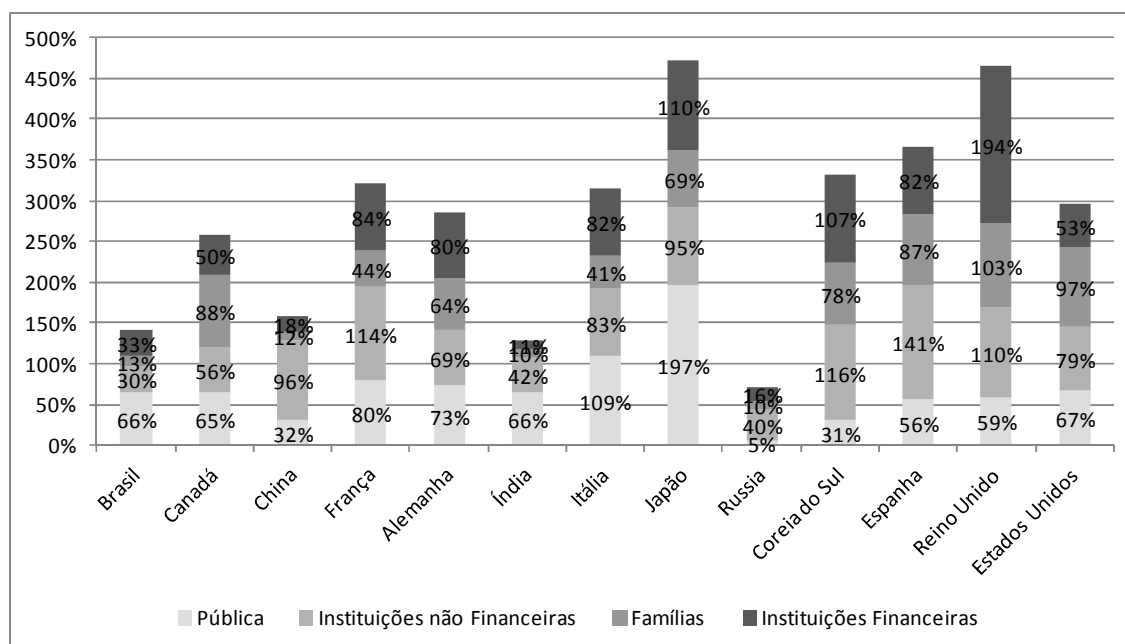
Nota: os índices são representativos dos mercados dos países que integram a União Europeia (msci\_UE), dos mercados mundiais (msci\_mundo), dos mercados desenvolvidos (msci\_mundial\_desenv) e dos mercados emergentes (msci\_emergentes), (1 de janeiro de 2003 e 21 de outubro de 2011). A base 100, corresponde a 1/1/2003. A informação foi obtida em Stanley Capital International e [http://www.msicibarra.com/products/indices/international\\_equity\\_indices/gimi/stdIndex/performance.html](http://www.msicibarra.com/products/indices/international_equity_indices/gimi/stdIndex/performance.html). Consultado em 2011.

De acordo com Bekaert *et al.* (2011), embora a crise tivesse a sua origem nos EUA, no mercado das hipotecas ou *subprime*, rapidamente se transmitiu a outros setores da economia, bem como a outras economias, quer desenvolvidas quer emergentes. Daí que alguns autores, se refiram à atual crise financeira como a primeira crise global e a mais severa desde a “Grande Depressão” (Claessens *et al.*, 2010; Bekaert *et al.*, 2011; e Lin e Treichel, 2012) dos anos 1929/30. As suas consequências não se limitaram aos mercados de ações, mas produziram efeitos muito diversos, contribuindo também para evidenciar a problemática do endividamento e do crescimento económico das nações.

A figura 2.8 apresenta o rácio de dívida, no ano de 2009, medido em percentagem do PIB, de um conjunto de treze países, e para quatro tipos de dívida: pública, instituições não financeiras, famílias e instituições financeiras.

Em 2009, o Japão e o Reino Unido eram claramente os países mais endividados, apresentando um endividamento global superior a 450% do PIB. Relativamente ao primeiro país, no ano de 2009, a dívida pública era quase dupla do valor do PIB, tendo aumentado cerca de 50% em relação a 2000, como se pode concluir da análise das figuras 2.9 e 2.2.A (a última, em apêndice).

**Figura 2.8: Evolução rácio de dívida de diversos países, em percentagem do PIB, no ano de 2009**



Notas: Os dados expressam os níveis de endividamento destas economias, em percentagem do PIB, no ano de 2009, exceto os casos da Rússia, da Índia, do Brasil e da China, cujos dados se reportam ao ano de 2008. Os dados foram obtidos em McKinsey (2010).

A França, a Itália, a Coreia do Sul, os EUA e a Espanha apresentaram níveis de endividamento global superiores a 300% dos respetivos PIBs. Destes, destaca-se a Espanha, com o endividamento global a superar 350% do PIB, tendo a dívida de Instituições Financeiras sofrido um incremento significativo, que passou de 11% em 2000, para 82% em 2009.

Dos países europeus, a dívida pública italiana é a que tem registado valores percentuais mais estáveis, embora em todos os períodos analisados esses valores sejam iguais ou superiores ao respetivo PIB, como se pode confirmar da comparação das figuras 2.9, 2.2.A e 2.3.A (as duas últimas, em apêndice).

Em todo o período analisado, a Alemanha tem a particularidade de não destacar nenhum dos tipos de dívida relativamente a outros. Apesar de ter registado um aumento de 60% do endividamento entre 1991 e 2000, entre 2000 e 2009 a dívida estabilizou, tendo passado de terceira para oitava economia mais endividada.

Os EUA e o Canadá apresentaram níveis de endividamento inferiores aos dos países europeus, com a particularidade de, em ambos os casos, o tipo de dívida com mais peso ter sido o das famílias, diferentemente dos restantes países. No primeiro caso, este tipo de dívida agravou-se em relação a 1990, por culpa do investimento na compra de habitação própria.

Países emergentes como o Brasil, a China, a Índia e a Rússia apresentavam níveis de endividamento muito inferiores aos dos restantes países, sendo a Rússia o país que apresentava menor endividamento global, de 71% do PIB em 2008, com a dívida pública a corresponder a 5% do produto interno.

Como foi referido anteriormente, na Europa as consequências da crise não se limitaram aos mercados bolsistas, tendo sido de diferentes tipos e de natureza muito diversa: a diferenciação entre os países europeus mais sólidos e os países periféricos, a criação do fundo europeu de estabilidade financeira (FEUF), em junho de 2010, o debate em torno do tema da integração europeia, o debate acerca dos derivados e da sua regulação, as implicações para a emissão de dívida pública, entre outras.

As consequências da crise não afetaram todos os países europeus uniformemente, havendo grandes diferenças entre as maiores economias (Alemanha e França) e as economias periféricas em crise (Grécia, Irlanda, Portugal, Espanha e Itália): enquanto os países centrais vinham a registar uma relativa recuperação económica desde 2010, que actualmente parece estar também comprometida, os países periféricos estão confrontados com uma recessão económica de consequências e duração imprevisíveis (v. tabela 2.2.A, em apêndice).

A recente crise acabaria por trazer mudanças ao nível da emissão de dívida pública nos dezasseis países da zona euro, que antes da crise se baseavam num padrão comum, que envolvia a colocação de dívida a longo prazo e a aplicação de taxas fixas de dívida. DeBroeck e Guscina (2011) concluíram que, depois de meados de 2008, não foi possível a manutenção deste padrão comum, devido ao aumento das necessidades de financiamento soberano (dos países) e à aversão dos investidores ao risco, factos que desencadearam uma subida dos prémios de risco.

DeBroeck e Guscina (2011) desenvolveram uma investigação, com base em 3000 emissões de dívida dos governos da zona euro e da Dinamarca, no período compreendido entre 2007 e 2009, cujas conclusões destacam o aparecimento de um novo padrão de emissão de dívida pública, que privilegia prazos mais curtos na emissão de dívida (porque minimizadores de risco para o investidor), denominada em moeda estrangeira (transferência da exposição do risco da moeda do país de origem do investidor para o devedor), e/ou taxas flutuantes.

Os efeitos negativos da crise foram especialmente pronunciados nos países com défices orçamentais elevados e com dívida pública elevada. De acordo com DeBroeck e Guscina (2011), a referida mudança no padrão de dívida pública obrigou os governos a lidar com o reduzido “apetite” dos investidores pelo risco e a limitar o impacto de défices e dívidas elevados no pagamento de juros, mas ao mesmo tempo expô-los a elevados riscos de refinanciamento, e por vezes à exposição cambial. Esta situação acabaria por conduzir aos pedidos de ajuda internacional da Grécia, da Irlanda, de Portugal, do Chipre e, parcialmente,

de Espanha (para o resgate dos bancos). Relativamente aos dois primeiros, o pedido de ajuda aconteceu em 2010, enquanto o de Portugal foi solicitado em abril de 2011.

A emergência desta crise motivou uma acesa discussão sobre várias questões do funcionamento dos mercados financeiros. Nelson *et al.* (2010), destacam o facto de os sucessivos governos gregos terem recorrido a derivados para ocultar o verdadeiro nível da dívida grega. Minescu (2010) refere que, após a ocorrência da crise financeira, o papel das agências de *rating* na prevenção de crises tem sido questionado; inclusive no âmbito da crise do *subprime*, o papel destas agências foi criticado por políticos e investidores, por estas terem falhado na sua identificação. Consequência desta vaga de críticas, os reguladores têm-se mostrado interessados em criar legislação sobre os conflitos de interesse, resultantes dos modelos de negócio usados por algumas agências de *rating*. Muitas outras questões de cariz financeiro, económico e político se colocaram, e se virão a colocar, pois à data que elaboramos o presente trabalho, a crise financeira global é uma história, cuja conclusão não pode, ainda, ser escrita.

## **2.5 Conceito de contágio financeiro e mecanismos de transmissão**

### **2.5.1 Conceito de contágio financeiro**

O conceito de contágio financeiro ou de transmissão entre mercados bolsistas tem sido um dos mais debatidos na literatura financeira, principalmente desde a ocorrência do *crash* bolsista de 1987.

Calvo e Reinhart (1996) definem contágio financeiro como a transmissão de uma crise financeira de um determinado país a outro país, devido às ligações financeiras internacionais. Na mesma linha, Park e Song (2000) definem-no como a propagação de perturbações de um mercado a outro.

Partindo dos preços dos ativos, Bekaert *et al.* (2005) identificam esse contágio com o excesso de correlação relativamente aos fundamentos económicos. King e Wadhvani (1990), Calvo e Reinhart (1996) e Collins e Biekpe (2003), identificam-no através da intensificação das correlações entre os mercados financeiros, em períodos de turbulência ou de crise financeira.

Eichengreen e Rose (1998) e Glick e Rose (1999) apresentam uma definição mais abrangente, que inclui a transmissão de choques entre economias, através dos vários canais de transmissão. Masson (1999) e Van-Rijckeghem e Weder (2001) apresentam uma definição mais restritiva de contágio, considerando que o movimento simultâneo de variáveis económicas, em períodos de turbulência, é um sintoma da existência de contágio financeiro.



Lin *et al.* (1994) associam a definição de contágio financeiro à transmissão da volatilidade ou aumento da variabilidade dos preços dos ativos financeiros, de um determinado país em crise aos mercados financeiros de outros países, um facto comumente referido na literatura financeira. As crises podem, assim, ser identificadas com os períodos de ocorrência de volatilidades elevadas entre os mercados. Por outro lado, sendo a volatilidade dos preços dos ativos uma medida que está associada à incerteza do mercado, pode dizer-se que o contágio se refere à transmissão dessa incerteza entre os mercados financeiros.

Bae *et al.* (2003) associam os fenómenos de contágio à ocorrência de rendibilidades extremas, em vários mercados em simultâneo, por períodos de curta duração e com volatilidades elevadas.

Segundo Forbes e Rigobon (2000), a definição mais consensual de contágio financeiro é a de um aumento significativo no comovimento entre os mercados, após um choque sobre um determinado país ou grupo de países. Neste sentido, uma correlação elevada entre as rendibilidades de dois índices bolsistas, após a ocorrência de um choque, não implica forçosamente contágio, pois os mercados podem ser interdependentes. O que marca a ocorrência de contágio é o aumento significativo nas correlações entre os índices bolsistas. Para caracterizar esta situação, utilizam a expressão contágio por deslocação (*shift-contagion*).

## **2.5.2 Mecanismos de transmissão do contágio**

Diversos estudos têm abordado os mecanismos de transmissão de crises entre economias, e de exposição das economias a choques externos, ou ocorridos noutras economias, associando o fenómeno à transmissão aos canais de transmissão comercial, financeiro e puro. A junção dos canais comercial e financeiro é a causa fundamental de contágio, sendo consequência das relações comerciais e financeiras entre as economias. O contágio puro ocorre quando a transmissão de choques não se explica totalmente através dos canais fundamentais, podendo ser consequência de alterações no comportamento dos investidores, face ao risco, em resultado de quebras na sua confiança, de situações de aumento de aversão ao risco ou mesmo de pânico financeiro.

### **2.5.2.1 Canais fundamentais**

Dos canais fundamentais (de contágio) fazem parte os “choques” resultantes das relações comerciais e financeiras entre as economias, donde as designações de canal comercial e canal financeiro de transmissão ou propagação de crises (contágio).

Uma situação de contágio, através do canal comercial, ocorre quando há uma desvalorização da moeda de um país, que conduza a alterações nos fundamentos económicos de outros países com ele interrelacionados, através dos efeitos preço e rendimento. Os efeitos de contágio podem ser diretos e indiretos, ambos ligados a desvalorizações da moeda de um

país. Os primeiros são ligados às consequências económicas sobre outros países, provocados por essa desvalorização monetária num país. Os segundos têm que ver com a desvalorização da moeda de um país, que pressiona indiretamente outros países do mesmo mercado de exportação a também eles desvalorizarem as suas moedas, de modo a manterem o nível de competitividade, através do fator preço. Os estudos acerca do contágio, via canal comercial, inspiram-se no trabalho pioneiro de Nurkse (1944), que concluiu que a desvalorização da moeda de um país, ao contribuir para a descida dos preços de bens e serviços, no mercado internacional, força outros países à desvalorização das respetivas moedas, para não perderem competitividade ao nível dos preços, e para melhorarem o desempenho da sua balança comercial. Glick e Rose (1999) estudaram diversas crises cambiais, desde o colapso de Bretton Woods (1971) até à crise asiática de 1997, e concluíram que as crises financeiras tendem a ter uma dimensão regional, e que a sua propagação acontece no âmbito das relações comerciais com os países vizinhos.

Corsetti *et al.* (2000) recorreram à teoria dos jogos para analisar os efeitos da desvalorização de uma moeda nos níveis de bem-estar de outros países. De acordo com estes autores, se os atores de mercado acreditarem que a crise cambial possa dar origem a um jogo que envolva desvalorizações competitivas, tentarão vender títulos que detenham noutras economias e reduzirão a concessão e a renovação de empréstimos, ampliando as consequências da desvalorização inicial.

O canal financeiro de transmissão de contágio ganhou importância com a liberalização financeira e com o crescimento dos fluxos de capitais, de forma mais visível a partir da década de 1980, o que contribuiu para o aumento da integração dos mercados e criou condições propícias à transmissão de “choques” internacionais, cujo impacto depende do grau de integração dos mercados financeiros. O canal financeiro tem efeitos diretos e indiretos. Os primeiros derivam da reavaliação das decisões de investimento nos países vítimas do contágio financeiro e os segundos resultam da atuação de investidores de outros países, não envolvidos diretamente no “choque”, detentores de investimentos no país envolvido e, que, em reação ao choque nesse mercado, decidiram desinvestir noutros países, com idêntico perfil de risco.

Os estudos acerca do contágio através do canal financeiro têm-se preocupado, essencialmente, com dois aspetos: o papel do credor comum e o papel dos investidores institucionais. O primeiro está relacionado com o ajustamento do risco da carteira do investidor comum nos países direta ou indiretamente envolvidos no choque, o que contribuiu para a ampliação e a propagação do “choque” financeiro (Kaminsky e Reinhart, 2000; Van-Rijckeghem e Weder, 2001); o segundo resulta de alterações nas carteiras de investidores institucionais e na eventual liquidação de investimentos, quer no país onde o choque emergiu quer noutros países de idêntico perfil de risco (Goldfajn e Valdés, 1997). De acordo com Kaminsky *et al.* (2003), os referidos aspetos são elementos prévios à ocorrência de situações de contágio. A verificação do choque só ocorrerá se o elemento desencadeador não for

antecipado. Este facto assume maior relevância no caso do credor comum, uma vez que quando apanhado por uma crise poderá não ter tempo para reajustar a sua carteira, o que limita os efeitos do choque. Se o choque for antecipado ou previsto, o investidor poderá limitar a sua exposição à economia em causa e a outras economias de idêntico perfil de risco.

### 2.5.2.2 Contágio puro

A transmissão de contágio nem sempre encontra justificação na teoria económica, em especial em períodos de elevada turbulência (Eichengreen e Mody, 2000; Forbes, 2002). Os mecanismos não justificáveis com os fundamentos económicos são designados por contágio puro, e resultam do comportamento dos investidores nos mercados financeiros, designadamente da imitação entre agentes (*herding*) e de problemas de informação. As questões relacionadas com as escolhas dos investidores, em condições de incerteza, foram determinantes para o desenvolvimento de uma nova teoria de finanças, a teoria de finanças comportamentais, em resultado dos trabalhos pioneiros de Kahneman<sup>14</sup> e Tversky (1974)<sup>15</sup>.

O efeito de contágio via *herding* é o resultado da imitação de comportamentos entre os investidores, que em certas circunstâncias abdicam de considerar a informação individual, que lhes permite formar uma opinião acerca do binómio risco-rendibilidade, para assumirem decisões de investimento homogéneas, em linha com as de outros investidores, o que contribui para a ampliação e a transmissão de choques a outros mercados.

Entre as principais teorias explicativas dos comportamentos de imitação, apresentadas na literatura consultada, destacam-se as cascatas de informação, os problemas de agência e os problemas de informação.

As cascatas de informação estão relacionadas com o processo de escolha, perante alternativas de investimento, que num processo de procura e análise de informação, com custos, poderão ser minimizados se os investidores comunicarem entre si a informação que detêm, processo designado por cascata de informação. Quando um processo de tomada de decisão se inicia por simples imitação de comportamentos, com ignorância da sua informação individual, inicia-se a cascata, que, de acordo com Chari e Kehoe (2004), pode contribuir para situações de contágio. Se os investidores decidirem desfazer-se de ativos em determinado mercado, em

---

<sup>14</sup> David Kahneman desenvolveu um importante trabalho de análise do comportamento dos investidores, que viria a ser reconhecido com a atribuição do prémio Nobel da Economia, em 2002.

<sup>15</sup> Esta teoria questionou o pressuposto de racionalidade do chamado *homo economicus*, que é uma espécie de alicerce da hipótese de eficiência informacional. De acordo com a teoria de finanças comportamentais, em vez do *homo economicus*, o investidor aproxima-se do *homo reality*, e é dotado de emoções e sentimentos, pelo que se revela incapaz de agir com plena racionalidade. As finanças comportamentais incorporam os aspetos comportamentais, de cariz psicológico e sociológico, no funcionamento dos mercados, fazendo com que estes não sejam informacionalmente eficientes. Contrariamente ao preconizado pela teoria de eficiência dos mercados, a teoria de finanças comportamentais estuda a falibilidade humana nos mercados e a forma com esta influencia os preços e a volatilidade dos ativos (Mandelbrot, 2006). Diversos autores, entre os quais Shiller (1981) e LeRoy e Porter (1981), questionam a hipótese de eficiência informacional, pois segundo os próprios há evidência empírica de que, em diversos ativos, a volatilidade seja superior à que a teoria de eficiência do mercado supõe.

consequência de um choque específico, a ocorrência de cascatas de informação pode levar a desinvestimentos noutros mercados com idêntico perfil de risco. Assim, mesmo em mercados sólidos e em que os respetivos agentes agem racionalmente, as cascatas de informação podem produzir efeitos de contágio penalizadores.

Os problemas de agência estão relacionados com a reputação dos profissionais de mercado e com o seu desempenho. Gestores de investimento e analistas de mercado imitam as decisões e as análises dos restantes agentes, em vez de confiarem nas suas competências pessoais, desconhecidas da generalidade do mercado, limitam-se a seguir o comportamento dos seus pares, dando origem a um fenómeno de comportamento imitativo (Chevalier e Ellison, 1999). Os critérios de desempenho são consequência das decisões de gestores de investimento, que desejam maximizar o seu desempenho em termos relativos, condicionando as escolhas da sua carteira (Maug e Naik, 1996).

A questão da eficiência informacional, ou seja, da forma como a informação chega aos mercados<sup>16</sup>, é outro fator que contribui para o *herd behaviour*. A eficiência informacional justifica o facto de certos mercados merecerem grande atenção dos investidores, enquanto outros são ignorados (Hirshleifer *et al.*, 1994).

## **2.6 Ligações, interdependências e contágio/transmissão entre mercados bolsistas**

O processo de globalização e a crescente integração económica entre países e mercados financeiros levou à interdependência entre os principais mercados financeiros mundiais.

As relações entre mercados bolsistas internacionais levaram Grubel (1968) a analisar os benefícios relativos à diversificação internacional, com base nas taxas de rendibilidades de onze dos maiores mercados bolsistas. Outros autores dedicaram a sua atenção ao estudo destas relações entre mercados, no contexto internacional, analisando a interdependência entre mercados financeiros, tendo a maioria concluído que o grau de interdependência entre mercados era reduzido e limitado, e que os fatores mais importantes para o desenvolvimento dos mercados financeiros eram os de natureza doméstica. Contudo, outros estudos, detetaram alguma interdependência entre os mercados abertos a investimentos e a capitais

---

<sup>16</sup> Esta questão está relacionada com a teoria dos mercados eficientes, de acordo com a qual um mercado financeiro é eficiente quando o preço atual dos títulos transacionados reflete toda a informação disponível, num determinado momento, e quando o preço se ajusta rapidamente, à medida que novas e imprevistas informações vão chegando ao mercado (Fama, 1970). Os mercados podem apresentar três formas de eficiência, dependendo do tipo de informação que os preços dos títulos refletem em cada momento, designadamente: i) Na *forma fraca*, quando os preços dos ativos refletem, em cada momento, toda a informação relativa ao passado das séries históricas, pelo que é impossível prever o preço de um ativo, através de dados passados; ii) Na *forma semiforte*, quando os preços dos ativos incorporam totalmente a informação pública, suscetível de afetar o valor fundamental de um ativo. Apenas os investidores detentores de informação privilegiada estão em condições de obter rentabilidades anormais; iii) Na *forma forte*, os preços dos ativos incorporam toda a informação pública, privada ou privilegiada. Os investidores detentores de informação privilegiada também se revelam incapazes de obter rentabilidades anormais.

estrangeiros (Ripley, 1973), em contraste com os mercados fechados, que não evidenciaram qualquer tipo de interdependência com outros mercados (Glezakos *et al.*, 2007).

Bertoneche (1979) estudou as inter-relações entre sete mercados bolsistas, designadamente da Alemanha, da Bélgica, dos EUA, da França, da Itália, da Holanda e Reino do Unido, no período de 1969 a 1976, tendo concluído que estes mercados eram altamente segmentados, o que proporcionava boas oportunidades de diversificação internacional. Na mesma linha, Roll (1988) constatou que os comovimentos dos mercados bolsistas internacionais tinham pouca importância.

Estudos mais recentes permitiram conclusões distintas das anteriores, destacando a influência do *crash* de 1987 na intensificação da ligação entre os mercados e na ocorrência de quedas simultâneas entre estes. A existência de correlações elevadas e cruzadas entre rendibilidades de mercados bolsistas internacionais, tem consequências ao nível do investimento internacional, através da redução dos benefícios de diversificação, principalmente quando as correlações são elevadas e positivas.

Eun e Shim (1989) detectaram uma interdependência substancial entre nove grandes mercados bolsistas e Von-Furstenberg e Jeon (1989) mostraram que o grau de comovimento dos índices bolsistas internacionais aumentou significativamente após o *crash* de 1987. Recorrendo a informação diária, relativa ao período compreendido entre 1986 e 1989, Lau e McInish (1996) aprofundaram abordagens aplicadas em trabalhos anteriores, designadamente através do estudo de mudanças na estrutura *lead-lag* dos comovimentos dos mercados bolsistas internacionais, nos períodos pré e pós-*crash* de 1987, tendo concluído que a ocorrência do *crash* provocou mudanças nos comovimentos dos mercados. Outros estudos sugerem que as respostas dos mercados bolsistas mundiais se tornaram cada vez mais semelhantes e interligadas e que este processo se intensificou com a emergência do *crash* de 1987 (Arshanapalli *et al.*, 1995). Estes resultados contrastam com os de estudos anteriores, que não encontraram relações *lead-lag* significativas entre os mercados bolsistas internacionais (Granger e Morgenstern, 1970; Agmon, 1972; e Branch, 1974).

Hassan e Atsuyuki (1996) investigaram as ligações dinâmicas entre os mercados bolsistas dos EUA, do Japão, do Reino Unido e da Alemanha, recorrendo a dados diários do período 1984-1991, tendo detetado relações significativas de curto prazo e de longo prazo e concluído que o mercado bolsista dos EUA influenciou os outros mercados, nos dois horizontes (curto e longo prazos), quer antes quer após o *crash* de outubro de 1987. Foi também detetada uma relação de cointegração entre os quatro mercados o que limitou as possibilidades de diversificação internacional, em períodos longos. Recorrendo a taxas de rendibilidade diária, Peiro *et al.* (1998) estudaram os mercados bolsistas de Nova Iorque, Tokyo e Frankfurt, no período 1990-1993, tendo concluído que o primeiro é o mercado bolsista mais influente e que o segundo, japonês, é o mais sensível a perturbações internacionais.

Koch e Koch (1991) e Longin e Solnik (1995) identificaram um aumento da correlação entre as rendibilidades dos índices bolsistas internacionais. Koch e Koch (1991) estudaram a dinâmica das ligações entre taxas de rendibilidade dos índices bolsistas, recorrendo a um sistema de equações simultâneas dinâmicas, para descreverem as relações contemporâneas e o *lead-lag* entre diversos mercados nacionais, em 1972, 1980 e 1987, tendo concluído que as interdependências de mercado aumentaram dentro da mesma região geográfica. Longin e Solnik (1995) estudaram a correlação entre taxas de rendibilidades mensais de sete grandes mercados, entre 1960 e 1990, tendo concluído que as matrizes das covariâncias e das correlações das rendibilidades são instáveis no tempo e que essas correlações aumentaram, principalmente nas fases de volatilidade mais acentuada.

Goetzmann *et al.* (2005) encontraram evidência de que a correlação das rendibilidades dos mercados bolsistas mundiais variou consideravelmente ao longo dos últimos 150 anos e que ela foi maior em períodos de integração económica. Bekaert *et al.* (2007) concluíram que a integração dos mercados, no contexto global, é mais forte entre países em que ocorreram processos de liberalização dos mercados de capitais, dos mercados bolsistas e dos respetivos sistemas bancários. Ozdemir e Cakan (2007) concluíram que, enquanto o mercado norte-americano lidera alguns mercados bolsistas, o mercado do Reino Unido influencia no sentido grangeriano o mercado dos EUA.

Para analisar as ligações entre mercados e para estudar situações de transmissão de perturbações entre estes, estudos mais recentes têm recorrido aos chamados modelos de heterocedasticidade condicionada entre os erros, nomeadamente ao modelo DCC-GARCH, proposto por Engle (2002) e Tse e Tsui (2002), modelo que se distingue por exemplo do de correlação condicional constante, proposto por Bollerslev (1990), por permitir que esta matriz (de correlação condicional) varie no tempo.

Wang e Thi (2006) usaram um modelo DCC-GARCH bivariado para estudar o impacto da crise financeira asiática na economia chinesa e uma amostra referida ao período de 21/2/1992 a 15/11/2000, tendo os resultados empíricos mostrado que os coeficientes de correlação condicional das rendibilidades dos mercados tinham sinais positivos, que havia comovimentos entre os mercados tailandês e chinês, que a crise financeira asiática teve um impacto significativo nos mercados bolsistas da região, que em todos os mercados as variâncias das rendibilidades registaram valores mais elevados no período pós-crise do que no período pré-crise e que a média dos coeficientes de correlação condicionais, no período pós-crise, aumentou de forma significativa, revelando evidência de contágio financeiro.

Chiang *et al.* (2007) aplicaram o modelo DCC-GARCH para estudar a dinâmica das correlações entre nove mercados bolsistas asiáticos, com dados do período de 1/1/1990 a 21/3/2003, embora focando-se principalmente na crise financeira, de 1997 a 1998, e detetaram um forte aumento das correlações dos índices estudados, desde a segunda metade de 1997 até ao

início de 1998, período da fase em que surgiu a crise, o que foi interpretado como um efeito de contágio, seguido de um efeito de *herding*. Este estudo também investigou os efeitos nas correlações, decorrentes de alterações no *rating* do crédito soberano, tendo os resultados revelado um impacto negativo e significativo nas correlações entre os índices bolsistas da Tailândia e de outros países, em consequência do *downgrade* do *rating* do crédito soberano deste país.

Egert e Kocenda (2007), também com um modelo DCC-GARCH bivariado, detetaram uma forte correlação entre os mercados alemão e francês, e entre estes e o do Reino Unido, no período compreendido entre 6/2003 e 1/2006, tendo ainda detetado uma correlação fraca, mas positiva, entre os índices francês (considerado como *benchmark* dos mercados de ações da Europa Ocidental) e três outros do centro e Leste da Europa. Kenourgios *et al.* (2007) aplicaram o modelo de correlação condicional dinâmica assimétrica generalizada (AG-DCC), para detetar o tipo de correlações entre os índices de quatro mercados bolsistas emergentes (Brasil, Rússia, Índia e China), e os dos EUA e do Reino Unido, em períodos de choques negativos, tendo encontrado evidência de elevada dependência, em períodos de quedas nas cotações, pois com a chegada de más notícias ao mercado as correlações condicionais entre os quatro mercados emergentes e os mercados desenvolvidos aumentaram de forma acentuada. Na mesma linha, Capiello *et al.* (2006) investigaram a hipótese de assimetria nas correlações dinâmicas entre rendibilidades de diversas classes de ativos e condições de mercado, também recorrendo a um modelo AG-DCC. Para tal, consideraram informação relativa a 21 índices, representativos de mercados internacionais, e 13 índices de obrigações de Estados, no período de 1987 a 2002, para avaliar assimetrias nas dinâmicas da variância e da covariância, tendo concluído que os choques negativos têm mais impacto do que os positivos, tanto nas ações como nas obrigações.

Frank *et al.* (2008) recorreram a um modelo DCC-GARCH para estudar a transmissão da crise do crédito imobiliário a outros mercados, com base no período 2003-2008, e concluíram que se verificou um acentuado aumento dos valores das correlações condicionais entre cinco diferentes fatores dos mercados.

Lee *et al.* (2006) usaram um modelo DCC-GARCH para avaliar o risco financeiro, *Value-at-Risk*, ou VaR, de uma carteira de ativos, recorrendo a uma amostra que integra os índices mais representativos dos países do G7, com igual ponderação para cada um deles, levando a cabo uma previsão do VaR, para horizontes de 1 e de 10 dias. O modelo DCC apresentou melhores resultados do que os modelos de média móvel simples e de média móvel exponencial ponderada, confirmando o interesse da utilização deste modelo como uma ferramenta de previsão, para além da simples utilização como ferramenta de análise.

Kasa (1992) e Gallagher (1995) sublinham que a análise de correlações entre índices bolsistas apenas permite estudar as ligações de curto prazo entre eles, designadamente para avaliação dos benefícios da diversificação neste período.

Diversos estudiosos utilizaram técnicas de cointegração, bivariadas e multivariadas, em diversos contextos, mercados e períodos, para investigar a existência de benefícios associados à diversificação da carteira internacional, nomeadamente no longo prazo (Taylor e Tonks, 1989; Kasa, 1992; Arshanapalli e Doukas, 1993; Allen e MacDonald, 1995; Gallagher, 1995; Kanas, 1998; Phylaktis e Ravazzolo, 2001; Narayan e Smyth, 2004; Syriopoulos, 2004). A evidência de cointegração entre os mercados sugere que estes apresentam comovimentos comuns no longo prazo, pelo que os benefícios da diversificação internacional são reduzidos. A ausência de cointegração traduz uma evidência da não existência de ligações entre os índices bolsistas, logo permite a possibilidade de redução do risco, através da diversificação da carteira, numa perspetiva de longo prazo.

Um exemplo recente é o trabalho de An e Brown (2010), que estudaram as ligações de longo prazo entre os mercados dos EUA, do Brasil, da Rússia, da Índia e da China, no período entre 1995 e 2009, através de rendibilidades semanais e mensais e de testes de cointegração bivariados, confirmando apenas a existência de cointegração, logo de relações de equilíbrio de longo prazo entre os mercados dos EUA e da China.

Meric e Meric (1989), Morana e Beltratti (2006) e Modi e Patel (2010) recorreram à análise de componentes principais, para estudar os comovimentos e as ligações de longo prazo entre os mercados dos EUA e de doze mercados europeus, antes e após o *crash* bolsista de outubro de 1987, tendo confirmado a existência de três componentes principais, estatisticamente significativas antes do *crash*, e apenas uma após a mesma queda das bolsas. Este facto sugere que os comovimentos dos mercados se tornaram mais homogêneos depois do *crash* bolsista.

Morana e Beltratti (2006) estudaram as rendibilidades dos mercados bolsistas dos EUA, do Reino Unido, da Alemanha e do Japão, no período compreendido entre 1973 e 2004, também recorrendo à análise de componentes principais, tendo confirmado uma progressiva integração entre os quatro mercados, que conduziu ao aumento simultâneo dos comovimentos dos preços, das rendibilidades, das volatilidades e das correlações, particularmente elevadas entre os três primeiros mercados.

Modi e Patel (2010), com dados diários e a mesma técnica de análise - componentes principais -, estudaram as ligações de longo prazo entre os mercados da Índia, de Hong-Kong, do México, da Rússia, do Brasil, do Reino Unido e dos EUA, tendo concluído pela existência de dois grupos com relações de equilíbrio no longo prazo, o primeiro inclui os mercados do Brasil, do México e dos EUA, e o segundo grupo inclui os mercados da Índia, de Hong-Kong e



da Rússia e de um caso, o mercado do Reino Unido, que não evidenciou relações de longo prazo com qualquer dos restantes mercados.

## 2.7 Síntese do capítulo

A globalização e a multinacionalização de empresas foram acompanhadas por um processo de liberalização dos movimentos de capitais, de eliminação de barreiras impeditivas da livre circulação de fluxos monetários e financeiros. A globalização financeira traduz-se na integração dos mercados financeiros mundiais num mercado financeiro internacional.

De acordo com Fabozzi (1995), foram três os fatores que causaram a globalização financeira: os desenvolvimentos das TIC, a institucionalização dos mercados e a liberalização financeira. Para Chesnais (1998), o processo de globalização passou por três fases: a primeira compreendida entre 1960 e 1980, caracterizada por sistemas monetários nacionais fechados, em que a internacionalização financeira se restringiu ao sistema dos eurodólares; a segunda, de 1980 a 1985, que envolveu a desregulamentação financeira e a securitização da dívida, e a terceira, iniciada em meados da década de 1980, em que houve uma maior abertura dos mercados domésticos e a entrada dos mercados emergentes no processo de globalização.

Vários são os fatores que refletem a globalização. Um deles é o aumento significativo do IDE, sobretudo a partir da década de 1990, tanto para o conjunto dos países desenvolvidos, como para os países em vias de desenvolvimento. Outro fator é o do reforço da importância dos mercados bolsistas mundiais, confirmada pela relação entre a capitalização bolsista e o PIB.

O mercado dos EUA revelou-se, sem surpresa, o grande mercado mundial, com um nível de capitalização muito superior ao dos restantes mercados. O rácio entre o valor das ações negociadas e o PIB de cada país aumentou, sendo em muitos casos superior a um, o mesmo acontecendo em termos mundiais, o que atesta o peso dos mercados bolsistas no contexto financeiro internacional.

O desenvolvimento do processo de globalização financeira foi acompanhado por um aumento de volatilidade dos mercados e pela ocorrência de crises globais. De acordo com Stiglitz (1999), as crises financeiras, ocorridas desde a década de 1990, mostraram que a desregulamentação e liberalização não produziram as consequências esperadas, que a livre entrada e saída de recursos financeiros deixou os mercados mais expostos e vulneráveis a situações de crise.

A história dos mercados bolsistas mundiais é uma história de crises, duas delas muito recentes, a crise das empresas tecnológicas ou Dot-Com e a actual Crise Financeira Global, cujo epicentro está nos EUA.

No âmbito da literatura financeira internacional, o conceito de contágio ou de propagação de crises entre mercados e os mecanismos de transmissão têm sido temas muito estudados, principalmente desde o *crash* financeiro de 1987. A maioria dos estudos associa o contágio financeiro à mudança nos padrões de correlação dos mercados financeiros. Forbes e Rigobon (2000) referem-se a situações de contágio através de uma alteração significativa na relação linear entre os mercados. Diversos estudos tiveram por objeto os mecanismos de transmissão de ondas de choque entre economias e a grande exposição das economias a esses choques externos. As teorias clássicas identificam três tipos de canais de transmissão do contágio financeiro: o canal comercial, o canal financeiro e o do contágio puro. Os binômios canal comercial e canal financeiro são a causa fundamental de contágio, estando associada à existência das relações comerciais e financeiras entre as economias. O contágio puro está associado à transmissão de choques não explicadas pelos canais anteriores, como situações de *herding* ou imitação entre investidores, que se traduzem em imitação de comportamentos entre os investidores, mas resultam também de imperfeições de mercado.

O trabalho de Grubel (1968) analisou os benefícios resultantes da diversificação internacional, tendo dado origem a outros estudos, que destacam a influência do *crash* de 1987 no aprofundamento da ligação entre os mercados.

## Capítulo 3 - Aspectos metodológicos

### 3.1 Introdução

As interdependências entre mercados bolsistas internacionais têm motivado múltiplos estudos, envolvendo mercados desenvolvidos e emergentes, vários períodos temporais e contextos de mercado. O trabalho de Grubel (1968), acerca dos benefícios associados à diversificação internacional, reforçou o interesse no estudo das ligações entre mercados, na análise do comovimento dos índices bolsistas, de curto e de longo prazos, e na investigação do fenómeno do contágio entre mercados, em especial em momentos de crise.

Para estudar as ligações entre os mercados, sugerem-se diversas metodologias particularmente adequadas ao tratamento de séries financeiras e suas especificidades, como o efeito assimétrico e a heterocedasticidade condicionada, inspiradas nos trabalhos desenvolvidos por Engle (1982) e Bollerslev (1986), no âmbito dos modelos autorregressivos de heterocedasticidade condicionada (ARCH) e suas variantes.

Embora os estudos das ligações entre os mercados bolsistas internacionais, quer de curto quer de longo prazos, usem maioritariamente as rendibilidades dos mercados, diversos autores defendem a importância de estudar o mecanismo de transmissão de informação através de medidas de risco dos mercados (Ng, 2000; Christiansen, 2003; Baele, 2005). No caso em apreço, recorreremos a metodologias que consideram quer estimativas de risco quer rendibilidades de mercado.

O presente capítulo está organizado do seguinte modo: a secção 3.2 começa por apresentar o conceito de volatilidade, por destacar a importância desta no âmbito dos mercados financeiros e por evidenciar os principais factos estilizados relacionados com a volatilidade. De seguida, são apresentadas algumas metodologias de estimação da volatilidade, adequadas para estudar o efeito assimétrico, que consideram informação intradiária, e que incorporam a heterocedasticidade condicionada, para estudar o risco dos mercados, a transmissão de informação, a relação entre a volatilidade e a rendibilidade dos mercados e entre o volume de negociação e a volatilidade. Será também apresentada a estimativa do *Value-at-Risk* (VaR), com recurso a três especificações, uma delas assente na teoria dos valores extremos.

Na secção 3.3 são apresentadas metodologias adequadas para investigar interações e ligações entre os mercados, começando por uma que pressupõe uma relação linear bivariada entre mercados, e que incorpora o efeito assimétrico, seguida da apresentação do modelo de correlação condicionada dinâmica, o modelo multivariado dinâmico, baseado na metodologia dos vetores autorregressivos (VAR), muito úteis para ajudar a compreender as interdependências e as dinâmicas temporais das rendibilidades diárias dos mercados, no curto prazo. Na secção 3.4 apresenta-se a metodologia da análise de componentes principais, que

permite estudar quer as ligações quer os comovimentos de longo prazo entre os mercados. Por fim, a secção 3.5 apresenta uma síntese das principais conclusões deste capítulo.

## **3.2 Modelação da volatilidade e do risco de mercado**

### **3.2.1 Volatilidade dos mercados: conceito, importância e factos estilizados**

A volatilidade dos mercados é um elemento fundamental no âmbito da teoria financeira e dos mercados, que tem merecido a atenção de investigadores e de profissionais. Campbell *et al.* (1997) referem que o que diferencia a economia financeira é o papel central desempenhado pela incerteza nos mercados, pois na ausência de incerteza, os problemas da economia financeira reduzem-se a “exercícios elementares de microeconomia”.

Habitualmente, a volatilidade dos mercados é medida pelo desvio-padrão da amostra, o que faz com que, por vezes, se suponha que há uma correspondência direta entre essa volatilidade e o desvio-padrão da amostra, quando na verdade este é apenas um estimador enviesado da verdadeira volatilidade. A volatilidade dos mercados traduz as variações ocorridas em determinados fenómenos, ao longo do tempo. No âmbito das finanças, usa-se uma expressão mais formal, embora sem recorrer a uma métrica específica, que associa a volatilidade à componente aleatória de uma série financeira.

O *trade-off* entre o risco e a rentabilidade esperada é um dos elementos-chave das finanças modernas. O risco dos mercados, entendido como a possibilidade de ocorrência de perdas, é outro elemento central dos mercados financeiros, que interfere nas decisões de investimento e na composição da carteira de investimento. A medição, a previsão, e a gestão do risco, com a maior precisão possível, são preocupações constantes dos atores de mercado.

Embora não haja uma correspondência direta entre o risco e a volatilidade, esta volatilidade é, para diversos autores, uma medida adequada do risco financeiro. O modelo proposto por Harry Markowitz, em 1952, que deu origem à Teoria das Carteiras, na qual uma boa parte dos modelos de gestão de risco se inspiraram, propõe a identificação da variância das rentabilidades com a medida do risco de uma carteira de investimento, enfatizando a importância da diversificação de investimentos, de modo a minimizar o risco. Também Lin (1996) identifica os dois conceitos (risco e volatilidade), referindo mesmo que quando a volatilidade de um ativo financeiro aumenta, acontece o mesmo ao risco e que valores elevados de volatilidade significam que o preço de um ativo pode variar dentro de um intervalo amplo, enquanto valores baixos significam que as variações no preço ocorrem a um ritmo quase constante, num determinado período de tempo.

Desde o acordo conhecido como Basileia II, em 1996, que a gestão do risco assumiu um carácter de obrigatoriedade para muitas instituições financeiras. A metodologia do *Value-at-Risk* (VaR) tem sido utilizada como ferramenta de gestão do risco de carteiras de ativos e a

previsão da volatilidade é um elemento fundamental no cálculo desse VaR. Também nos modelos tradicionais das finanças, como o Capital Asset Pricing Model (CAPM), a volatilidade é uma variável determinante. A compreensão da volatilidade dos mercados bolsistas é também um importante elemento para determinar o custo do capital. A volatilidade é uma espécie de variável-chave, para a grande maioria dos instrumentos financeiros, exercendo um papel central em diversas áreas específicas das finanças (Bollerslev *et al.*, 1992).

Premaratne e Balasubramanyan (2003) consideram que alterações substanciais na volatilidade dos mercados financeiros podem causar efeitos negativos na aversão ao risco, por parte dos investidores, tornando os mercados mais instáveis e aumentando a incerteza dos atores de mercado, nas suas previsões e nos seus rendimentos. Para Raja e Selvam (2011), a volatilidade dos mercados financeiros é um importante indicador das flutuações temporais nos preços dos ativos.

A volatilidade não é uma variável observável, contrariamente ao que acontece com as rendibilidades. A avaliação da qualidade das previsões da volatilidade é feita da comparação entre a componente prevista e a componente realizada, sendo esta última calculada através do desvio-padrão das rendibilidades, num determinado lapso de tempo,  $\sigma$ , recorrendo à expressão (3.1):

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

onde  $r_t$  traduz a rendibilidade do ativo, com risco, no momento  $t$ , e  $n$  o número de observações.

A grande maioria dos métodos econométricos de estimação conclui que o pressuposto de variância constante, típico do método OLS, tem uma fraca adesão à realidade recente. Para contornar isso, Engle (1982) e Bollerslev (1986), desenvolveram os modelos de heterocedasticidade condicionada, que incorporam a variabilidade da volatilidade.

As séries financeiras revelam algumas regularidades empíricas, tão curiosas quanto enigmáticas, designadas por factos estilizados, que correspondem a observações de tal modo consistentes, confirmadas em tantos contextos e mercados, períodos temporais e instrumentos, que acabaram por ser aceites como factos empíricos estilizados, indesmentíveis para académicos e profissionais de finanças (Coolen, 2004; Cont, 2001 e 2008). A universalidade das regularidades sugere que os factos estilizados têm uma origem comum, e entre esses factos relativos à volatilidade temos os *clusters* de volatilidade (*volatility clustering*), o excesso de volatilidade e o efeito assimétrico.

Os trabalhos de Brock e Lima (1995), Campbell *et al.* (1997), Schwert (1998), Chaudhuri e Klaassen (2001), Plamen e Kanaryan (2003), Mandelbrot (2006), Ramlall (2010), Chong (2011) e Angabini e Wasiuzzaman (2011), entre outros, identificaram a existência de *clusters* de volatilidade nos mercados bolsistas. Este facto está relacionado com as diferentes medidas de volatilidade que apresentam autocorrelação, fazendo com que eventos de volatilidade alta (ou baixa) tendam para a clusterização no tempo. De acordo com Mandelbrot (1963) e Engle (1982), se a volatilidade for alta (baixa), num determinado período, tende a continuar a sê-lo no período seguinte, pois a nova informação que chega ao mercado está correlacionada no tempo.

Leroy e Porter (1981) e Shiller (1981) documentam a ocorrência de excesso de volatilidade, concluindo que não é fácil justificar o nível de variabilidade observado nas rendibilidades dos ativos, se consideradas apenas as alterações nas variáveis económicas fundamentais; o facto de ocorrerem grandes variações (positivas ou negativas) nas rendibilidades, nem sempre pode ser explicado pela chegada de novas informações ao mercado; outras causas, eventualmente de índole comportamental, poderão explicar o excesso de volatilidade.

O efeito assimétrico da volatilidade foi observado primeiramente por Black (1976), ao verificar que a volatilidade tendia a diminuir quando as taxas de rendibilidade aumentavam, em resultado da reação diversa da volatilidade à chegada de notícias boas ou más ao mercado, o que justifica a correlação negativa entre as taxas de rendibilidade passadas e a volatilidade futura. Este mesmo autor, Christie (1982) e Nelson (1991), concluíram que a volatilidade da rendibilidade de uma ação tem maior propensão para aumentar face a uma “má notícia” do que face a uma “boa notícia”, ou seja, que a resposta da volatilidade é assimétrica, face a choques positivos e negativos na rendibilidade de um ativo. A explicação dada por Black (1976) baseia-se na participação de *noise traders*, que reagem a informação irrelevante para o valor fundamental, vendendo os seus títulos quando o mercado está a cair, conduzindo, assim, não apenas a uma queda mais acentuada do preço, mas também a um aumento de volatilidade.

### **3.2.2 Modelação da semivolatilidade**

Segundo Markowitz (1991), a semivolatilidade é uma medida de risco mais plausível do que o desvio-padrão,  $\sigma$ , uma vez que distingue a volatilidade, em função dos movimentos de subida e descida dos mercados. No pressuposto de que as rendibilidades são descritas pela distribuição normal, a semivolatilidade e o desvio-padrão conduzem a conclusões idênticas, mas nos restantes casos (distribuições não são normais), a semivolatilidade revela-se uma medida de risco mais apropriada. Apesar disso, durante muito tempo, e devido a dificuldades de ordem prática, designadamente a falta de meios computacionais adequados, o desvio-padrão acabaria por ser privilegiado.

Para estudar se a volatilidade do mercado bolsista se altera, em função da ocorrência de subidas e de descidas dos mercados, Zimmermann *et al.* (2003) propõem a subdivisão das séries de rendibilidades em mercados em alta e em baixa. O mercado num dado dia é classificado em alta (baixa), se a respetiva rendibilidade for superior (inferior) à média da série completa. Sendo dados  $m$  dias em alta (*bull market*) e  $n$  em baixa (*bear market*), as medidas de volatilidade, em alta e em baixa,  $\sigma_{up}$  e  $\sigma_{down}$ , podem obter-se como (3.2) e (3.3), respetivamente:

$$\sigma_{up} = \sqrt{\frac{1}{m-1} \sum_{t=1}^m (x_t - \bar{x})^2}, \text{ para todo o } x_t > \bar{x} \quad (3.2)$$

$$\sigma_{down} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2}, \text{ para todo o } x_t < \bar{x} \quad (3.3)$$

diferenciando assim o comportamento da volatilidade, em função da situação do mercado (em alta e em baixa). Teoricamente, espera-se que a volatilidade apresente um comportamento assimétrico.

### 3.2.3 Modelação da volatilidade intradiária

Vários estudos foram desenvolvidos para estudar o comportamento da volatilidade diária, nomeadamente envolvendo o facto estilizado dos *clusters* de volatilidade, recorrendo a modelos autoregressivos de heterocedasticidade condicionada e de volatilidade estocástica. Porém, de acordo com Andersen e Bollerslev (1998), Alizadeh *et al.* (1999), Beltratti e Morana (1999), Gallant *et al.* (1999) e Poon e Granger (2003), a simples consideração do valor de fecho dos ativos ou dos mercados, faz com que informação relevante acerca da trajetória do preço, dentro do período de referência, seja ignorada, pelo que foram desenvolvidas estimativas que consideram informação intradiária.

Dos diversos indicadores propostos na literatura relativos a informação intradiária, como os valores de abertura, mínimo, máximo e de fecho, seguimos as indicações de Parkinson (1980), Garman e Klass (1980), Rogers *et al.* (1994) e Alizadeh *et al.* (1999), com o objetivo de analisar a evolução da volatilidade dos índices bolsistas mundiais, mas também de perceber se a recente crise financeira global levou a um aumento dessa volatilidade intradiária dos mercados bolsistas internacionais.

A estimativa mais simples é o logaritmo da diferença,  $D_t$ , entre o preço máximo ( $H_t$ ) e o preço mínimo ( $L_t$ ) (Alizadeh *et al.*, 1999; Gallant *et al.*, 1999), para cada dia de cotação  $t$ , como se faz em (3.4):

$$D_t = \ln(H_t) - \ln(L_t) \quad (3.4)$$

Parkinson (1980) propôs uma expressão alternativa para medir a volatilidade, assumindo o pressuposto de que os preços dos ativos são descritos por um movimento geométrico Browniano, sem tendência, partindo do preço máximo e do preço mínimo. O valor esperado do quadrado da diferença  $D_t$  é

$$E[D_t^2] = 4\ln(2)\sigma^2 \quad (3.5)$$

e a estimativa da volatilidade é medida por

$$\sigma^2 = \frac{1}{4\ln(2)} \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N D_t^2 \quad (3.6)$$

Desta expressão se vê que a estimativa da variância é, simplesmente, uma constante  $\frac{1}{4\ln(2)} \approx 0,361$ , multiplicada pelo quadrado da diferença média.

Uma *proxy* da variância diária pode ser dada por

$$\sigma_{r,t}^2 = \frac{1}{4\ln(2)} D_t^2 \approx 0,361 D_t^2 \quad (3.7)$$

Se em vez de usados apenas dois elementos de informação, o máximo e o mínimo, forem considerados elementos adicionais, os resultados obtidos tenderão a ser mais eficientes (Garman e Klass, 1980). Estes autores apresentaram uma nova metodologia de estimação da volatilidade, considerando os preços de abertura ( $O_t$ ), de encerramento ( $C_t$ ), de máximo ( $H_t$ ) e de mínimo ( $L_t$ ), dada por (3.8):

$$\sigma_{r,t}^2 = 0,5 \left[ \ln\left(\frac{H_t}{L_t}\right) \right]^2 - [2\ln(2) - 1] \left[ \ln\left(\frac{C_t}{O_t}\right) \right]^2 \quad (3.8)$$

Rogers *et al.* (1994) apresentaram o estimador (3.9) da variância:

$$\sigma_{r,t}^2 = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \ln\frac{H_t}{C_t} \right) \left( \ln\frac{H_t}{O_t} \right) + \left( \ln\frac{L_t}{C_t} \right) \left( \ln\frac{L_t}{O_t} \right)} \quad (3.9)$$

Floros (2009), que analisou quatro índices representativos dos mercados bolsistas norte-



americanos<sup>17</sup>, refere que o método mais simples, da diferença logarítmica entre o valor máximo e o valor mínimo intradiário, sobre-estima o valor da variância, face aos resultados proporcionados pelas restantes metodologias. Brandt e Kinlay (2005) e Sinclair (2008) concluíram que a proposta sugerida por Rogers *et al.* (1994), para estimar a variância, é mais eficiente do que as outras.

Para analisar o comportamento da variância, o presente estudo recorre a dois tipos de testes: o teste t da igualdade de médias, e de análise de variância de um fator (ANOVA) e o teste de igualdade das variâncias, que usa a estatística *F* do teste de Bartlett (ver apêndice ao capítulo 3).

### 3.2.4 Modelação da volatilidade condicionada diária

#### 3.2.4.1 Modelos univariados de heterocedasticidade condicionada

O modelo ARCH<sup>18</sup> ou AutoRegressive Conditional Heterocedasticity, proposto por Engle (1982), veio suprir uma falha dos modelos tradicionais, que pressupunham homocedasticidade entre os erros, um pressuposto que se mostra desajustado, principalmente em momentos de elevada turbulência ou agitação dos mercados. Porém, este modelo exige a estimação de um elevado número de parâmetros, dizendo-se, por isso, pouco parcimonioso (Brooks, 2002; Tsay, 2005). O modelo GARCH, proposto por Bollerslev (1986), é uma generalização do primeiro, mostrando-se especialmente adequado para lidar com *clusters* de volatilidade, comuns às séries financeiras.

O modelo GARCH (p,q) apresenta a seguinte especificação:

$$y_t = \varphi z_t + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

onde

$$\varepsilon_t = \sigma_t \mu_t \quad (3.14)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (3.15)$$

$$\alpha_j \geq 0 (\forall j = 1, \dots, q),$$

e

<sup>17</sup> Este estudo recorreu a informação intradiária dos índices Standard & Poors, nomeadamente os S&P 100, S&P 400, S&P 500 e S&P Small Cap600, para analisar a volatilidade. A principal conclusão deste estudo salienta o facto da expressão mais simples de volatilidade intradiária tender a sobre-estimar os resultados das restantes metodologias.

<sup>18</sup> ARCH - iniciais de AutoRegressive Conditional Heterocedasticity.

$\alpha_0 > 0$ ;  $\alpha_j \geq 0 (\forall j = 1, \dots, q)$ ;  $\beta_i \geq 0 (\forall i = 1, \dots, p)$ ;  $\mu_t \sim N(0,1)$ ;  $Cov(\mu_t; \varepsilon_{t-i}) = 0$ ;  
 $\langle \varepsilon_t | \tau_{t-1} \rangle \cap N(0, \sigma_t^2)$ ;  $\tau_{t-1} = \{\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots\}$  traduz a informação disponível no momento  $t-1$ ;  $z_t$   
 é um vetor de variáveis independentes,  $y_t$  é variável dependente,  $q$  e  $p$  definem a ordem  
 dos processos ARCH e GARCH, respetivamente,  $\varepsilon_t$  é o vetor dos resíduos da regressão  
 estimada,  $\alpha_j$  representa o efeito ARCH, enquanto  $\beta_i$  representa a persistência de longo  
 prazo dos choques. Para que a variância condicionada seja positiva, ( $\sigma_t^2 > 0$ ), os parâmetros  
 têm que respeitar as condições  $c_0 > 0$ ,  $\alpha_j \geq 0 (\forall j = 1, \dots, q)$  e  $\beta_i \geq 0 (\forall i = 1, \dots, p)$ .

A estacionaridade da variância condicional é garantida pela condição  $\sum_{j=1}^q \alpha_j + \sum_{i=1}^p \beta_i < 1$ ,  
 condição que assegura ou garante que a variância não condicional de  $\varepsilon_t$  é finita e que a  
 variância condicional,  $\sigma_t^2$ , é variável no tempo, positiva e estacionária.

De acordo com Alexander (2008a), num modelo GARCH (1,1), o parâmetro  $\alpha_1$  mede a reação  
 da volatilidade condicional a choques no mercado, e quando  $\alpha_1$  é relativamente elevado  
 (acima de 0,1) a volatilidade é muito sensível ao que ocorre nesse mercado. A persistência ou  
 duração da volatilidade é analisada, habitualmente, através da soma dos parâmetros  $\alpha_1$  e  
 $\beta_1$ . Uma medida alternativa para avaliar a persistência da volatilidade é através da medida  
*half-life* ou “vida mediana” (traduzido à letra) da volatilidade, que Engle e Patton (2001)  
 definem como o tempo consumido pela volatilidade para se mover, a meio caminho, de volta  
 à sua média não condicional. Este parâmetro mede apropriadamente a persistência, ou  
 período mais longo até o choque de mercado desaparecer. Num modelo GARCH a “vida  
 mediana” do choque de mercado é dada pela expressão  $\ln(0,5)/\ln(\alpha_1 + \beta_1)^{19}$ .

Para lidar o efeito assimétrico, Nelson (1991) propôs o modelo EGARCH, ou GARCH  
 exponencial, com a intenção de ultrapassar a principal restrição dos modelos simétricos, em  
 que a variância condicional resulta de uma função assimétrica dos valores passados de  $\varepsilon_t$ .

O modelo EGARCH (p,q) apresenta a especificação (3.16):

$$y_t = \varphi z_t + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

onde

---

<sup>19</sup> Se a variância registar picos durante uma crise, o número de períodos,  $K$ , até que esteja a meio caminho entre a  
 primeira previsão e a variância não-condicional é dado por  $(\alpha_1 + \beta_1)^K = 0,5$ , pelo que a “vida mediana” é dada por  
 $K = \ln(0,5)/\ln(\alpha_1 + \beta_1)$ .

$$\varepsilon_t = \sigma_t \mu_t \quad (3.17)$$

$$\log(\sigma_t^2) = c_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \frac{|\varepsilon_{t-i}|}{\sigma_{t-i}} + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} + \sum_{j=1}^p \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) \quad (3.18)$$

e

$\gamma_k$  é o coeficiente que avalia a existência de efeito assimétrico,  $\mu_t \sim N(0,1)$ ;  $Cov(\mu_t; \varepsilon_{t-i}) = 0$ ;  $\langle \varepsilon_t | \tau_{t-1} \rangle \cap N(0, \sigma_t^2)$ ,  $\tau_{t-1} = \{\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots\}$  traduz a informação disponível no momento  $t-1$ ;  $z_t$  é um vetor de variáveis independentes e  $y_t$  é a variável dependente;  $q$  e  $p$  definem a ordem dos processos ARCH e GARCH, respetivamente;  $\varepsilon_t$  é o vetor dos resíduos da regressão estimada. Para que a variância condicional seja finita,  $|\beta_1| < 1$  (Alexander, 2008a).

Como referido anteriormente, no modelo EGARCH o efeito assimétrico é representado pelo coeficiente  $\gamma$ , se negativo indica a presença de efeito assimétrico ou relação negativa entre a rendibilidade e a volatilidade, ou seja, os choques positivos produzem volatilidade menos acentuada do que os choques negativos de idêntica dimensão.

Um modelo alternativo para lidar com o efeito assimétrico é o modelo Threshold GARCH (TGARCH), proposto por Zakoian (1994), que tem como inovação em relação ao EGARCH a introdução de uma variável *dummy* no tratamento dos choques sobre a volatilidade.

O modelo TGARCH (p,q) apresenta a seguinte especificação:

$$y_t = \varphi z_t + \varepsilon_t \quad (3.19)$$

onde

$$\varepsilon_t = \sigma_t \mu_t \quad (3.20)$$

$$\sigma_t^2 = c_0 + \sum_{i=1}^q (\alpha_i + \gamma_i d_{t-i}) \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3.21)$$

e

$\gamma_i$  é o coeficiente de assimetria, tal como no modelo EGARCH;  $d_{t-i}$  é uma variável *dummy*, que assume o valor 1 quando  $\varepsilon_{t-i}^2 < 0$  e o valor 0 em caso contrário;  $\mu_t \sim N(0,1)$ ;  $Cov(\mu_t; \varepsilon_{t-i}) = 0$ ;  $\langle \varepsilon_t | \tau_{t-1} \rangle \cap N(0, \sigma_t^2)$ ,  $\tau_{t-1} = \{\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots\}$  traduz a informação disponível no

momento  $t - 1$ ;  $z_t$  é o vetor de variáveis independentes e  $y_t$  é a variável dependente;  $q$  e  $p$  definem a ordem dos processos ARCH e GARCH, respetivamente;  $\varepsilon_t$  é o vetor dos resíduos da regressão estimada. Para que a variância condicionada seja positiva ( $\sigma_t^2 > 0$ ) impõe-se que  $c_0 > 0$ ,  $\alpha_j \geq 0 (\forall j = 1, \dots, q)$  e  $\beta_i \geq 0 (\forall i = 1, \dots, p)$ .

Diversos modelos de avaliação de ativos, como os de Sharpe (1964), Lintner (1965), Mossin (1966) e Merton (1980), pressupõem uma relação positiva entre a rendibilidade de uma carteira de ativos e a respetiva variância condicionada, considerada como um indicador do risco de mercado. Para investidores avessos ao risco, a teoria económica prevê uma relação positiva entre a taxa de rendibilidade dos ativos e a volatilidade (Léon, 2007a), pelo que se o mercado bolsista for caracterizado por elevada volatilidade, os investidores tentarão compensá-la aumentando o prémio de risco. A par dos pressupostos dos modelos de avaliação de ativos, há também uma longa tradição, no âmbito das finanças, aparentemente contraditória com os referidos pressupostos, de modelar a volatilidade da rendibilidade das ações, considerando que esta está negativamente correlacionada com a sua rendibilidade (Black, 1976; Cox e Ross, 1976; Bekaert e Wu, 2000). Uma explicação possível para a referida relação negativa baseia-se na noção de assimetria (Black, 1976) e outra baseia-se no *feedback* de volatilidade (Pindyck, 1984; French *et al.*, 1987), que sugere que a volatilidade tem um preço e que um aumento inesperado nesta desencadeia um aumento na rendibilidade exigida a uma ação, conduzindo à queda imediata no seu preço. O modelo GARCH-in-Mean (GARCH-M), introduzido por Engle *et al.* (1987), tem sido utilizado por diversos investigadores para estudar a relação entre a rendibilidade bolsista e a sua volatilidade ou variabilidade. De acordo com Li *et al.* (2005), os resultados são muito sensíveis à forma de estimação das volatilidades; nalguns trabalhos encontraram-se relações negativas entre a rendibilidade e o risco (Nelson, 1991; Glosten *et al.*, 1993; entre outros), enquanto noutros foram detetadas relações positivas (French *et al.*, 1987; Chou, 1988). Trabalhos mais recentes permitiram concluir que a elevada persistência na volatilidade, a assimetria, a não normalidade da distribuição das rendibilidades e a ausência de ligação entre a rendibilidade e a volatilidade, são as características fundamentais dos mercados bolsistas emergentes (Haroutounian e Price, 2001; Glimore e McManus, 2001; Murinde e Poshakwale, 2002).

Metodologias alternativas ao modelo GARCH-in-Mean foram utilizadas por diversos autores, dando origem a resultados mistos. Campbell (1987), recorrendo a uma especificação com variáveis instrumentais para momentos condicionais, identificou uma relação negativa entre o risco e a rendibilidade, Harvey (1991) concluiu em sentido inverso (relação positiva), Whitelaw (1994) encontrou uma evidência mista, Turner *et al.* (1989) recorreram a um modelo de Markov, em duas fases, para concluir que a relação entre a rendibilidade esperada de ações e a volatilidade varia de positiva a negativa, Pagan e Hong (1991) aplicaram técnicas não paramétricas para detetarem uma relação positiva e significativa, em

prazos longos, e, finalmente, Whitelaw (2000) detetou uma ligação negativa entre a média e a variância de uma carteira de mercado, através de um modelo de mudança de regime.

Para estudar a relação entre a rendibilidade esperada e a volatilidade esperada, é frequente recorrer ao modelo EGARCH-in-Mean, desenvolvido por Nelson (1991), uma evolução do modelo GARCH-in-Mean, proposto por Engle *et al.* (1987), cuja equação da média é dada por (3.22):

$$R_t = b_0 + \sum_{j=1}^p b_j R_{t-j} + \delta \sigma_t^2 + \varepsilon_t \quad (3.22)$$

onde  $R_t$  representa a rendibilidade de um dado mercado bolsista, no dia  $t$ ,  $R_{t-1}$  é a rendibilidade no dia  $t-1$ ,  $b_0$  é comparável à taxa de um ativo sem risco, no âmbito do modelo CAPM,  $\delta \sigma_t^2$  é o prémio de risco da volatilidade esperada e  $\varepsilon_t$  é o termo dos erros, com média zero e variância condicional  $\sigma_t^2$ .

Se as previsões da variância podem ser usadas para prever a rendibilidade esperada, então pode-se esperar que o coeficiente  $\delta$ , da equação, seja positivo e significativo para um investidor avesso ao risco.

A equação da variância pode ser escrita do seguinte modo:

$$\log(\sigma_t^2) = c_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^q \alpha_i \left( \frac{|\varepsilon_{t-i}|}{\sigma_{t-i}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \quad (3.23)$$

em que  $c_0$ ,  $\beta$ ,  $\alpha$  e  $\gamma$  são coeficientes do modelo e  $\log(\sigma_t^2)$  é a volatilidade prevista. O modelo pressupõe que o efeito da assimetria é exponencial, em vez de quadrático, e a previsão da variância condicional é não negativa.  $c_0$  é o nível médio,  $\beta_j$  é o coeficiente de persistência e  $\log(\sigma_{t-1}^2)$  é a variância no período anterior.

Para estimar o modelo EGARCH-in-Mean pressupõe-se distribuição normal, mas igualmente distribuições t-Student e dos erros generalizada, as quais permitem lidar, convenientemente, com caudas pesadas da variância condicional estimada. Para estimar os parâmetros ótimos dos modelos, recorre-se à função de máxima verosimilhança e ao algoritmo iterativo numérico de Marquardt<sup>20</sup>. Cada modelo é estimado para as três distribuições selecionadas.

<sup>20</sup> Para um estudo detalhado acerca da solução numérica dos estimadores de máxima verosimilhança nos modelos GARCH, pode-se consultar Maringer e Winker (2009).

### 3.2.4.2 Modelos multivariados de heterocedasticidade condicionada

Os desenvolvimentos tecnológicos, a institucionalização dos mercados e a liberalização financeira contribuíram para a globalização dos mercados financeiros (Fabozzi, 1995). A economia global sofreu profundas e rápidas mudanças, que implicaram uma crescente interdependência econômica e financeira entre países, com consequências ao nível do crescimento dos fluxos transacionados de bens, de serviços e de capitais (Forbes e Chinn, 2003). À medida que o processo de integração dos mercados internacionais se foi acentuando, criaram-se condições para que a informação gerada num determinado mercado afetasse de forma mais profunda outros mercados. Parece, portanto, razoável assumir que as ligações entre mercados internacionais, quer comerciais quer financeiras, tenham criado condições à transmissão de perturbações do equilíbrio entre os mercados.

A interligação entre diferentes mercados tem sido um importante tópico de estudo para atores de mercado, reguladores e investigadores. Diversos estudos têm abordado os comovimentos de curto e de longo prazos, as ligações dinâmicas e as transmissões de volatilidade entre os mercados financeiros internacionais.

Na década de 1990 começou a dar-se importância à modelação de interações, nomeadamente à transmissão de volatilidade, entre mercados monetários (Engle *et al.*, 1990), que por sua vez deram lugar a estudos sobre mercados bolsistas internacionais, como são os de Hamao *et al.* (1990), Lamoureux e Lastrapes (1990), Hamilton e Susmel (1994), Kim e Rogers (1995), Booth *et al.* (1997), Chan *et al.* (1997), Kanas (1998), Chou *et al.* (1999), Reyes (2001), Edwards e Susmel (2003), Hassan e Malik (2007), Li (2007) e Harju e Hussain (2008).

Diferentes metodologias têm sido aplicadas para analisar a transmissão de volatilidade, as quais podem ser classificadas em três categorias (Soriano e Diranzo, 2006): a primeira é a dos designados modelos da família ARCH, inspirados no trabalho de Bollerslev (1986), que serviu de base à maior parte dos trabalhos sobre transmissão de volatilidade; a segunda é a dos chamados modelos de mudança de regime, que pressupõem que o comportamento da volatilidade se pode dever à existência de mudanças estruturais (Lamoureux e Lastrapes, 1990; Hamilton e Susmel, 1994; Edwards e Susmel, 2003), e que deram origem aos modelos ARCH, com mudanças de regime; e a última categoria é a dos modelos estocásticos, introduzidos por Taylor (1982), e que na sua forma mais simples consideram a volatilidade como uma variável não observável e que modelam o logaritmo da volatilidade como um modelo estocástico linear, normalmente um processo autoregressivo.

No presente trabalho, para estudar a transmissão de volatilidade entre os mercados estudados, recorre-se ao modelo multivariado de heterocedasticidade condicionada, com a especificação GARCH-VECH, e ao modelo GARCH Ortogonal. O modelo GARCH-VECH é uma representação de Bollerslev *et al.* (1988), que pode formular-se como (3.24):

$$\text{vech}(H_t) = C + \sum_{j=1}^q A_j \text{vech}(\varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1}) + \sum_{j=1}^p B_j \text{vech}(H_{t-j}) \quad (3.24)$$

onde  $H_t$  diz respeito à matriz de variâncias e covariâncias condicionadas. De acordo com Scherrer e Ribarits (2007), a compreensão desta matriz torna-se mais fácil quando esta inclui mais do que duas variáveis, como é o caso estudado. A representação diagonal VECH é baseada no pressuposto de que a variância condicionada depende do quadrado dos resíduos desfasados, e que a covariância condicionada depende dos resíduos cruzados e desfasados e das covariâncias desfasadas de outras séries (Harris e Sollis, 2003). Na equação do modelo,  $A_j$  e  $B_j$  são matrizes de coeficientes, do tipo  $\frac{1}{2}N(N+1) \times \frac{1}{2}N(N+1)$ , e  $C$  é um vetor de termos constantes, com  $\frac{1}{2}N(N+1) \times 1$  elementos. Os elementos da diagonal da matriz  $A$ ,  $(a_{11}, a_{22}, a_{33}, \dots, a_{12,12})$ , medem as influências das inovações passadas na volatilidade presente, ou seja, os choques de volatilidade próprios, enquanto os elementos não diagonais  $(a_{ij}, \text{com } i \neq j)$  determinam os efeitos do produto cruzado das inovações desfasadas na co-volatilidade, ou seja, os choques cruzados na volatilidade. De forma idêntica, os elementos da diagonal principal da matriz  $B$ ,  $(b_{11}, b_{22}, b_{33}, \dots, b_{12,12})$ , determinam as influências das volatilidades passadas na volatilidade presente, ou seja, os contágios na volatilidade própria; os elementos não diagonais  $(b_{ij}, \text{com } i \neq j)$  medem os efeitos do produto cruzado das co-volatilidades desfasadas na co-volatilidade presente, isto é, os contágios da volatilidade cruzada.

Há duas importantes questões a considerar no processo de estimação deste modelo; a primeira diz respeito ao número de parâmetros a estimar; a segunda diz respeito às restrições a impor no modelo, para assegurar o cumprimento do pressuposto de semidefinição positiva da matriz de variâncias e covariâncias (Goeij e Marquering, 2004). Para reduzir o número de parâmetros, no procedimento de estimação, Bollerslev *et al.* (1988) e Goeij e Marquering (2004) sugerem a utilização da versão diagonal das matrizes  $A$  e  $B$ . De acordo com estes autores, a matriz da variância e da covariância condicionais, no modelo diagonal VECH, é semidefinida positiva, se todos os parâmetros de  $A$ ,  $B$  e  $C$  forem positivos. A matriz inicial da variância e da covariância condicionadas pode ser facilmente derivada, expressando o modelo em termos do produto de Hadamard ou impondo condições, utilizando a ortogonalização de Cholesky.

Os modelos GARCH multivariados apresentam, contudo, diversas dificuldades de estimação, sobretudo devido ao grande aumento do número de parâmetros e à restrição de positividade da matriz de covariâncias. O modelo GARCH ortogonal, proposto por Alexander (2001), obvia as dificuldades associadas aos modelos multivariados de heterocedasticidade condicionada. A ideia base do modelo GARCH ortogonal parte da análise de componentes principais,

apresentada na secção 3.4 do presente capítulo, com o objetivo de gerar fatores ortogonais, que possam ser tratados numa abordagem GARCH univariada.

As variâncias condicionadas, variáveis no tempo, das primeiras componentes principais, são obtidas através de um processo GARCH (1,1). O modelo define a média e a variância condicionadas da  $i$ -ésima componente principal, dada pela ACP, no momento  $t$ , as quais são dadas por:

$$y_{it} = \varphi z_t + \varepsilon_{it} \quad (3.25)$$

com

$$\varepsilon_t = \sigma_t \mu_t \quad (3.26)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \cdot \sigma_{t-1}^2 \quad (3.27)$$

$$\alpha_j \geq 0 (\forall_j = 1, \dots, q)$$

onde  $\sigma_t^2$  é a variância condicional da componente principal  $y_{it}$ , obtido a partir da estimação do modelo GARCH (1,1),  $\alpha_0 > 0$ ,  $\beta_1 \geq 0$ ,  $\alpha_1 + \beta < 1$ ,  $\mu_t \sim N(0,1)$ ,  $Cov(\mu_t; \varepsilon_{t-i}) = 0$ ,  $\langle \varepsilon_t | \tau_{t-1} \rangle \cap N(0, \sigma_t^2)$ ,  $\tau_{t-1} = \{\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots\}$  traduz a informação disponível no momento  $t-1$ ,  $z_t$  é o vetor de variáveis independentes e  $y_{it}$  é a variável dependente,  $\varepsilon_{it}$  é o vetor dos resíduos da regressão estimada,  $\alpha_1$  mede a intensidade da reação da volatilidade à rendibilidade não esperada do dia anterior e  $\beta_1$  mede a persistência de longo prazo na volatilidade.

### 3.2.4.3 Diagnóstico e avaliação dos modelos

Após a estimação dos modelos da família ARCH, importa verificar a correta especificação dos modelos escolhidos. Das diversas metodologias para avaliação e diagnóstico de modelos de heterocedasticidade condicionada, destacam-se os testes de *portmanteau* (*Ljung-Box*) e os testes baseados no multiplicador de *Lagrange* (testes Lagrange Multiplier, LM). O primeiro pressupõe que sob a hipótese nula,  $H_0 : \rho_1 = (\varepsilon_t^2) = \dots = \rho_m = (\varepsilon_t^2) = 0$ , a não correlação dos resíduos quadráticos estandardizados, onde  $\rho_i = (\varepsilon_t^2)$  é o coeficiente de correlação entre  $\varepsilon_t^2$  e  $\varepsilon_{t-i}^2$ , e  $\varepsilon_t^2 = u_t^2 / \sigma_t^2$  são resíduos quadráticos estandardizados.

O valor da estatística de *Ljung-Box* é dado por:



$$Q = n(n+2) \sum_{i=1}^m \frac{\hat{\rho}_i^2(\hat{\varepsilon}_t^2)}{n-i} \sim \chi^2_{(m-k)} \quad (3.28)$$

onde  $n$  traduz o tamanho da amostra e  $k$  traduz o número de parâmetros estimados.

O teste ARCH-LM considera a hipótese nula,  $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q$ , onde  $q$  expressa a ordem do processo, a estatística teste é  $NR^2$ , que segue uma distribuição assintótica do  $\chi^2$ , com  $q$  graus de liberdade, em que  $R^2$  representa o coeficiente de determinação da regressão e  $N$  o número de observações.

### 3.2.5 Modelos *Value-at-Risk*

A consideração da proposta de Markowitz, de usar a variância das rendibilidades dos ativos financeiros, como medida de quantificação do risco, manteve-se válida até finais da década de 1980. Com a emergência do *crash* de 1987, que se traduziu em fortes quedas nos mercados financeiros, principalmente nos mercados bolsistas, generalizou-se a percepção de que a sugestão de Markowitz era, sobretudo, uma medida de incerteza, ao invés de ser uma medida de risco, donde a necessidade de a medida de risco ser expressa em termos de perdas potenciais, com recurso ao conceito de probabilidade.

O Acordo de Basileia (1988), que contemplou sobretudo o risco de crédito (Crouhy *et al.*, 2000), teve como objetivo a uniformização de normas de quantificação da solidez das instituições financeiras, mas também de estabelecer níveis de capitais próprios mínimos obrigatórios, em função da exposição ao risco de crédito de cada instituição, de modo a minimizar os riscos bancários e a permitir a comparabilidade internacional das instituições bancárias.

O aumento do peso das carteiras de *trading* (ações, obrigações e instrumentos complexos), a ocorrência de fortes perdas em empresas financeiras, em particular no mercado de derivados, e a emergência de diversos episódios de crise financeira, no final da década de 1990 e no início de 2000, contribuíram para o aumento do risco de mercado, o que terá ajudado à decisão das entidades reguladoras e de supervisão do sistema financeiro internacional de apresentarem diversas propostas, com vista ao reforço da credibilidade e da segurança do sistema financeiro, que culminaram na assinatura da segunda versão do acordo de Basileia II (1996). Se o primeiro acordo teve como objetivo primordial o risco de crédito, o segundo visou o risco de mercado, criando a obrigatoriedade das instituições financeiras manterem níveis de capital prudencial, que permitissem a absorção de perdas potenciais e evitassem situações de falência, garantindo a estabilidade económica e financeira (Manganelli e Engle, 2001). Para além de impor níveis mínimos de capital prudencial, o acordo Basileia II criou a possibilidade de as instituições financeiras disporem de modelos internos de avaliação dos riscos financeiros e de cálculo do Capital Próprio, mediante validação e controlo por parte

das entidades de supervisão. Em 2010, com o mundo a viver a atual e profunda crise financeira, foi assinado um novo acordo, conhecido por Basileia III, sobre a reforma do sistema bancário e das maiores instituições de crédito, apontadas por muitos como as principais responsáveis pela crise iniciada em 2007. Este acordo introduziu algumas mudanças ao segundo acordo, designadamente ao nível das exigências de capital das instituições bancárias e da introdução de padrões de liquidez e de alavancagem.

O aumento do risco de mercado e a ocorrência de diversos acontecimentos típicos de crise reforçaram a necessidade de adoção de sistemas de gestão do risco. De acordo com Phelan (1997) e Jorion (2007), a gestão do risco é um processo integrado de planeamento, organização e controlo das medidas de risco e de tomada de decisão, com o objetivo de minimizar o risco. Este processo envolve a consideração de metodologias de avaliação do risco, de identificação de fatores de risco, de avaliação e estimação da sua magnitude, através da aplicação de medidas de cariz quantitativo, reveladoras do grau de exposição ao risco.

Num nível elementar, um sistema de gestão do risco tem como principal objetivo a determinação do capital prudencial que um investidor deve manter, como colateral à sua posição de investimento, de modo a garantir o cumprimento da sua obrigação financeira (Jorion, 2007). A decisão acerca do capital prudencial, obriga a um compromisso: é que se o capital prudencial for demasiado elevado, conduz a um desincentivo ao investimento, e se o seu nível for pouco exigente ou demasiado baixo, o investidor pode não conseguir cumprir a sua obrigação.

O primeiro passo decisivo na gestão moderna do risco vem da década de 1980, quando Till Guldemann, colaborador do JP Morgan, desenvolveu o conceito e metodologia do *Value-at-Risk* (VaR), em 1994, e em 1994 saíria a metodologia *Riskmetrics*. Em 1996, o Comité de Basileia consideraria a metodologia VaR como uma medida adequada do risco de mercado, tendo autorizado os bancos a utilizarem modelos internos para a sua estimação. De acordo com Jorion (2007), a metodologia VaR revolucionou a gestão do risco, constituindo uma espécie de *benchmark* na análise e gestão do risco de mercado das instituições financeiras, e fornecendo uma estimativa da perda potencial máxima em que estas incorrem, em função da exposição total nas posições de investimento assumidas. Embora a aplicação inicial da metodologia VaR se tenha circunscrito ao risco de mercado, viria a ser utilizada noutros domínios, como na medição dos riscos de crédito, operacional, de liquidez, e risco total de uma empresa, revelando, assim, a sua grande versatilidade.

De acordo com Holton (2002), esta metodologia teve a sua origem em duas linhas de investigação paralelas: a teoria da carteira e os requisitos de capital. Autores como Hardy (1923) e Hicks (1935) discutiram as vantagens da diversificação do investimento. O primeiro exemplo quantitativo do VaR deve-se a Leavens (1945). Markowitz (1952) considerou a

métrica da variância das rendibilidades para medir o VaR. Sharpe (1963) descreveu a medida VaR no seu doutoramento, o que terá levado ao famoso modelo CAPM<sup>21</sup>, de Sharpe (1964), autor que dividiu o risco em dois, o sistemático e o específico, em que o primeiro diz respeito à parte não diversificável do risco, que se traduz em alterações na rendibilidade de ativos, em consequência de variações ocorridas no mercado, e o segundo se refere à componente diversificável do ativo, e que depende das características específicas desse ativo, como a estrutura de capital da entidade emissora, a capacidade de inovação, ou o sentido estratégico, entre outras. Tobin (1958), Treynor (1961), Lintner (1965) e Mossin (1966) lançaram as bases teóricas do VaR e Wilson (1993) publicou uma medida sofisticada de VaR, incorporando o fenómeno da heterocedasticidade e das caudas pesadas. Este trabalho seria considerado um contributo detalhado e pioneiro de aplicação desta medida de risco aos mercados financeiros.

A metodologia VaR permite a estimação da perda máxima, para diversos níveis de confiança, podendo as instituições financeiras analisar o risco de acordo com dois objetivos básicos, estimando a perda máxima “normal” diária de uma carteira (metodologia de RiskMetrics, 1996) e estimando perdas raras e extremas resultantes de situações de turbulência e de stress, impondo níveis de significância mais exigentes, de 1% ou ainda menores.

O cálculo do VaR pressupõe a formulação de hipóteses relativamente à distribuição de probabilidade das rendibilidades dos ativos em carteira, sendo a hipótese de normalidade das rendibilidades a mais utilizada. Contudo, em períodos de instabilidade, com valores extremos e acentuados, como os vividos durante a presente crise financeira, as rendibilidades negativas ocorrem com uma frequência superior à que a hipótese da normalidade pode suportar. Os acontecimentos recentes, que resultaram em quedas acentuadas dos mercados, alertaram os reguladores e gestores de risco para o perigo de subestimar a severidade deste tipo de eventos.

De acordo com Jorion (2000), nas últimas décadas, os mercados financeiros apresentaram volatilidades maiores, obrigando à criação de novas ferramentas e ao delinear de novas estratégias de gestão do risco. O aumento de volatilidade deveu-se a dois fatores: i) Os desenvolvimentos tecnológicos, que vieram permitir a negociação de ativos 24 horas por dia; ii) Os novos desenvolvimentos e paradigmas da teoria financeira, entre os quais o modelo Black-Scholes, desenvolvido na década de 1970. Estes dois fatores permitiram um forte crescimento da negociação de ações e de derivados, o que conjugado com diversos

---

<sup>21</sup> Este modelo combina a hipótese de eficiência dos mercados, de acordo com a qual o preço atual dos títulos transacionados reflete toda a informação disponível (Fama, 1970), com a Teoria da Carteira, pressupondo que o investidor é caracterizado por um comportamento racional e avesso ao risco, que se traduz num modelo de equilíbrio geral. O modelo CAPM é, deste modo, baseado no conceito de equilíbrio de mercado, em que o excesso de rendibilidade esperada de um determinado ativo de risco é proporcional ao excesso de rendibilidade esperada na carteira representativa do mercado.

acontecimentos de crise financeira, terá contribuído para o aparecimento de novas metodologias de gestão do risco, designadamente as ligadas à teoria dos valores extremos.

### 3.2.5.1 Conceito de *Value-at-Risk*

A metodologia VaR representou um importante avanço na gestão financeira do risco. O rápido crescimento do VaR, enquanto metodologia de gestão do risco, deveu-se ao facto de ela proporcionar uma medida consistente do risco, que incorpora várias posições e fatores de risco (Dowd, 2002).

*Value-at-Risk* define-se como o montante máximo que se espera perder, num ativo ou numa carteira de ativos, durante um determinado período de tempo e para um determinado nível de confiança (Best, 1998).

Em termos formais, o VaR pode ser definido do seguinte modo:

$$P[\epsilon L_t > \epsilon VaR_t] = \alpha \quad (3.29)$$

onde  $(1 - \alpha)$  se refere ao nível de confiança e  $L$  à perda, ou seja, ao impacto negativo no valor da carteira.

O VaR também pode ser definido em termos da taxa de rendibilidade logarítmica da carteira de investimento. Dada a probabilidade  $\alpha$ , e assumindo que as rendibilidades de um ativo ou de uma carteira,  $R_{PF}$ , seguem uma distribuição normal, com média zero e desvio-padrão  $\sigma_{PF,t+1}$ , vem

$$P(R_{PF,t+1} < -VaR_{t+1}^\alpha) = \alpha \quad (3.30)$$

$$\Leftrightarrow \Phi(-VaR_{t+1}^\alpha / \sigma_{PF,t+1}) = \alpha \quad (3.31)$$

$$VaR_{t+1}^\alpha = -\sigma_{PF,t+1} * \Phi_\alpha^{-1} \quad (3.32)$$

### 3.2.5.2 Modelos de gestão do risco de mercado baseados no VaR

Para explicar o risco de mercado, recorreremos à abordagem normal, à abordagem t-Student e à teoria dos valores extremos (TVE). Os modelos VaR tradicionais assumem que as rendibilidades seguem distribuições normais independentes e identicamente distribuídas (IID). Nestas condições, o VaR da carteira é definido por (Christoffersen, 2003):

$$VaR_{t+1}^\alpha = -\sigma_{PF,t+1} * \Phi_\alpha^{-1} \quad (3.33)$$

onde  $\Phi_{\alpha}^{-1}$  corresponde ao quantil da distribuição normal estandardizada.

As distribuições das séries temporais financeiras têm-se revelado leptocúrticas e apresentam caudas pesadas, isto é, incluem maior concentração de observações nos extremos do que a distribuição normal, fazendo com que a abordagem normal possa não produzir bons resultados. De acordo com Patev e Kanaryan (2004) e Gençay e Selçuk (2004), as estimativas do VaR, a partir da abordagem normal, calculadas para um nível de confiança de 95%, tendem a ser razoavelmente precisas, mas para níveis de confiança mais elevados (99% ou superiores), tendem a vir subestimadas (as estimativas). Estas insuficiências recomendaram a utilização e desenvolvimento de outras abordagens, como as baseadas na distribuição t-Student e na teoria dos valores extremos (Ho *et al.*, 2000; McNeil e Frey, 2000; Gençay *et al.*, 2003).

À semelhança da distribuição de Gauss-Laplace, a distribuição t-Student é simétrica, com abas com maiores probabilidades do que as da distribuição normal, o que justifica a utilização desta distribuição na estimação do VaR. A distribuição t-Student reúne maior consenso para descrever o comportamento dos ativos financeiros (Jorion (2007), Tsay (2005) e Esch *et al.* (2005), Angelidis *et al.*, 2004; Giot e Laurent, 2003).

Assumindo que as rendibilidades seguem uma distribuição t-Student, o VaR da carteira é dado por (3.34) segundo Christoffersen (2003):

$$\text{VaR}_{t+1}^{\alpha} = -\sigma_{PF,t+1} \sqrt{\frac{d-2}{d}} t_{\alpha}^{-1}(d) \quad (3.34)$$

em que  $t_{\alpha}^{-1}(d)$  é o valor que tem à sua esquerda a probabilidade  $\alpha$  (nível de significância), e se lê da distribuição t-Student, com  $d$  graus de liberdade.

Um dos mais recentes métodos de cálculo do VaR baseia-se na Teoria dos Valores Extremos (TVE), cuja grande vantagem, em comparação com outras abordagens, é permitir um bom ajustamento às abas da distribuição das rendibilidades (Reiss e Thomas, 1997; Danielsson e De Vries, 1997; Embrechts *et al.*, 1997; McNeil, 1998). Esta abordagem granjeou grande popularidade, entre os estudiosos que se dedicam ao estudo de eventos raros, em seguros, finanças e gestão do risco. Longin (2000), McNeil e Frey (2000), Reiss e Thomas (2001) e Coles (2001) desenvolveram contributos significativos na implementação da TVE. Desde o trabalho pioneiro de Longin (1996), a TVE foi utilizada por vários autores, na estimação de riscos extremos, com o intuito de estudar riscos de ativos financeiros (ações, obrigações, *hedge funds*, entre outros), com diferentes distribuições de rendibilidades (normal, de Weibull, Gama e Generalizada de Pareto), mas também para estimar o VaR. Neftci (2000) utilizou a TVE para estudar o mercado das obrigações e taxas de câmbio, Fromont (2005) para estudar o

mercado de ações, Fernandez (2003) para estudar as séries de rendibilidades dos mercados de ações do Chile e dos EUA, e Gençay e Selçuk (2004) para analisarem produtos financeiros de diversos mercados emergentes.

A TVE também tem sido aplicada no âmbito do VaR. McNeil e Frey (2000) concluíram que a TVE produz melhores estimativas das perdas esperadas do que o modelo gaussiano. Velayudoum *et al.* (2009) compararam a performance da TVE, do GARCH e da simulação histórica, no âmbito do modelo VaR, para estudarem o risco do mercado de petróleo, concluindo pela superioridade da primeira. A idêntica conclusão chegaram Assaf (2009) e Vladimir (2009), ao aplicaram a metodologia TVE a índices de mercados emergentes (Egito, Marrocos, Jordânia, Turquia e Rússia). Todos estes trabalhos recorreram a rendibilidades diárias e consideraram amostras diversificadas, que incluíram ciclos de subidas e de descidas dos mercados estudados.

Segundo Christoffersen (2003), o maior risco de uma carteira de ativos é o da ocorrência súbita de uma grande queda única, motivo que devia levar os gestores de risco a focar a sua atenção, especialmente, na modelação das caudas da distribuição das rendibilidades. A TVE permite modelar esses valores extremos. De acordo com esta teoria, os valores extremos da cauda podem ser aproximadamente descritos pela distribuição generalizada de Pareto. As rendibilidades dos ativos parecem aproximar-se da normalidade em prazos longos, mais do que em prazos curtos, como os diários. O pressuposto IID é o menos adequado em prazos curtos, pois os padrões da variância alteram-se com o tempo, donde a necessidade de se corrigir a dinâmica da variância, antes de aplicar a TVE, considerando as rendibilidades estandardizadas da carteira por recurso à expressão 3.35:

$$z_{t+1} = R_{PF,t+1}/\sigma_{PF,t+1} \sim \text{i.i.d.}D(0,1) \quad (3.35)$$

Em muitos casos é, no entanto, razoável assumir que as rendibilidades estandardizadas são IID. No presente trabalho, a abordagem TVE será aplicada às rendibilidades estandardizadas e combinada com modelos de variância condicionada, designadamente os da família ARCH.

### Definição de Teoria do Valor Extremo

Considere-se a probabilidade das rendibilidades estandardizadas,  $z$ , obtida do limiar (*threshold*),  $u$ , ser inferior a um determinado valor  $x$ , tendo em conta que a rendibilidade estandardizada está acima do limiar,  $u$ .

$$F_u(x) \equiv \Pr\{z - u \leq x | z > u\}, \text{ onde } x > u \quad (3.36)$$

Consideram-se as rendibilidades estandardizadas acima de um limiar, tendo em conta que a distribuição,  $F_u(x)$ , depende da escolha do limiar. Usando a definição geral de probabilidade condicional, vem

$$F_u(x) = \frac{P_r\{u < z \leq x + u\}}{P_r\{z > u\}} = \frac{F(x + u) - F(u)}{1 - F(u)} \quad (3.37)$$

Assim, a distribuição das rendibilidades estandardizadas, acima do limiar, pode ser escrita em função da distribuição das rendibilidades estandardizadas,  $F(x)$ .

No âmbito da TVE, os valores extremos à medida que se afastam do limiar,  $u$ , convergem para a distribuição generalizada de Pareto (GPD),  $G(x, \xi, \beta)$ , definida genericamente do seguinte modo:

$$G(x, \xi, \beta) = \begin{cases} 1 - (1 + \xi x / \beta)^{-1/\xi}, & \text{se } \xi \neq 0 \\ 1 - \exp(-x / \beta), & \text{se } \xi = 0 \end{cases} \quad (3.38)$$

com  $\beta > 0$ , e

$$\begin{cases} x \geq u, & \text{se } \xi \geq 0 \\ u \leq x \leq u - \beta/\xi, & \text{se } \xi < 0 \end{cases} \quad (3.39)$$

em que  $\xi$  é o coeficiente de assimetria,  $\beta$  é o parâmetro escala (*scale*) e  $\mu$  o limiar.

### Estimação paramétrica

Apoiando-nos na metodologia de McNeil (1999), considerem-se os pontos  $x$ , com  $x > u$ , na cauda da distribuição. Fazendo  $y = x + u$ , vem

$$F_u(x) = \frac{F(x + u) - F(u)}{1 - F(u)} \quad (3.40)$$

$$F(y) = 1 - [1 - F(u)][1 - F_u(y - u)] \quad (3.41)$$

Seja  $T$  o tamanho da amostra total e  $T_u$  o número de observações acima do limiar,  $u$ . O termo  $1 - F(u)$  pode, então, ser estimado como a proporção de observações ( $T_u/T$ ) acima do limiar. Por sua vez,  $F_u^*$  pode ser obtido através do estimador de máxima verosimilhança,

das observações estandardizadas, acima de um limiar escolhido. Supondo que  $\xi \neq 0$ , a distribuição vem

$$F(y) = 1 - T_u/T(1 + \xi(y - u)/\beta)^{-1/\xi} \quad (3.42)$$

$$F(F_{1-\alpha}^{-1}) = 1 - \alpha \quad (3.43)$$

$$F_{1-\alpha}^{-1} = \mu[\alpha/(T_u/T)]^{-\xi} \quad (3.44)$$

O VaR é obtido a partir da TVE e do modelo de variância escolhido, com base na seguinte expressão:

$$VaR_{t+1}^p = \sigma_{PF,t+1} F_{1-p}^{-1} = \sigma_{PF,t+1} \mu[\alpha/(T_u/T)]^{-\xi} \quad (3.45)$$

onde  $\alpha$  é o nível de confiança do VaR. Para estimar o VaR, com um nível de confiança  $\alpha$ , utiliza-se o estimador TVE e um ponto de corte  $u$ , de modo a considerar uma percentagem de dados, da cauda esquerda, superior a  $1 - \alpha$ .

### 3.3 Modelação da correlação e das ligações entre os mercados bolsistas

#### 3.3.1 Modelação da semicorrelação

O coeficiente de correlação de Pearson representa os comovimentos médios de subidas e descidas dos mercados. Separar as estimativas das correlações, em função dos diferentes ambientes de rendibilidade, pode ajudar a perceber até que ponto as correlações aumentam ou diminuem quando os preços de mercado estão a subir ou a descer. Erb *et al.* (1994) desenvolveram a metodologia das semicorrelações, que ajuda a perceber a evolução do comovimento de duas variáveis ao longo do tempo. Os autores investigaram as semicorrelações das rendibilidades mensais dos índices bolsistas dos países do G7, no período compreendido entre 1/1970 e 12/1993, usando o cálculo das semicorrelações relativas às rendibilidades de cada par de mercados, com base em dois grupos de sub-conjuntos de dados: *up-up* e *down-down*. Os autores constataram que, para todos os pares de países, os coeficientes das semicorrelações *down-down* foram muito superiores aos coeficientes das semicorrelações *up-up*. A semelhante conclusão chegaram Zimmermann *et al.* (2003), ao estudarem um conjunto alargado de mercados<sup>22</sup>, no período compreendido entre 1/1970 e 8/1998.

<sup>22</sup> O estudo envolveu um conjunto de países composto por: Austrália, Áustria, Canadá, França, Alemanha, Hong-Kong, Holanda, Itália, Singapura, Espanha, Suíça, Reino Unido e EUA.



Para Erb *et al.* (1994), as semicorrelações são calculadas separando o *bull market* do *bear market*, quando ambas as taxas de rendibilidade são inferiores às respectivas médias, a correlação resultante dessas duas séries chama-se correlação *down-down* e quando ambas as taxas de rendibilidades são superiores às respectivas médias, a correlação resultante dessas duas séries é designada por correlação *up-up* e define-se assim:

$$\rho_{x,y} = \frac{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^h n_{ij} (x_i - \bar{x})(y_j - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^k n_i (x_i - \bar{x})^2} \times \sqrt{\sum_{j=1}^h n_j (y_j - \bar{y})^2}} \quad (3.46)$$

para todo o  $x_i > \bar{x}$  e  $y_j > \bar{y}$ ; a correlação *down-down* é obtida para todo o  $x_i < \bar{x}$  e  $y_j < \bar{y}$ .

### 3.3.2 Modelação da correlação condicional dinâmica

O modelo de correlação condicional dinâmica (DCC-GARCH), proposto por Engle (2002) e Tse e Tsui (2002), distingue-se de outros modelos, como por exemplo o de correlação condicional constante, proposto por Bollerslev (1990), por permitir que a matriz de correlação condicional varie ao longo do tempo.

A estimação deste modelo envolve duas etapas, na primeira das quais se estima um modelo GARCH univariado para cada uma das séries e na segunda usam-se os resíduos estandardizados, obtidos na primeira etapa, para obter a correlação condicional.

No modelo DCC-GARCH a matriz de covariâncias condicionais escreve-se como:

$$\Sigma_t = D_t \Gamma_t D_t \quad (3.47)$$

onde

$$D_t = \text{diag}(\sqrt{h_{11,t}}, \sqrt{h_{22,t}}, \dots, \sqrt{h_{nn,t}}) \quad (3.48)$$

$$\Gamma_{t+1} = [\text{diag}(Q_t)]^{-1/2} Q_t [\text{diag}(Q_t)]^{-1/2} \quad (3.49)$$

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha u_{t-1} u'_{t-1} + \beta Q_{t-1} \quad (3.50)$$

e  $h_{it}$  segue um processo GARCH (1,1),  $\Sigma_t$  é a matriz de covariâncias condicional e  $u_t$  é o vetor de valores estandardizados de  $t$ ,  $\Gamma_t$  é a matriz de correlações variáveis no tempo,  $Q_t$  é uma matriz simétrica semidefinida positiva, e  $\bar{Q}$  é a matriz da variância não-condicional de  $u_t$ . Os elementos variáveis no tempo de  $\Gamma_t$ ,  $\rho_{ij,t}$ , são:

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t} + q_{jj,t}}} \quad (3.51)$$

onde  $q_{ij,t}$  é o elemento de  $Q_t$ . Para a definição positiva de  $\Gamma_t$ , a matriz  $Q_t$  tem de ser definida positiva. É de esperar que  $\alpha \geq 0$ ,  $\beta \geq 0$  e  $\alpha + \beta < 1$ , para que a matriz de correlações condicionais seja definida positiva.

A estimação dos parâmetros do modelo DCC-GARCH recorre à estimação de máxima verosimilhança, sob o pressuposto de os erros serem distribuídos normalmente; a função de maximização vem:

$$L(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^T n \log 2\pi + 2 \log |D_t| + \log(\Gamma_t) + u'_t \Gamma_t^{-1} u_t \quad (3.52)$$

### 3.3.3 Modelação de ligações dinâmicas de curto prazo entre os mercados

#### 3.3.3.1 Vetor autorregressivo

Para compreender a interdependência e as dinâmicas das rendibilidades diárias dos mercados, é importante escolher um modelo que mostre claramente como é que a rendibilidade é transmitida de um mercado para outro e que permita analisar a simultaneidade das interações entre os mercados. O Vetor Autorregressivo (VAR), desenvolvido por Sims (1980), é um dos modelos mais apropriados, por permitir estimar um sistema de equações dinâmicas simultâneas, sem impor qualquer restrição prévia na estrutura das relações entre as variáveis.

O modelo VAR em níveis pode exprimir-se do seguinte modo:

$$Y_t = C + \sum_{s=1}^m A_s Y_{t-s} + \varepsilon_t \quad (3.53)$$

em que  $\varepsilon_t \sim N(0, \Omega)$ ,  $Y_t$  é um vetor coluna ( $m \times 1$ ), com as  $m$  variáveis dependentes estacionárias,  $C$  é um vetor coluna ( $m \times 1$ ), da componente determinística,  $A_s$  é a matriz dos parâmetros autorregressivos ( $m \times m$ ),  $m$  é o número de defasamentos, selecionado através dos critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SC), entre outros,  $\varepsilon_t$  é o vetor ( $m \times 1$ ) das perturbações ou das componentes não esperadas, associadas às respetivas variáveis dependentes, designadas na terminologia VAR por inovações, choques, ou impulsos, e que são IID, com distribuição normal, de média zero e variância-covariância  $\Omega$ . As perturbações de cada uma das equações do modelo VAR podem estar contemporaneamente correlacionadas. As covariâncias são dadas pelos elementos não diagonais da matriz  $E(\varepsilon_t \varepsilon'_t) = \Omega$ .

### 3.3.3.2 Testes de causalidade

Com o objetivo de estudar as ligações de curto prazo entre os mercados selecionados e a direção de influência entre estes, recorreremos ao conceito de causalidade à Granger (1969), no sentido definido por Granger (1969), introduzido por este autor, e popularizado por Sims (1972). Este conceito de causalidade assenta no pressuposto de que  $X_t$  causa  $Y_t$ , se a previsão da variável  $Y_t$  for melhorada com a informação adicional e desfasada de  $X_t$ , isto é, se a previsão de  $Y_t$  for mais precisa quando usada a informação referente aos períodos anteriores de  $X_t$  e  $Y_t$ , do que quando se usa apenas a informação de  $Y_t$ . O teste de causalidade de Granger requer a utilização de um modelo VAR, com o objetivo de saber se os desfasamentos de uma outra variável afetam a variável endógena em causa (neste modelo todas as variáveis são endógenas). Este teste recorre ao procedimento *VAR Granger Causality ou Block Exogeneity Wald Test*, que usa a estatística de Wald, para testar a hipótese nula de que os coeficientes das variáveis endógenas desfasadas da variável “causa” são nulos ou não “causam” no sentido Grangeriano a variável dependente. Importa, contudo, realçar que o resultado deste teste apresenta uma elevada sensibilidade ao número de desfasamentos considerados no modelo (Gujarati, 2003), pelo que a primeira preocupação é estimar convenientemente este valor, para se poder chegar a conclusões adequadas.

### 3.3.3.3 Funções impulso-resposta

Para estudar as ligações de curto prazo, entre os mercados bolsistas, são ainda consideradas as funções impulso-resposta (IRF). Ao considerarem todas as variáveis introduzidas no sistema, estas funções proporcionam uma análise dinâmica (variável com o tempo), gerada a partir das estimativas do modelo VAR, permitindo analisar as relações de causalidade verificadas, mesmo quando não sejam detetadas, previamente, relações de causalidade à Granger entre as variáveis (Lutkepohl, 1999).

A função impulso-resposta mostra o modo como uma determinada variável responde, ao longo do tempo, a um aumento não esperado nessa variável (estímulo ou inovação) ou noutra variável incluída no modelo VAR. Dito de outro modo, uma inovação numa determinada variável produz uma reação em cadeia, ao longo do tempo, nas restantes variáveis do VAR, que a função impulso-resposta permite acompanhar e interpretar.

Como referem Lutkepohl e Saikkonen (1997) e Aziakpono (2006), se um processo é ruído branco (com média nula, variância constante e normal), então o VAR estimado pode ser convertido numa representação de média móvel, cujos coeficientes são as respostas aos impulsos nos erros de previsão. A média móvel assume a seguinte forma:

$$Y_t = C + \sum_{s=0}^k B_s \varepsilon_{t-s} \quad (3.54)$$

onde  $Y_t$  traduz a combinação linear do estado atual e do estado passado dos estímulos dos erros de previsão, e o coeficiente  $\beta_s$  expressa a resposta de um índice à inovação de um desvio-padrão, ocorrida  $s$  períodos antes, em qualquer dos índices incluídos no modelo.

No presente trabalho, optámos por recorrer a funções impulso-resposta generalizadas (Koop *et al.*, 1996; Pesaran e Shin, 1998), e por escolher o procedimento de simulação de Monte Carlo, com repetição de 1000 vezes. Esta análise diferencia-se da tradicional análise impulso-resposta “ortogonalizada”, por não depender da ordenação das variáveis no modelo VAR. A abordagem tradicional, como por exemplo a baseada na factorização de Cholesky, para a ortogonalização das inovações do VAR, conduz a diferentes resultados, em função da ordenação de variáveis.

### 3.4 Modelação de ligações de longo prazo entre os mercados

Para analisar as ligações de longo prazo entre os mercados bolsistas internacionais, recorreremos à análise de componentes principais, que é uma técnica estatística multivariada, usada com frequência no estudo de comovimentos dos mercados bolsistas globais. Esta técnica permite combinar diversos mercados bolsistas, em distintos *clusters* ou combinações de componentes principais, em função de similaridades nos seus comovimentos. Em termos de diversificação internacional da carteira de investimentos, mercados que apresentem padrões de comovimento semelhantes não oferecem boas possibilidades de diversificação.

Considere-se um conjunto de  $n$  séries de rendibilidades, resumidas na matriz  $T \times n$  de  $X$ , e  $V$  como a matriz de covariâncias de  $X$ . As componentes principais de  $V$  são as colunas  $T \times n$ , da matriz  $P$ , definida por  $P = XW$ , em que  $W$  é a matriz ortogonal, de tamanho  $n \times n$ , dos valores próprios (*eigenvalues*) de  $V$ . O sistema original das rendibilidades correlacionadas é transformado num sistema de rendibilidades ortogonais  $P$ , não correlacionadas entre si, as chamadas componentes principais.

O principal interesse da análise de componentes principais é o de utilizar apenas um conjunto reduzido de componentes principais, para representar as variáveis originais  $X$ . Com este objetivo,  $W$  é ordenada de modo a que a sua primeira coluna tenha o maior valor próprio de  $V$ , a segunda coluna de  $W$  tenha o segundo maior valor próprio de  $V$ , e assim sucessivamente.

A  $m$ -ésima componente principal é a  $m$ -ésima coluna de  $P$ , ou seja, a coluna derivada da  $m$ -ésima coluna de  $W$ . Quando as colunas de  $W$  são ordenadas, como referido anteriormente, o somatório do quadrado dos elementos, na componente principal, é o maior  $m$ -ésimo valor próprio de  $V$ , dado por  $\lambda_m$ . A variação total, em  $X$ , é dada pelo somatório dos valores próprios de  $V$ ,  $\lambda_1 + \lambda_2 \dots + \lambda_n$ , e a proporção desta variação total, que é explicada

pela  $m$ -ésima componente principal, é dada pela expressão  $\lambda_m(\lambda_1 + \dots + \lambda_n)^{-1}$ . Entre estas, a primeira componente principal  $k$  mede a proporção da variação total no sistema, sendo dada pela relação  $\frac{\lambda_1 + \dots + \lambda_k}{\lambda_1 + \dots + \lambda_n}$ .

A escolha de  $k$ , pode ser feita para capturar uma proporção fixa da variação. Em alternativa, esta escolha define o número de componentes principais, para depois se procurar que parte da variação pode ser capturada por estas componentes.

Quando as primeiras  $k$  colunas de  $P$  são utilizadas como colunas de uma matriz  $P^*$ ,  $T \times k$ , ajusta-se numa aproximação das rendibilidades originais, em termos das primeiras componentes  $k$ , com  $X \approx P^*W^{*'}$ , onde  $W^*$  é a matriz  $n \times k$ , cujas  $k$  colunas são dadas pelos primeiros  $k$  valores próprios. Esta aproximação pode ser feita de forma tão precisa quanto desejado, através do aumento de  $k$ .

Na seleção das componentes principais, recorre-se ao critério de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), sendo retidas as componentes principais estatisticamente significativas, cujos valores próprios sejam superiores a 1. Para se conseguir uma melhor interpretação das componentes principais, é utilizado o método de Varimax, para efetuar a rotação dos eixos fatoriais. Este método tem como objetivo a obtenção de uma estrutura fatorial, em que cada uma das variáveis se associe fortemente a um único fator e pouco aos restantes fatores.

No âmbito da presente investigação, a análise de componentes principais foi aplicada a cada sub-período separadamente, para se perceber do impacto da crise financeira global nos padrões de comovimento dos mercados bolsistas.

Para avaliar a qualidade dos resultados estimados, recorreremos a três metodologias, designadamente o critério de Kaiser-Meyer-Olkin, o teste de esfericidade de Bartlett e a matriz anti-imagem:

- i) O critério de adequação de Kaiser-Meyer-Olkin, proposto por Kaiser (1970) e Kaiser e Rice (1974), mede a homogeneidade das variáveis, através da comparação das correlações simples com as correlações parciais, variando a respetiva estatística entre zero e um. De acordo com Sharma (1986) e Pestana e Gageiro (2000), a qualidade da análise de componentes principais pode aferir-se pela tabela 3.1.

**Tabela 3.1: Qualidade da análise de componentes principais**

Valor do critério de KMO	Recomendação relativamente à análise
]0,9 – 1,0]	Excelente
]0,8 – 0,9]	Boa
]0,7 – 0,8]	Média
]0,6 – 0,7]	Medíocre
]0,5 – 0,6]	Mau, mas ainda aceitável
$\leq 0,5$	Inaceitável

- ii) O teste de esfericidade de Bartlett, testa a hipótese nula da matriz de correlações ser a matriz identidade, contra a hipótese alternativa da matriz de correlações ser diferente da matriz identidade;
- iii) A matriz anti-imagem avalia a adequação de cada variável na análise de componentes principais. Valores pequenos de uma variável, inferiores a 50%, na diagonal principal da matriz anti-imagem, podem conduzir à eliminação dessa variável da análise. Em termos de utilização da análise de componentes, os valores da diagonal principal deverão ser elevados, enquanto os valores fora da diagonal, que expressam o simétrico da matriz de correlações, deverão ser pequenos (Pestana e Gageiro, 2000).

### 3.5 Síntese do capítulo

Nas últimas décadas, a modelação e a análise dos mercados financeiros foram intensamente investigadas e receberam uma considerável atenção por parte dos participantes de mercado. Esta intensa investigação reflete a importância da volatilidade no âmbito do investimento e da gestão do risco. É reconhecido por profissionais e académicos que a volatilidade não é diretamente observável, mas também que a volatilidade dos ativos financeiros exhibe *clusters* de volatilidade, efeito assimétrico e excesso de volatilidade. Para capturar as características da volatilidade, foram desenvolvidos diversos modelos e metodologias. Zimmermann *et al.* (2003) desenvolveram uma metodologia para diferenciar a volatilidade, em função da ocorrência de ambientes de subida e de descida dos mercados. Alizadeh *et al.* (1999), Parkinson (1980), Garman e Klass (1980) e Rogers e Satchell (1991) desenvolveram estimativas de volatilidade que consideram informação intradiária, acerca da trajetória dos preços dos ativos, que os modelos baseados na rendibilidade diária não permitem incorporar.

Os modelos econométricos tradicionais baseiam-se no pressuposto de homocedasticidade. Contudo, em diversas situações, tal pressuposto não traduz a realidade. Engle (1982) propôs o modelo autorregressivo de heterocedasticidade condicionada (ARCH), que acomoda a variabilidade da volatilidade. De acordo com este modelo, a variância condicional da taxa de rendibilidade de um ativo financeiro é variável no tempo e é função linear dos erros quadráticos desfasados. Mais tarde, Bollerslev (1986) apresentou o modelo GARCH, que é uma generalização do modelo ARCH, e que permite ultrapassar a principal limitação deste último, que é pouco parcimonioso, permitindo também acomodar o fenómeno dos *clusters* de volatilidade. Posteriormente, Nelson (1991) propôs a versão exponencial do modelo GARCH

(EGARCH) e Zakoian (1994) propôs o modelo TGARCH. Estas duas propostas permitiram suprir a principal limitação do modelo GARCH, de simetria dos choques sobre a volatilidade, ao considerarem a variância condicional como função assimétrica do vetor dos resíduos. Para estudar a relação entre a rentabilidade esperada e a volatilidade esperada e acomodar o efeito assimétrico sobre a volatilidade, foi desenvolvido o modelo EGARCH-in-Mean (Nelson, 1991), o qual pode pressupor diversas distribuições para os termos dos erros, como são a distribuição normal, a distribuição t-Student e a distribuição dos erros generalizada, entre outras.

Com o objetivo de analisar a transmissão de volatilidade, diversas metodologias têm sido aplicadas. A mais utilizada é a dos modelos autoregressivos de heterocedasticidade condicionada, inspirados no trabalho de Bollerslev (1986), que deram origem ao modelo GARCH-VECH, desenvolvido por Bollerslev *et al.* (1988).

Para analisar as ligações entre mercados, Erb *et al.* (1994) desenvolveram uma metodologia, designada por semicorrelações, que ajuda a perceber a ligação linear entre duas variáveis ao longo do tempo, permitindo diferenciar os ambientes de rentabilidades dos mercados, ao contrário da habitual medida de correlação, proporcionada pelo coeficiente de correlação de Pearson, que representa os comovimentos médios, de subidas e descidas dos índices dos mercados. Diversos estudos, acerca do comportamento dos mercados, têm concluído que as ligações lineares entre os mercados aumentam quando estes descrevem movimentos de queda.

Para acomodar a heterocedasticidade condicionada, foram desenvolvidos diversos modelos. Destes, destaca-se o modelo de correlação condicional dinâmica, proposto por Engle (2002) e Tse e Tsui (2002), que permite que a matriz de correlação condicional seja variável no tempo.

Para estudar as interdependências, as dinâmicas e a simultaneidade das interações entre as rentabilidades diárias dos mercados, foi apresentado o vetor autoregressivo (VAR), desenvolvido por Sims (1980), que permite estimar um sistema de equações dinâmicas simultâneas, sem estabelecer restrições prévias na estrutura das relações entre as variáveis. Com base nesta proposta, foram apresentados os testes de causalidade, baseados no procedimento *VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests*, que avalia a significância conjunta de cada variável endógena desfasada, em cada uma das equações do VAR, mas também a significância do contributo conjunto de todas as variáveis endógenas desfasadas na equação. Recorrendo ainda ao modelo VAR, foram apresentadas as funções de impulso-resposta generalizadas, introduzidas por Koop *et al.* (1996) e Pesaran e Shin (1998).

Para analisar as ligações e a ocorrência de comovimentos de longo prazo, foi apresentada a análise de componentes principais, que permite agrupar variáveis em distintos *clusters* de componentes principais, em função da trajetória de movimentos descrita pelas variáveis.

O aumento da complexidade dos produtos financeiros e a ocorrência de fortes perdas financeiras, em consequência de episódios de crise financeira, com impacto à escala global, terá criado a necessidade de apresentação de propostas por parte das entidades reguladoras e de supervisão do sistema financeiro internacional, com vista à credibilização e ao reforço da segurança do sistema financeiro, que culminaria na assinatura das várias versões dos chamados acordos de Basileia. A metodologia privilegiada nestes acordos, como medida do risco de mercado, seria o *Value-at-Risk*, que se tornaria numa espécie de *benchmark* na análise e gestão do risco de mercado, fornecendo uma estimativa da perda potencial máxima em que os investidores incorrem, em função da sua exposição às várias posições de investimento. Das diversas metodologias disponíveis para estimação do VaR, seleccionámos a abordagem gaussiana, a abordagem t-Student e a teoria do valor extremo. De acordo com diversos autores, a grande vantagem da teoria dos valores extremos, face a outras abordagens, nomeadamente as alicerçadas na distribuição normal, é a de permitir um bom ajustamento às caudas da distribuição das rendibilidades (Reiss e Thomas, 1997; Danielsson e De Vries, 1997; Embrechts *et al.* 1997; McNeil, 1998). Uma vez que o maior risco que recai sobre uma carteira de investimento é o de uma queda negativa repentina de elevada dimensão, torna-se importante a utilização de uma abordagem que acomode as rendibilidades mais extremas, daí que a teoria dos valores extremos se tenha transformado numa importante peça para estimar o risco de mercado, tendo conquistado grande popularidade em diversas áreas de estudo, designadamente na estimação do VaR.



# Capítulo 4 - Aplicação empírica, resultados e discussão

## 4.1 Introdução ao capítulo

Este capítulo apresenta os resultados obtidos na aplicação empírica da investigação, consoante as metodologias usadas no tratamento das séries financeiras, as respetivas fontes de informação, o período amostral considerado, a evolução dos índices e das suas rendibilidades, as estatísticas descritivas, bem como algumas das principais propriedades estatísticas das séries de rendibilidades.

Na secção 4.2 é apresentada a amostra e os dados considerados na análise empírica. Nas duas secções seguintes é analisada a evolução dos índices, quer em níveis quer das taxas de rendibilidades diárias, são estudados os padrões de flutuação das taxas de rendibilidades, são analisadas as principais propriedades estatísticas das séries de rendibilidades, nomeadamente a estacionaridade, a autocorrelação, a reversão à média, a heterocedasticidade condicionada, a linearidade e a dependência de longo prazo, recorrendo a diversos testes estatísticos.

Na secção 4.5 investigam-se as ligações de curto e de longo prazos entre as rendibilidades dos mercados bolsistas, bem como a eventual existência de contágio entre mercados, em consequência da crise financeira global atual, recorrendo a diversas metodologias.

Para estudar as relações entre as rendibilidades logarítmicas dos mercados, calculam-se os coeficientes de correlação não condicionais, os rácios de verosimilhança das matrizes formadas por estes e os coeficientes de correlação dos padrões de rendibilidade dos índices, em três sub-períodos.

Com o objetivo de investigar a eventual presença de assimetrias nas correlações, recorre-se à proposta de Erb *et al.* (1994), que envolve o cálculo das semicorrelações, diferenciando as ligações entre os mercados, em função das diferentes rendibilidades, no sentido de perceber em que medida essas ligações aumentam ou diminuem quando o mercado está a valorizar ou a desvalorizar.

De modo a analisar as ligações entre os mercados bolsistas e a eventual ocorrência de um episódio de contágio, com a emergência da crise financeira global, estimamos o modelo DCC-GARCH, proposto por Engle (2002) e Tse e Tsui (2002), que é consistente com o pressuposto de heterocedasticidade condicionada e que permite uma análise da dinâmica das ligações entre os mercados, recorrendo à estimação de coeficientes de correlação condicionais bivariados. Este modelo apresenta uma vantagem diferenciadora face a outros modelos, por incorporar a variabilidade no tempo da correlação entre dois mercados, em função das condições de volatilidade ou de instabilidade desses mesmos mercados.

Para investigar as relações dinâmicas entre as rendibilidades dos mercados, recorreremos a um vetor autorregressivo, a partir do qual são estudadas as relações de causalidade, recorrendo a um VAR - Vector autorregressivo em níveis - e ao teste de exogeneidade de Wald, de modo a avaliar a significância conjunta dos coeficientes das variáveis “precedentes” ou “causa”, em cada equação do modelo VAR. No sentido de aprofundar a análise dos movimentos de curto prazo dos mercados bolsistas, recorreremos também a funções impulso-resposta generalizadas, a um impulso ou inovação, de amplitude equivalente a um desvio-padrão.

A análise de componentes principais é usada para estudar as ligações de longo prazo entre as rendibilidades dos mercados, em cada sub-período amostral. Esta abordagem considera a retenção de fatores com valores próprios superiores à unidade e o método Varimax para a rotação dos fatores, com o objetivo de facilitar a interpretação, sendo também considerado o critério de Kaiser-Meyer-Olkin, para graduar a qualidade da ACP, e usado o teste de Esfericidade de Bartlett e a matriz anti-imagem para validar a qualidade dos resultados.

Na secção 4.6 é modelado o risco dos mercados. Para tal, recorreremos a estimativas de semivolatilidade, de volatilidade intradiária, de heterocedasticidade condicionada e de *Value-at-Risk*. Quanto à estimação da semivolatilidade, consideramos a proposta de Zimmermann *et al.* (2003), que permite diferenciar os movimentos de subida dos de descida, para verificar da presença de efeito assimétrico nos mercados, mas também recorreremos a testes à igualdade de variâncias, para saber do impacto da Crise Financeira Global. Relativamente à volatilidade intradiária, adotamos as metodologias propostas nos trabalhos de Parkinson (1980), Garman e Klass (1980), Rogers *et al.* (1994) e Alizadeh *et al.* (1999), que incorporam informação adicional acerca da dinâmica e dos movimentos de volatilidade dos índices, e aplicamos testes à igualdade de médias e das variâncias. Para modelar a volatilidade diária, recorreremos a modelos de heterocedasticidade condicionada, generalizados GARCH) e exponenciais (EGARCH), que permitem lidar com a variabilidade da volatilidade no tempo, os *clusters* de volatilidade e o efeito assimétrico, habitualmente presentes nos índices dos mercados bolsistas. Investigamos a persistência, a sensibilidade, a presença de efeito assimétrico e analisamos a evolução da volatilidade, recorrendo a testes à igualdade de médias e de variâncias. Para validar os modelos de heterocedasticidade condicionada, aplicamos os testes de *Ljung-Box* e ARCH-LM. Por último, estimamos o *Value-at-Risk*, de acordo com as especificações normal e t-Student e a teoria dos valores extremos.

Na secção 4.7 são analisadas as dinâmicas da volatilidade e a sua transmissão entre os mercados bolsistas, calculamos os coeficientes de correlação contemporânea, relativos às séries de volatilidade intradiária dos índices europeus, bem como os coeficientes de correlação contemporânea das séries de volatilidade condicionada diária dos índices. A partir das matrizes dos coeficientes de correlação, são calculados os rácios de verosimilhança. No sentido de perceber da existência de situações de contágio entre os mercados, são aplicados testes à igualdade dos coeficientes de correlação contemporânea.

De modo a analisar a existência de comovimentos de longo prazo, na volatilidade intradiária e na volatilidade diária dos índices bolsistas, é aplicada a análise de componentes principais, considerando os fatores com valores próprios superiores à unidade e o método Varimax para a rotação dos fatores, são considerados o critério de KMO- Kaiser-Meyer-Olkin e o teste de Esfericidade de Bartlett, bem como é construída a matriz anti-imagem, para apreciar a qualidade dos resultados da ACP.

Para investigar a transmissão de volatilidade intradiária entre os mercados europeus, recorreremos a um vetor autorregressivo, com base no qual se pretende avaliar da significância das relações de causalidade. Este procedimento permite avaliar a significância conjunta de cada variável endógena desfasada, em cada uma das equações do VAR, mas também a significância conjunta de todas as variáveis endógenas desfasadas na equação. De modo a obter evidências adicionais acerca dos mecanismos de transmissão dos movimentos de curto prazo dos mercados bolsistas, recorreremos a funções impulso-resposta generalizadas das volatilidades intradiárias dos índices, de amplitude correspondente a um desvio-padrão. Com o objetivo de analisar o processo de transmissão de volatilidade condicionada diária, entre os doze mercados, recorreremos a um modelo multivariado de heterocedasticidade condicionada, de acordo com a especificação MGARCH (1,1), diagonal VECH, desenvolvida por Bollerslev *et al.* (1988).

Com o objetivo de estudar a relação entre a volatilidade condicionada e a rendibilidade dos índices, nos três sub-períodos amostrais, na secção 4.8 recorreremos ao modelo EGARCH-in-Mean, desenvolvido por Nelson (1991), considerando três distribuições para os termos dos erros: a distribuição normal, a distribuição t-Student e a distribuição generalizada dos erros. Por último, para aprofundar a influência do mercado dos EUA na volatilidade dos restantes índices, na secção 4.9 consideramos o volume de negociação deste mercado, enquanto variável explicativa da volatilidade.

Por último, na secção 4.10 é apresentada uma síntese do estudo empírico desenvolvido neste capítulo.

## **4.2 População, amostra e dados**

No sentido de analisar o contexto dos mercados bolsistas, nomeadamente as interdependências, as dinâmicas e o risco, foram selecionados 12 índices representativos dos mercados internacionais, concretamente índices europeus, não europeus, desenvolvidos e emergentes, de acordo com a classificação atribuída pela Morgan Stanley Capital International. Em 2010, o conjunto formado por estes índices representava 62% da capitalização bolsista mundial, como pode ser visto na tabela 4.1. O conjunto de mercados desenvolvidos incluiu mercados europeus e não europeus. Do contexto europeu, foram escolhidos os mercados da Alemanha (DAX 30), da França (CAC 40), da Inglaterra (FTSE 100),

da Espanha (IBEX 35), da Irlanda (ISEQ Overall), da Grécia (ATG) e de Portugal (PSI 20). No conjunto de mercados desenvolvidos não europeus foram considerados os mercados dos EUA (Dow Jones), do Japão (Nikkei 225) e de Hong-Kong (Hang-Seng). Relativamente aos mercados emergentes, foram selecionados o Brasil (Bovespa) e a Índia (Sensex).

**Tabela 4.1: Capitalização bolsista dos mercados, em percentagem da capitalização mundial**

	Alemanha	Brasil	Espanha	EUA	França	Grécia	Hong-Kong	Índia	Inglat.	Irlanda	Japão	Portugal
Cap. bolsista	2,5	2,8	2,1	30,5	3,4	0,1	4,8	2,9	5,5	0,06	7,3	0,1
Acumulado	2,5	5,3	7,4	37,9	41,3	41,4	46,2	49,1	54,6	54,66	61,96	62,06

Fonte: World Bank

Os dados relativos às cotações diárias dos índices, os valores de abertura, de máximo, de mínimo e de fecho dos diversos mercados foram obtidos junto da Econostats.

Pretendia-se que o período em análise fosse o mais alargado possível. Contudo, à medida que o período temporal aumenta, o número de índices continuamente cotados decresce de forma evidente. Neste sentido, procurou-se encontrar uma amostra que cobrisse os principais momentos de crise financeira, que a história dos mercados documenta. Porém, no caso da crise de 1987 nem todos os índices facultam informação acerca deste período, e muito menos acerca da crise de 1929. Por isso a nossa atenção concentrar-se-á nos períodos das crises mais recentes, designadamente o da crise das empresas tecnológicas e o da crise *subprime* e das dívidas soberanas. Para analisar a crise “Dot-Com” (tecnológicas), considerou-se o período de 4/10/1999 a 31/03/2003. Relativamente à “Crise Financeira Global”, que foi desencadeada nos EUA, com a crise do crédito *subprime*, considerou-se que este teve o seu início no dia 1/08/2007, apontado como o momento em que os mercados financeiros internacionais foram surpreendidos pela crise do *subprime* ou das hipotecas, em consequência da acentuada subida dos CDS’s (Horta *et al.*, 2008; Toussaint, 2008; e Naoui *et al.*, 2010). Para além dos períodos de crise, foi ainda considerado um terceiro período, que corresponde a uma situação de uma certa estabilidade de mercado, entre 1/04/2003 e 31/07/2007, ou seja, ao horizonte temporal compreendido entre as duas crises financeiras, e que designaremos por “Tranquilo”.

Da conjugação das séries originais dos índices selecionados, deparámo-nos com situações em que as sessões apresentaram *missing values*, correspondentes a dias sem cotação. Perante tal circunstância, podia-se optar por ignorar estas “ausências” ou, em alternativa, preencher as “ausências” através, por exemplo, do método de interpolação linear. De acordo com Soares (1994), nenhuma das duas alternativas é perfeita, já que poderão conduzir a tendências locais espúrias, sem sentido económico, adulterando os resultados dos testes estatísticos. Apesar de o autor defender que devem ser selecionados índices que apresentem cotações ininterruptas, como tal não se revelou possível, optou-se por aplicar o procedimento explicado a seguir, em alternativa à consideração de séries de menor frequência, como são as de periodicidade

semanal ou mensal, que acarretaria uma redução da dinâmica associada ao funcionamento dos mercados.

Optou-se por corrigir, parcialmente, as sessões com observações omissas, para preservar a dinâmica inerente à evolução dos índices. O receio de introduzir dinâmicas *espúrias* nas séries, levou-nos a impor limites aos dados a introduzir, limites que dizem respeito, em primeiro lugar, ao número máximo de índices com sessões em falta (limitado a dois mercados) e, em segundo lugar, ao número máximo de observações em falta em sessões consecutivas admitido para cada um dos índices. Nas omissões em sequência, superiores a uma sessão, para um determinado mercado, não se preencheram os *missing values*.

De forma mais concreta, começou-se por selecionar apenas as observações referentes a sessões comuns aos doze índices, num total de 2355 observações para cada um. Posteriormente, para manter a dinâmica da evolução das séries dos índices, adotou-se o procedimento de interpolação linear, para acrescentar as observações em falta. Porém, o procedimento de substituição só ocorreu quando: i) em cada sessão, no mínimo, dez índices cotaram; ii) não se verificou a ausência de cotação, para o mesmo índice, em dois ou mais dias consecutivos. Na tabela 4.2 é apresentado um resumo das observações acrescentadas à amostra, pelo procedimento de interpolação linear.

**Tabela 4.2: Observações Acrescentadas à Amostra por Interpolação Linear**

Nº de países com sessões em falta	Total de sessões em falta	Nº sessões a excluir (porque observações omissas são em sessões consecutivas)	Observações acrescentadas
1	517	51	466
2	90	13	77
3	21	-	-
4	16	-	-
5	8	-	-
6	4	-	-
7	7	-	-
8	11	-	-
9	4	-	-
10	9	-	-
11	15	-	-
Nº Total de observações acrescentadas			620

Fonte: Elaboração própria.

Tendo em consideração a metodologia apresentada atrás, foram acrescentados cotações relativas a 543 sessões. A amostra final fica, assim, composta por 2898 observações diárias, num conjunto global de 34776 observações.

### 4.3 Evolução dos índices

Nesta subsecção é apresentada a análise estatística dos índices, obtida com base nas séries de rendibilidades dos índices. Para estudar o comportamento dos mercados financeiros, Campbell *et al.* (1997) e Tsay (2005) defendem a utilização de séries de rendibilidades em

detrimento de séries de preços, porque os investidores estão sobretudo interessados em conhecer a performance de um ativo ou de uma carteira de ativos e as séries de rendibilidades apresentam propriedades estatísticas que facilitam o tratamento analítico, nomeadamente a propriedade da estacionaridade, não presente habitualmente nas séries de preços. A rendibilidade composta continuamente, considerando a terminologia de Tsay (2005), permite que a rendibilidade multiperíodo corresponda simplesmente ao somatório das rendibilidades compostas de cada período.

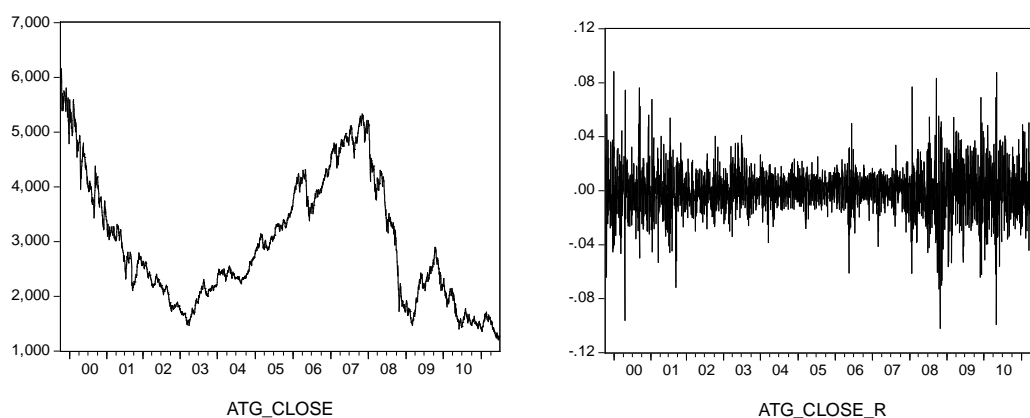
Pelas razões atrás expostas, as séries dos valores de fecho dos índices foram transformadas em taxas de crescimento ou séries nas diferenças dos logaritmos neperianos das rendibilidades corrente e precedente, de rendibilidades logarítmicas, instantâneas ou compostas continuamente,  $r_t$ , através da seguinte expressão:

$$r_t = \ln P_t - \ln P_{t-1} \quad (4.1)$$

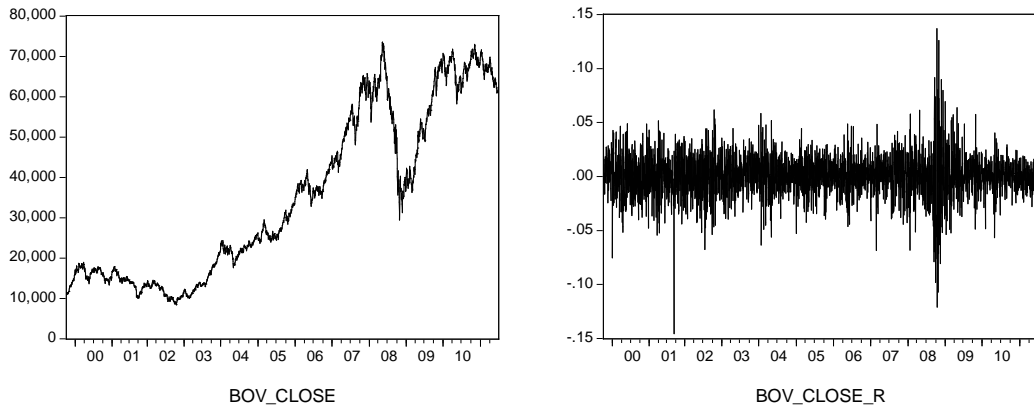
em que  $r_t$  é a taxa de rendibilidade, no dia  $t$ , e  $P_t$  e  $P_{t-1}$  são os valores de fecho das séries, nos momentos  $t$  e  $t-1$ , respetivamente. Na obtenção das taxas de crescimento das rendibilidades, não foram considerados dividendos, *stock-splits*, aumentos de capital, entre outras situações, pois as séries originais consideradas no presente estudo já incorporam essa informação.

Começemos por apreciar a evolução das séries dos índices em níveis e das respetivas taxas de crescimento das rendibilidades. Nas figuras 4.1 a 4.12, é apresentada a evolução dos doze índices bolsistas em níveis (à esquerda) e da respetiva taxa de crescimento da rendibilidade (à direita), no período que vai de 4 de outubro de 1999 a 30 de junho de 2011.

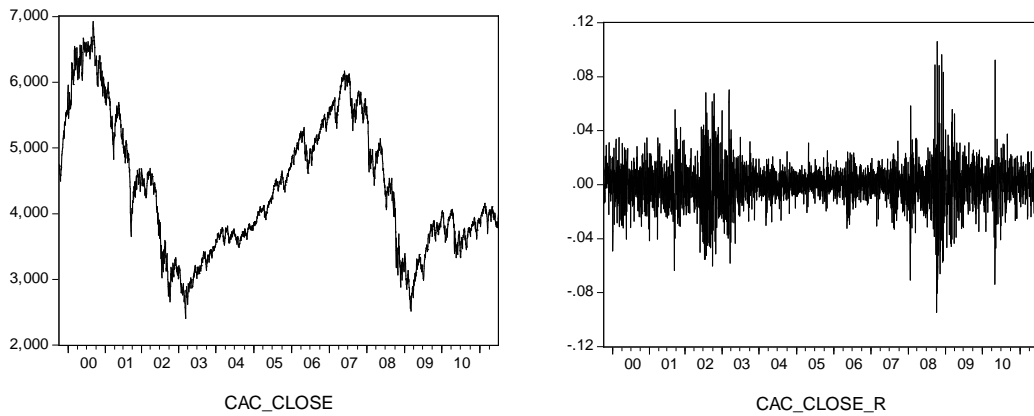
**Figura 4.1: Evolução da cotação e da taxa de crescimento da rendibilidade diária do índice ATG**



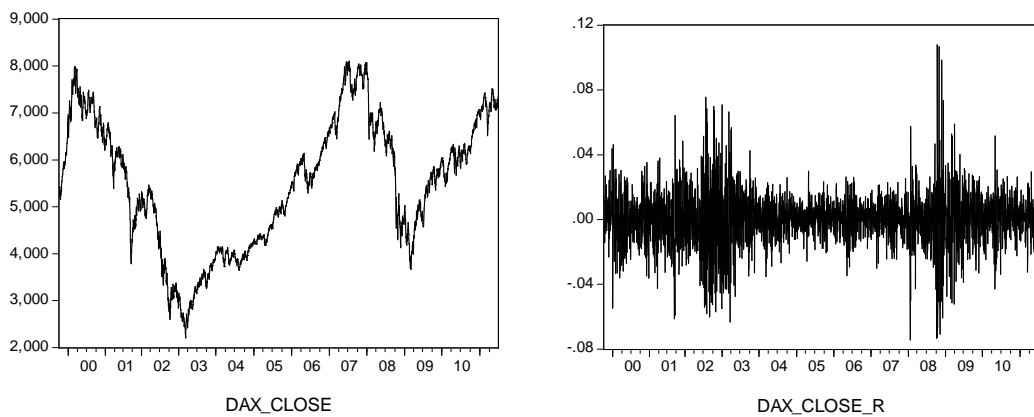
**Figura 4.2: Evolução da cotação e da taxa de crescimento da rentabilidade diária do índice Bovespa**



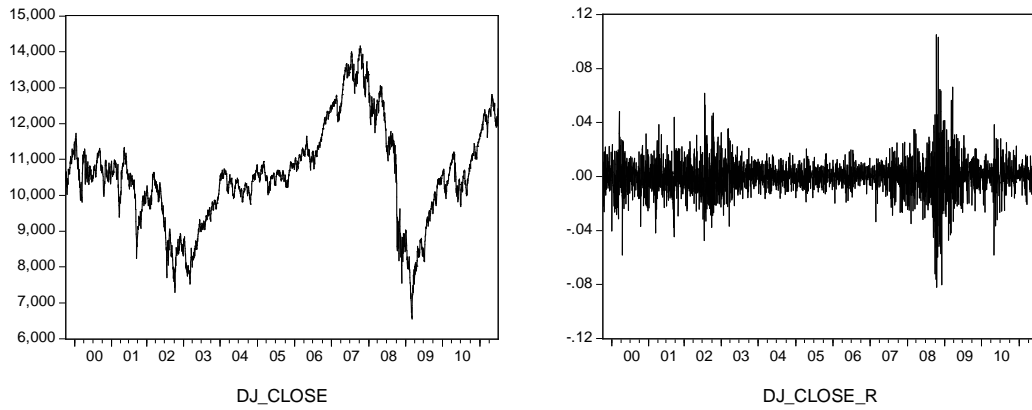
**Figura 4.3: Evolução da cotação e da taxa de rentabilidade diária do índice CAC40**



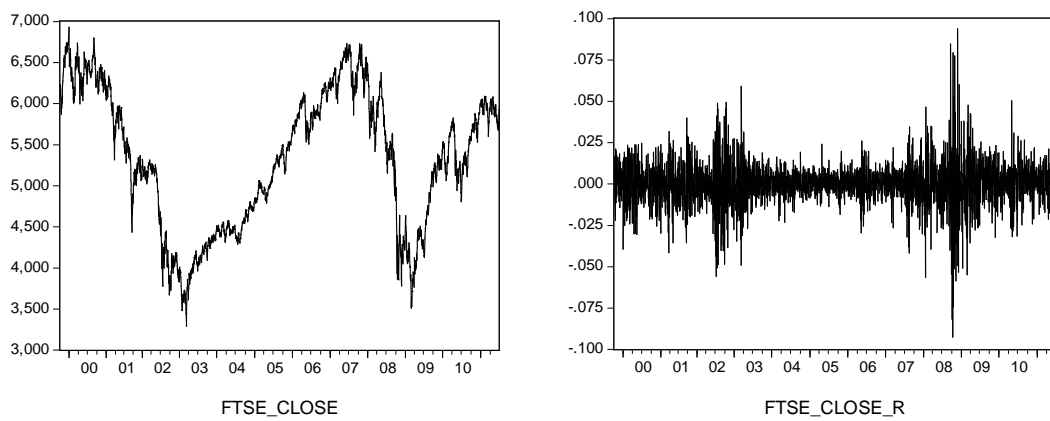
**Figura 4.4: Evolução da cotação e da taxa de crescimento da rentabilidade diária do índice DAX**



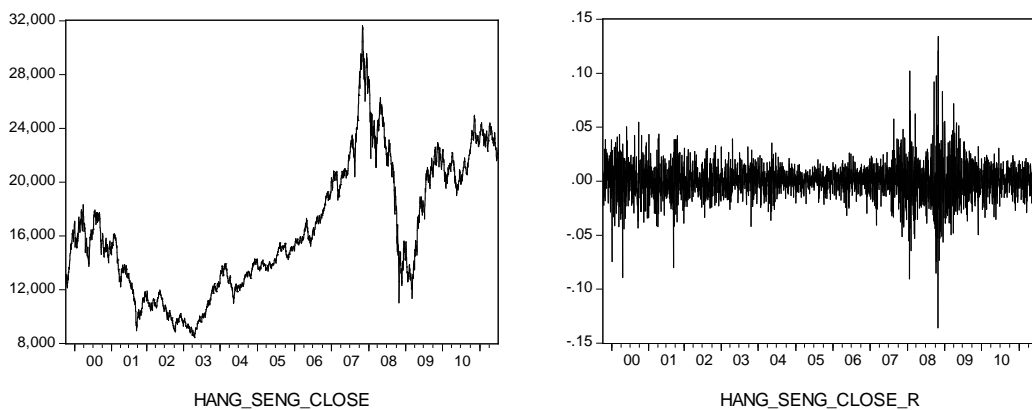
**Figura 4.5: Evolução da cotação e da taxa de crescimento da rentabilidade diária do índice DJ**



**Figura 4.6: Evolução da cotação e da taxa de crescimento da rentabilidade diária do índice FTSE**

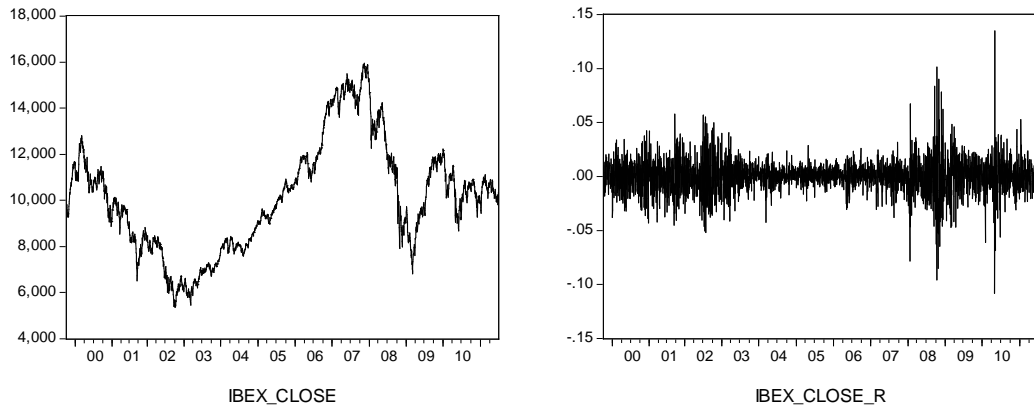


**Figura 4.7: Evolução da cotação e da taxa de crescimento da rentabilidade diária do índice Hang-Seng**

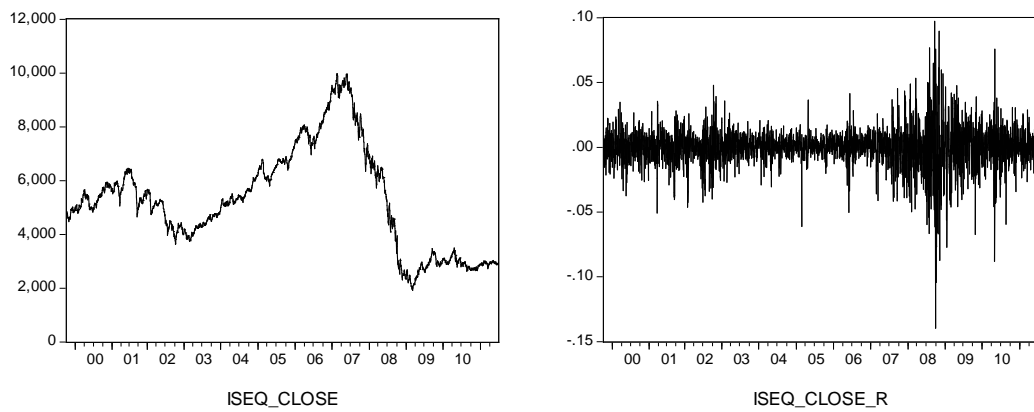




**Figura 4.8: Evolução da cotação e da taxa de crescimento da rentabilidade diária do índice IBEX**



**Figura 4.9: Evolução da cotação e da taxa de crescimento da rentabilidade diária do índice ISEQ**



**Figura 4.10: Evolução da cotação e da taxa de crescimento da rentabilidade diária do índice NIKKEI**

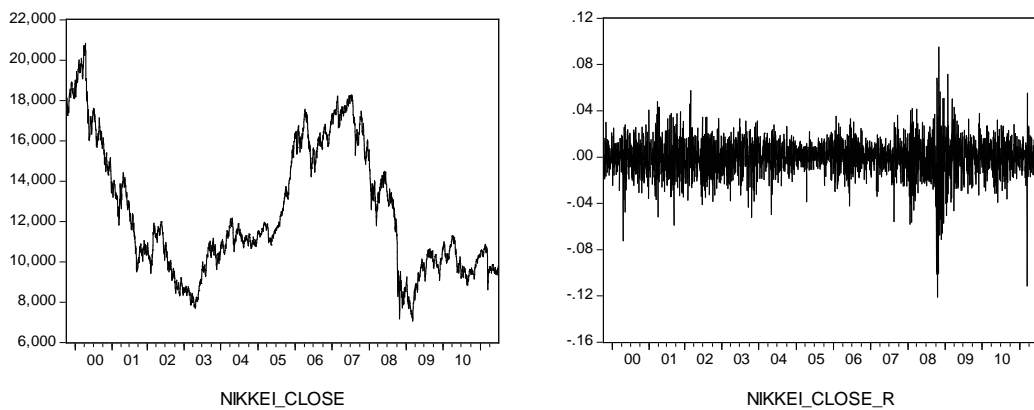


Figura 4.11: Evolução da cotação e da taxa de crescimento da rentabilidade diária do índice PSI20

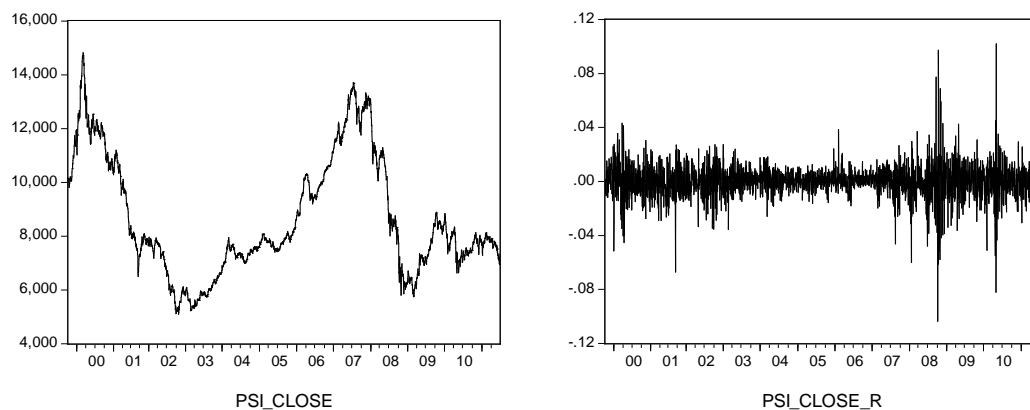
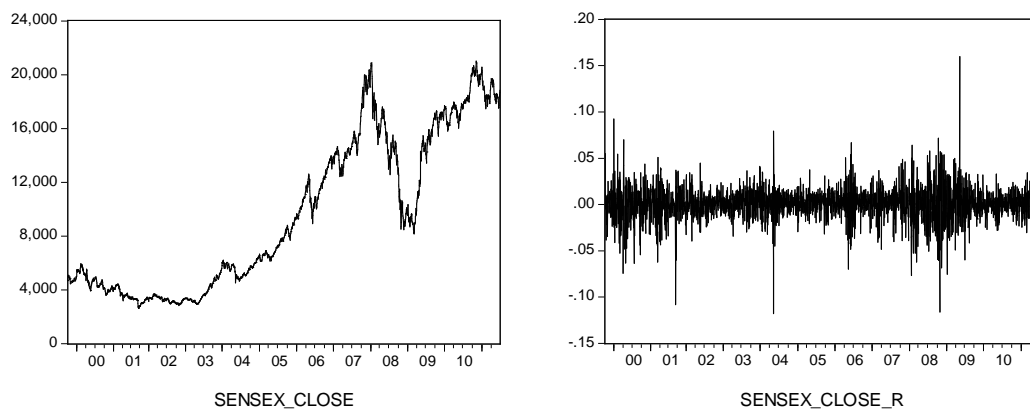


Figura 4.12: Evolução da cotação e da taxa de crescimento da rentabilidade diária do índice SENSEX



A análise gráfica dos índices permite concluir que estes apresentam padrões de comportamento muito semelhantes durante o período amostral, e que estes padrões foram fortemente marcados pela ocorrência dos dois períodos de crise. Os valores dos índices sofreram fortes variações ao longo do período estudado. Porém, apesar das fortes variações, as rentabilidades apresentam características de estacionaridade na média, dando uma primeira indicação de que as séries possam ser estacionárias. Por outro lado, a análise gráfica permite também verificar a existência de um período de *bear market*, entre 1999 e 2003, caracterizado por uma queda acentuada nas cotações dos índices, devido à crise das empresas tecnológicas. Entre 2003 e 2007, assistiu-se a um período de *bull market*, com uma forte subida dos valores dos índices bolsitas, acompanhada por menores níveis de volatilidade, em comparação com o período anterior. Com a emergência da crise *subprime* e, posteriormente, da crise soberana, verificou-se um movimento inverso de queda das cotações dos índices, a par de um acentuado aumento na volatilidade dos mercados.

A análise da evolução das taxas de rendibilidades mostra que a volatilidade tende a concentrar-se em determinados períodos. A um período de uma certa acalmia nos mercados, como foi o compreendido entre 2003 a 2007, sucederam-se outros períodos caracterizados por turbulência e volatilidade, com as taxas de rendibilidades a apresentarem-se em *clusters* de volatilidade. No período analisado, o ano de 2008, foi, em todos os mercados, o que evidenciou um maior grau de concentração de volatilidade, em consequência da crise *subprime*. Este facto empírico de variabilidade da variância no tempo, formando *clusters* de volatilidade, é consistente com os resultados obtidos em numerosos estudos, acerca do comportamento dos mercados financeiros (Brock e de Lima, 1995; Campbell *et al.*, 1997; Mandelbrot, 2006; Chong, 2011; Angabini e Wasiuzzaman, 2011). A verificação empírica dos *clusters* de volatilidade esteve na origem de um dos principais desenvolvimentos na modelação de séries financeiras, em resultado dos já referidos trabalhos de Engle (1982) e Bollerslev (1986), com a introdução dos modelos ARCH, os quais serão estimados mais adiante.

#### 4.3.1 Estatísticas descritivas das séries

Na tabela 4.3 reportam-se as principais estatísticas descritivas das taxas de crescimento das rendibilidades dos doze índices, no período completo e nos sub-períodos Dot-Com (1999-2003), Tranquilo (2003-2007) e Crise Financeira Global (2007-2011).

A análise das estatísticas descritivas permite a conclusão de que apenas no sub-período Tranquilo todos os índices apresentaram rendibilidades médias diárias positivas. Nos restantes sub-períodos, apenas o BOV, no primeiro, e o BOV e o Sensex, no terceiro, apresentaram rendibilidades médias positivas. No período completo, metade dos índices apresentaram rendibilidades médias positivas (BOV, DAX, DJ, HANG, IBEX e SENSEX). O índice BOV foi, na globalidade, o que registou a taxa de rendibilidade média mais elevada (0,6%) e, em simultâneo, o que apresentou o nível de risco mais elevado, medido pelo desvio-padrão (1,9%), denunciando uma relação positiva entre a rendibilidade e o risco. Convém, no entanto, referir que diversos autores têm questionado a validade das medidas tradicionais de avaliação de risco, inspiradas no trabalho de Markowitz (1952), e que se baseiam no desvio-padrão, para aferir o risco associado aos ativos financeiros, dando lugar a novas abordagens, como é o caso do modelo designado por *Value-at-Risk* (Christoffersen, 2003; Jorion, 2007).

Nos diversos períodos amostrais, todas as séries de rendibilidades evidenciaram afastamentos face à hipótese de normalidade, já que o teste de Jarque-Bera<sup>23</sup> permite rejeitar a hipótese nula da normalidade (H0) a favor da alternativa (H1, não normalidade), para o nível de significância de 1%. Adicionalmente, os coeficientes de assimetria e de curtose são estatisticamente diferentes dos de uma distribuição normal (0 e 3, respetivamente). As séries

---

<sup>23</sup> De acordo com este teste, sob a hipótese da normalidade,  $JB = N[A^2/6 + (C - 3)^2/24]$  segue assintoticamente uma distribuição qui-quadrado, com 2 graus de liberdade, onde A e C representam, respetivamente, os coeficientes de assimetria e curtose amostrais e N a dimensão da amostra.

analisadas são, no período completo e nos três sub-períodos, leptocúrticas e assimétricas. Em relação à primeira característica estatística, esta permite perceber se uma parte da amostra se afasta muito da respetiva média, comparativamente com as demais observações da amostra. Em todos os casos, verifica-se um excesso de curtose em relação à distribuição normal, com todos os coeficientes a superarem o valor de referência (3, na distribuição gaussiana). No sub-período Crise Financeira Global, os coeficientes de curtose foram particularmente elevados, na grande maioria dos índices. Apenas os índices ATG e ISEQ não registaram neste sub-período os seus valores mais elevados, o que permite uma primeira indicação da ocorrência de rendibilidades extremas durante este sub-período.

No período completo, a característica de assimetria negativa é verificada em oito índices, com realce para os índices ISEQ (-0,652) e NIKKEI (-0,644). No sub-período Dot-Com, sete índices registaram assimetria negativa, destacando-se, entre estes, o BOV (-0,519) e o SENSEX (-0,424). No sub-período Tranquilo, todos os índices apresentaram assimetria negativa, com exceção do índice PSI, evidenciando-se os índices SENSEX (-0,944) e ISEQ (-0,877). No último sub-período, os índices ATG, FTSE, ISEQ, NIKKEI e PSI apresentaram assimetria negativa. Os índices FTSE, ISEQ e NIKKEI apresentaram esta característica estatística nos três sub-períodos e no período completo.

A característica leptocúrtica das taxas de crescimento das rendibilidades pode também ser verificada nos histogramas apresentados nas figuras 4.1.A a 4.12.A, em apêndice, em que à esquerda se compara a distribuição empírica das taxas de rendibilidades com a distribuição normal, e à direita se apresenta o gráfico dos quantis (QQ plot)<sup>24</sup>.

Todos os histogramas das distribuições empíricas das rendibilidades dos índices realçam a característica leptocúrtica das mesmas. Os gráficos de quantis mostram que a distribuição das taxas de rendibilidades é leptocúrtica e assimétrica ou enviesada. A distribuição é leptocúrtica porque o gráfico tem a forma de “S”, sobre a reta de 45°, e é assimétrica porque o “S” não é simétrico sobre esta reta, evidenciando a existência de relações não-lineares, entre os quantis teóricos e os quantis empíricos, sobretudo nas abas das distribuições, mostrando abas mais pesadas na distribuição empírica, o que também permite rejeitar a hipótese da normalidade (como fez o teste de Jarque Bera, JB).

---

<sup>24</sup> O gráfico Q-Q é um método gráfico frequentemente utilizado na verificação da normalidade de séries temporais, consistindo na comparação gráfica dos quantis teóricos da distribuição normal com os quantis dos dados amostrais.

Tabela 4.3: Resumo das estatísticas descritivas nos três sub-períodos

		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Período Completo	Média	-0,00051	0,00060	-0,00005	0,00012	0,00006	-0,00001	0,00019	0,00003	-0,00017	-0,00020	-0,00011	0,00048
	Mediana	-0,00008	0,00118	0,00033	0,00076	0,00044	0,00034	0,00039	0,00083	0,00065	0,00020	0,00022	0,00118
	Máximo	0,08813	0,13677	0,10595	0,10797	0,10508	0,09384	0,13407	0,13484	0,09733	0,09494	0,10196	0,15990
	Mínimo	-0,10214	-0,14566	-0,09472	-0,07433	-0,08201	-0,09265	-0,13583	-0,10834	-0,13964	-0,12111	-0,10379	-0,11809
	Desvio-padrão	0,01667	0,01932	0,01565	0,01616	0,01262	0,01303	0,01633	0,01526	0,01498	0,01546	0,01168	0,01705
	Assimetria	-0,15472	-0,22306	0,04215	0,06183	0,03196	-0,10526	-0,00772	0,04713	-0,65216	-0,64482	-0,22395	-0,20725
	Curtose	6,97344	7,65149	7,96318	7,20764	10,65968	9,12139	10,84799	9,54413	11,06642	9,01346	12,99583	9,63249
	Jarque-Bera	1917,33	2635,71	2974,28	2138,89	7082,53	4528,46	7434,56	5170,48	8059,51	4565,78	12084,98	5330,69
	Prob.	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)
Dot-Com	Média	-0,00159	0,00002	-0,00067	-0,00090	-0,00031	-0,00061	-0,00047	-0,00058	-0,00023	-0,00094	-0,00077	-0,00050
	Mediana	-0,00202	-0,00036	-0,00052	-0,00055	-0,00027	-0,00046	-0,00080	0,00043	0,00073	-0,00156	-0,00105	0,00028
	Máximo	0,08813	0,06150	0,07002	0,07553	0,06155	0,05904	0,05434	0,05789	0,04775	0,05735	0,04298	0,09251
	Mínimo	-0,09615	-0,14566	-0,06354	-0,06336	-0,05822	-0,05589	-0,08939	-0,05201	-0,05079	-0,07234	-0,06729	-0,10825
	Desvio-padrão	0,01732	0,02054	0,01848	0,02034	0,01394	0,01450	0,01621	0,01706	0,01226	0,01524	0,01199	0,01709
	Assimetria	0,19667	-0,51869	0,07598	0,08432	0,11184	-0,04717	-0,25462	0,12481	-0,32263	-0,05208	-0,35467	-0,42406
	Curtose	6,86158	5,74251	4,15651	4,04117	4,33980	4,37674	5,18774	3,32982	4,54360	3,98860	5,06416	7,29690
	Jarque-Bera	532,35	303,78	48,07	39,31	65,19	67,29	178,28	6,04	98,90	34,92	168,33	677,79
	Prob.	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value* do teste Jarque-Bera.

Tabela 4.3: Resumo das estatísticas descritivas nos três sub-períodos (Continuação)

		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Tranquilo	Média	0,00088	0,00108	0,00056	0,00082	0,00029	0,00045	0,00073	0,00074	0,00061	0,00047	0,00070	0,00123
	Mediana	0,00144	0,00157	0,00051	0,00123	0,00044	0,00081	0,00089	0,00093	0,00076	0,00046	0,00068	0,00188
	Máximo	0,04974	0,05164	0,03065	0,02972	0,02069	0,02605	0,03523	0,02864	0,04151	0,03522	0,03840	0,07931
	Mínimo	-0,06107	-0,06857	-0,03227	-0,03463	-0,03349	-0,03197	-0,04079	-0,03061	-0,06125	-0,04965	-0,01969	-0,11809
	Desvio-padrão	0,00974	0,01540	0,00852	0,00925	0,00651	0,00696	0,00911	0,00798	0,00870	0,01042	0,00582	0,01425
	Assimetria	-0,51602	-0,35159	-0,26161	-0,27716	-0,26048	-0,35941	-0,39105	-0,33769	-0,87734	-0,35734	0,13243	-0,94351
	Curtose	6,14263	4,02281	4,03048	3,70569	4,24676	4,99718	4,59130	4,59264	9,48970	4,51171	5,98635	12,12360
	Jarque-Bera	377,93	53,21	46,14	27,82	63,07	155,62	108,60	103,37	156,11	96,58	310,48	299,82
	Prob.	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)
Crise Financeira Global	Média	-0,00139	0,00015	-0,00038	-0,00003	-0,00006	-0,00007	-0,00004	-0,00037	-0,00110	-0,00058	-0,00062	0,00020
	Mediana	-0,00044	0,00101	0,00004	0,00066	0,00055	0,00010	0,00023	0,00041	0,00000	0,00032	-0,00008	0,00090
	Máximo	0,08735	0,13677	0,10595	0,10798	0,10508	0,09384	0,13407	0,13484	0,09733	0,09494	0,10196	0,15990
	Mínimo	-0,10214	-0,12096	-0,09472	-0,07434	-0,08201	-0,09265	-0,13583	-0,10834	-0,13964	-0,12111	-0,10379	-0,11604
	Desvio-padrão	0,02110	0,02157	0,01827	0,01694	0,01589	0,01621	0,02157	0,01898	0,02136	0,01927	0,01539	0,01970
	Assimetria	-0,14016	0,09567	0,14445	0,21786	0,04696	-0,04249	0,16468	0,12892	-0,45098	-0,80704	-0,02445	0,21001
	Curtose	5,02526	9,23434	8,65830	9,57230	10,27634	8,71452	8,98703	9,82585	7,23413	9,17291	11,02768	9,49248
	Jarque-Bera	169,30	1575,60	1300,04	1757,09	2144,63	1322,85	1456,10	1889,68	759,03	1648,76	2610,06	1714,31
	Prob.	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value* do teste Jarque-Bera.

Os resultados dos testes de normalidade, a característica leptocúrtica e assimétrica das séries, associados à presença de valores extremos (taxas de rendibilidades diárias muito elevadas ou muito baixas), levam-nos a concluir que as séries de rendibilidades analisadas não são normalmente distribuídas. De acordo com Cont (2001), atendendo ao excesso de curtose presente nas séries dos índices, existe uma forte possibilidade de estas apresentarem abas pesadas, o que constitui um indicador de que a probabilidade de haver valores anormais ou extremos é superior à suposta pela distribuição normal e de que pode existir dependência temporal não-linear entre essas rendibilidades.

#### 4.3.2 Análise dos padrões de flutuação das séries

Para analisar os padrões de flutuação das séries, começamos por comparar as subidas e as descidas registadas pelas taxas de rendibilidades dos doze índices, nos diversos sub-períodos amostrais. A tabela 4.4 mostra o número de subidas e descidas descritas pelos índices e o rácio entre os números de subidas e descidas, em cada um dos três sub-períodos.

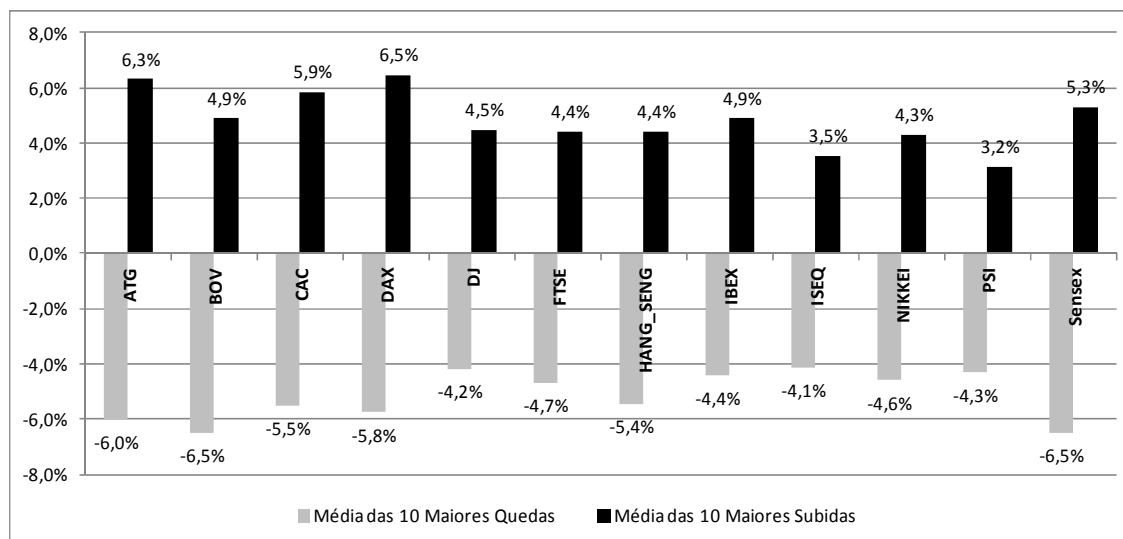
No sub-período “Dot-Com”, o índice ISEQ apresenta o rácio mais elevado entre o número de subidas e o número de descidas, com 1,1, indicando que o número de subidas foi superior ao das descidas em 10%, seguido do SENSEX e do IBEX, ambos com 1,04. Estes três índices foram os únicos a apresentar valores superiores a 1, ou seja, foram os únicos em que o número de subidas foi superior ao número de descidas. Por seu lado, no sub-período “Tranquilo” todos os rácios foram claramente superiores a 1, o que indica que nesse período se viveu um ciclo de subida dos valores dos índices. Os índices que apresentaram valores mais expressivos foram o SENSEX (1,38) e o IBEX (1,34). Por último, no sub-período “Crise Financeira Global”, que foi marcado por quedas acentuadas nos valores dos índices e por uma elevada amplitude entre as maiores subidas e as maiores descidas, apenas três índices europeus apresentaram rácios inferiores a 1 (nº de descidas maior que o de subidas), nomeadamente o ISEQ, o PSI e o ATG. Os índices que registaram rácios mais elevados foram o DJ (1,15) e o BOV (1,14).

**Tabela 4.4: Rácios entre o número de subidas e de descidas, nos três sub-períodos**

		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Dot-Com	Nº de var. posit.	363	419	412	417	414	410	401	432	443	392	395	432
	Nº de var. neg.	485	427	436	431	434	438	446	416	404	456	453	415
	Rácio	0,75	0,98	0,94	0,97	0,95	0,94	0,90	1,04	1,10	0,86	0,87	1,04
Tranquilo	Nº de var. posit.	602	594	573	607	582	584	591	616	599	581	607	625
	Nº de var. neg.	475	482	502	470	494	491	481	460	475	496	470	452
	Rácio	1,27	1,23	1,14	1,29	1,18	1,19	1,23	1,34	1,26	1,17	1,29	1,38
C. F. G.	Nº de var. posit.	473	517	488	505	520	490	490	498	482	495	484	503
	Nº de var. neg.	498	452	484	466	452	482	470	474	486	477	488	469
	Rácio	0,95	1,14	1,01	1,08	1,15	1,02	1,04	1,05	0,99	1,04	0,99	1,07

Para aprofundar a análise dos tipos de padrões de flutuação das séries, foram calculadas as médias das dez maiores subidas e das dez maiores descidas. As figuras 4.13, 4.14 e 4.15 evidenciam esses cálculos, referentes a cada um dos três sub-períodos amostrais, respetivamente.

**Figura 4.13: Média das dez maiores subidas e das dez maiores descidas dos índices, durante o sub-período da crise Dot-Com**

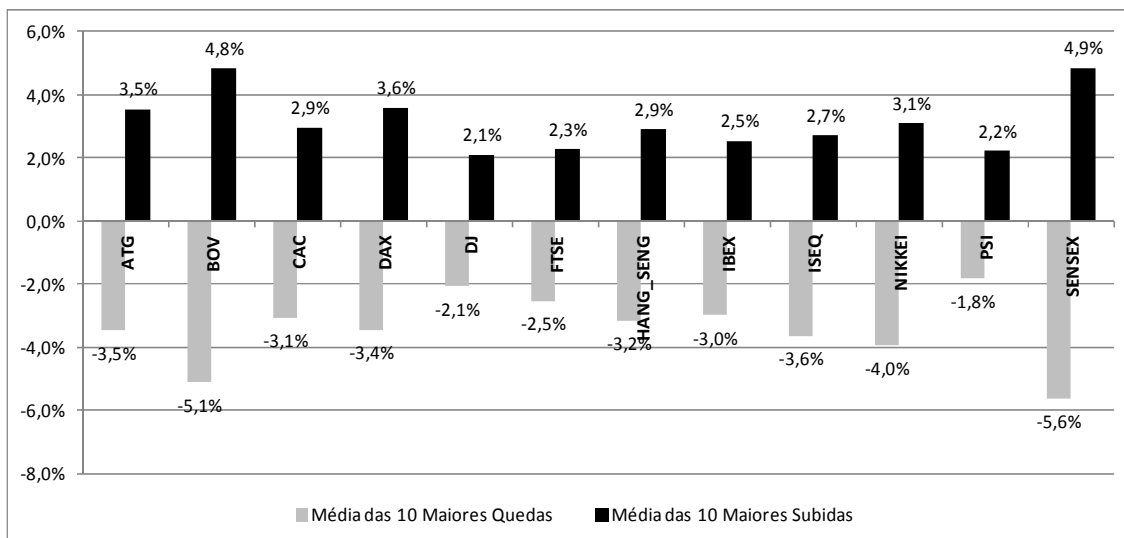


No período “Dot-Com”, cuja análise gráfica é exposta na figura 4.13, os índices DAX e ATG apresentaram as maiores subidas médias, com 6,5% e 6,3%, respetivamente. As maiores descidas médias foram descritas pelos índices BOV (6,5%) e SENSEX (6,5%). Os índices que registaram menor amplitude, entre as subidas e as descidas, foram o PSI20 (7,4%) e o ISEQ (7,7%), seguidos do DJ (8,7%). Em sentido oposto, o ATG (12,3%) e o DAX (12,2%) apresentaram a maior amplitude e, em simultâneo, as maiores subidas médias.

A análise da figura 4.14 permite perceber que no sub-período Tranquilo os mercados emergentes, BOV e SENSEX, registaram, em simultâneo, as maiores subidas e as maiores descidas médias. Porém, em ambos os casos, os valores de tais variações foram inferiores aos do período precedente. Quanto à amplitude entre o nº de subidas e descidas, os índices SENSEX (10,5%) e BOV (9,9%) destacaram-se perante os seus pares, ao apresentarem os valores mais elevados, enquanto os índices PSI (4%) e DJ (4,2%) tiveram a menor amplitude. Contudo, em termos médios, a amplitude de variação foi bastante inferior à do sub-período Dot-Com.

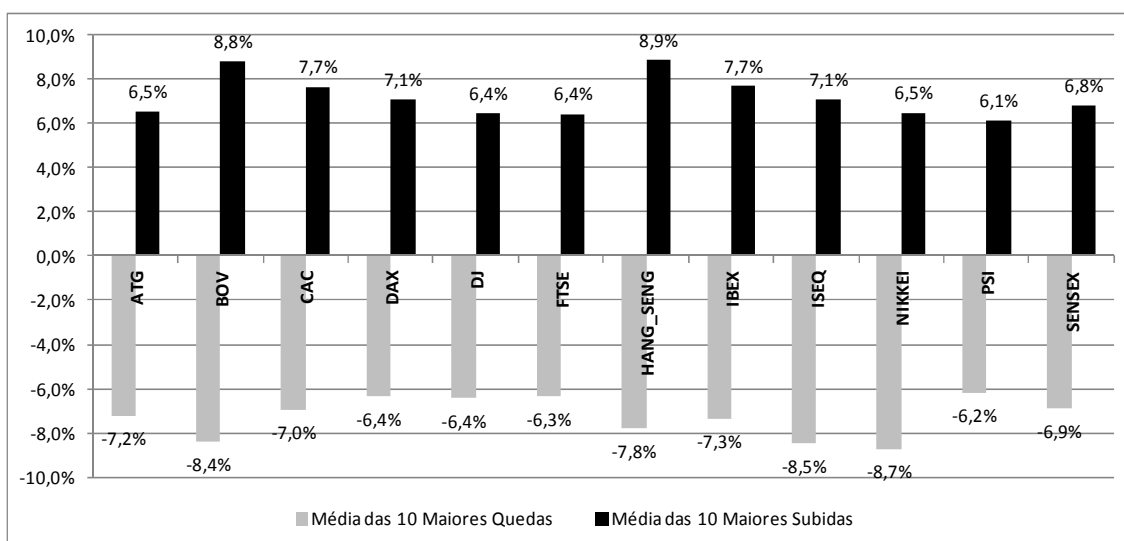


**Figura 4.14: Média das dez maiores subidas e das dez maiores descidas dos índices, durante o sub-período Tranquilo**



Na figura 4.15 são apresentadas as médias das dez maiores subidas e descidas de cada mercado, no sub-período Crise Financeira Global. O índice NIKKEI foi o que apresentou a maior descida média, de 8,7%, seguido do índice ISEQ, com uma descida média de 8,5%. As maiores subidas médias foram protagonizadas pelos índices Hang-Seng (8,9%) e BOV (8,8%). Os índices que apresentaram menor amplitude de variação, foram o PSI (12,3%) e o FTSE (12,8%), seguidos do DJ (12,9%). Em sentido oposto, os índices BOV (17,2%) e o ISEQ (15,6%) apresentaram a maior amplitude. Este sub-período foi, claramente, o que apresentou as amplitudes mais elevadas, com todos os índices a superarem 10% de amplitude, facto que não ocorreu em nenhum dos sub-períodos precedentes, dando uma primeira indicação de ocorrência de *outliers* nos índices bolsistas.

**Figura 4.15: Média das dez maiores subidas e das dez maiores descidas dos índices, durante o sub-período Crise Financeira Global**



Na tabela 4.5 é apresentada a distribuição de frequências das variações de mercado diárias, nos três sub-períodos. Os dados que constam desta tabela mostram, claramente, que variações de maior magnitude ocorreram com mais frequência no sub-período Crise Financeira Global, face aos restantes sub-períodos. As variações de maior magnitude (positivas e negativas) foram mais frequentes nos índices BOV e ATG, com 3,6% das rendibilidades diárias desse período, e no índice HANG, com uma frequência de 3,3%. Em sentido oposto, os índices que apresentaram, com menos frequência, variações de elevada magnitude foram o PSI (1,34%) e o DJ (1,65%).

**Tabela 4.5: Distribuição de frequências das variações de mercado diárias, nos três sub-períodos**

		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Dot-Com	>5%	0,009	0,004	0,011	0,014	0,003	0,001	0,002	0,004	0,000	0,001	0,000	0,006
	3% a 5%	0,028	0,061	0,041	0,044	0,012	0,018	0,029	0,044	0,011	0,022	0,006	0,025
	1% a 3%	0,147	0,264	0,203	0,217	0,133	0,176	0,199	0,196	0,153	0,202	0,153	0,183
	0 a 1%	0,243	0,167	0,231	0,217	0,375	0,289	0,243	0,267	0,360	0,237	0,307	0,297
	0 a -1%	0,309	0,197	0,233	0,206	0,323	0,290	0,282	0,197	0,302	0,288	0,362	0,269
	-1% a -3%	0,222	0,238	0,230	0,231	0,138	0,196	0,216	0,252	0,153	0,221	0,157	0,176
	-3% a -5%	0,033	0,059	0,040	0,054	0,012	0,028	0,025	0,039	0,020	0,026	0,013	0,034
	<-5%	0,008	0,009	0,011	0,017	0,004	0,002	0,004	0,002	0,001	0,004	0,002	0,011
Tranquilo	>5%	0,000	0,002	0,000	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,004
	3% a 5%	0,009	0,024	0,005	0,002	0,000	0,001	0,003	0,001	0,003	0,006	0,001	0,016
	1% a 3%	0,157	0,265	0,132	0,168	0,080	0,073	0,149	0,122	0,109	0,176	0,063	0,218
	0 a 1%	0,393	0,262	0,397	0,392	0,461	0,470	0,401	0,450	0,448	0,357	0,500	0,343
	0 a -1%	0,325	0,238	0,360	0,297	0,392	0,390	0,338	0,345	0,362	0,329	0,395	0,267
	-1% a -3%	0,110	0,175	0,102	0,132	0,066	0,065	0,105	0,078	0,073	0,122	0,042	0,128
	-3% a -5%	0,005	0,031	0,004	0,007	0,001	0,001	0,004	0,004	0,004	0,009	0,000	0,021
	<-5%	0,001	0,004	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,001	0,000	0,003
Crise Financeira Global	>5%	0,012	0,019	0,009	0,009	0,006	0,008	0,015	0,009	0,010	0,011	0,005	0,012
	3% a 5%	0,049	0,034	0,021	0,014	0,022	0,017	0,042	0,027	0,045	0,022	0,012	0,045
	1% a 3%	0,178	0,198	0,201	0,186	0,146	0,173	0,204	0,199	0,200	0,209	0,160	0,193
	0 a 1%	0,248	0,285	0,272	0,311	0,361	0,306	0,255	0,278	0,245	0,267	0,320	0,266
	0 a -1%	0,203	0,234	0,260	0,267	0,277	0,292	0,229	0,240	0,226	0,243	0,294	0,251
	-1% a -3%	0,244	0,158	0,191	0,175	0,157	0,173	0,191	0,201	0,198	0,203	0,179	0,172
	-3% a -5%	0,042	0,056	0,034	0,023	0,021	0,019	0,045	0,035	0,059	0,027	0,021	0,046
	<-5%	0,024	0,017	0,012	0,014	0,010	0,012	0,017	0,012	0,017	0,019	0,008	0,013

Notas: Esta tabela apresenta a distribuição de frequências das variações de mercado diárias, nos três sub-períodos. Os valores representam as percentagens de observações de cada índice que coincidem em cada um dos oito intervalos de variação.

Relativamente às rendibilidades de menor dimensão, positivas ou negativas, inferiores a 1%, os índices que registaram maior frequência foram o DJ (64%) e o PSI20 (61%). Em sentido oposto, o índice ATG apresentou rendibilidades de menor dimensão em 45% das sessões.

Em suma, no sub-período Crise Financeira Global, os índices DJ e PSI20 foram os que apresentaram variações elevadas (superiores a 5%) com menos frequência. Se no caso do índice DJ, o mercado com maior capitalização mundial, os resultados eram esperados, no caso do índice PSI20, um mercado desenvolvido de pequena dimensão, são contrários ao que seria expectável, sobretudo se considerada a situação de retração da economia e o grave problema de financiamento da dívida soberana, que viria a motivar uma intervenção externa.

## 4.4 Análise das propriedades estatísticas das rendibilidades dos índices

### 4.4.1 Estacionaridade das rendibilidades

Em geral, os modelos que recorrem à utilização de séries financeiras supõem que estas são geradas por processos estocásticos.

O pressuposto essencial dos procedimentos de inferência estatística é de que as séries sejam estacionárias, para que as inferências sejam válidas. Se as séries temporais não forem estacionárias, podem dar origem a regressões espúrias, com os coeficientes de determinação elevados, coeficientes de regressão significativos, coeficiente de autocorrelação entre os erros elevado, sugerindo uma forte relação entre as variáveis, embora os resultados estatísticos não correspondam à realidade.

Uma série temporal,  $Y_t$ , diz-se estacionária quando segue um processo dito estocástico, com média, variância e covariâncias constantes no tempo, ou seja, quando:

$$1. E(Y_t) = \mu \text{ (média constante no tempo);} \quad (4.2)$$

$$2. Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \text{ (variância constante no tempo);} \quad (4.3)$$

$$3. Cov(Y_t, Y_{t+k}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] = \gamma_k, \text{ covariância constante para } t \neq k \text{ (covariância depende de } k, \text{ mas não de } t). \quad (4.4)$$

Com a análise visual das figuras 4.1 a 4.12, apresentadas anteriormente, que mostram a evolução das séries em níveis dos valores de fecho e das respetivas taxas de rendibilidades, parece poder admitir-se que a hipótese de estacionaridade das séries das taxas de rendibilidades é verosímil. Nas séries originais das cotações (em níveis), a hipótese de estacionaridade parece inverosímil, em função das tendências evidenciadas. Para confirmar a indicação de estacionaridade das séries de rendibilidades, proporcionada pela análise gráfica, recorreremos aos habituais testes de raízes unitárias.

#### 4.4.1.1 Testes de raízes unitárias

Os testes mais utilizados na apreciação da integração ou não estacionaridade de uma série têm sido os sugeridos por Dickey e Fuller (1979) e Phillips e Perron (1988), entre outros. A diferença entre estes testes decorre da forma de tratar a correlação em série dos resíduos das regressões dos testes. O teste de Dickey e Fuller Aumentado (ADF) pressupõe a estimação dos três modelos seguintes

$$\Delta Y_t = \lambda * Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \delta_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \delta_{t-p+1} + u_t \quad (4.5)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \lambda * Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \delta_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \delta_{t-p+1} + u_t \quad (4.6)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \lambda * Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \delta_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \delta_{t-p+1} + u_t \quad (4.7)$$

onde  $Y_t$  se refere à série estudada e  $Y_{t-j}$  às séries desfasadas da mesma variável. As expressões anteriores são correções paramétricas, que consistem na adição de termos de diferenças desfasadas na equação de regressão, para corrigir a correlação em série de ordem superior.

O teste de Phillips e Perron (PP) sugere uma prova não paramétrica para controlar a correlação em série dos resíduos de ordem superior e estima os três modelos ou expressões do tipo:

$$\Delta Y_t = \lambda * Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + u_t \quad (4.8)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \lambda * Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + u_t \quad (4.9)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \lambda * Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + u_t \quad (4.10)$$

A seleção do número de desfasamentos de cada um dos testes, para apreciação da estacionaridade, é feita com base na minimização das expressões dadas pelos critérios de informação. No caso do teste ADF, os critérios de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) e no caso do teste PP, o critério de Newey-West. Em ambos os testes, é selecionado o lag ou desfasamento que minimiza o respetivo critério de informação.

Nos testes anteriores, a formulação de hipóteses é expressa do seguinte modo:

$$H_0 : \lambda = \beta = 0 \text{ (a série } Y_t \text{ possui raiz unitária ou a série é não-estacionária)} \quad (4.11)$$

$$H_a : \lambda < 0 \text{ e } \beta < 0 \text{ (a série } Y_t \text{ não possui raiz unitária ou é estacionária)} \quad (4.12)$$

As regiões críticas ou de rejeição das hipóteses nulas dos testes são unilaterais direitas.

#### 4.4.1.2 Resultados dos testes de raízes unitárias

Com o objetivo de confirmar a conclusão prévia acerca da estacionaridade das séries de rendibilidades, formada a partir da análise gráfica, aplicamos os tradicionais testes ADF e Phillips-Perron, considerando os três casos nas respectivas equações de regressão: constante determinística sem tendência, constante e tendência determinística e ausência de componentes determinísticas. A hipótese nula dos testes estipula que as séries têm raiz unitária, ou seja, que as séries são integradas de ordem 1, face à hipótese alternativa de as séries não possuírem raiz unitária. As tabelas 4.6, 4.7, 4.8 e 4.9 reportam os resultados dos testes à estacionaridade das séries, no período completo e nos três sub-períodos amostrais, respetivamente.

Para o período completo (tabela 4.6), os testes ADF e PP sugerem, nos três casos considerados, que a hipótese nula de as séries apresentarem raiz unitária pode ser rejeitada, ao nível de significância de 1%, concluindo-se que estas são estacionárias ou I(0).

Relativamente ao primeiro sub-período (Dot-Com), as probabilidades para rejeitar H0 dos testes ADF e PP à não-estacionaridade das séries das taxas de rendibilidades, são, nos três casos considerados e em todos os índices analisados, inferiores a 1% (tabela 4.7), permitindo concluir que todas as séries apresentam estacionaridade, ao nível de significância de 1%, ou seja, são I(0).

**Tabela 4.6: Estacionaridade das séries no período completo - Testes de Raízes Unitárias**

Índices	Estatística ADF			Lags	Estatística Phillips-Perron		
	Constante e sem tendência	Constante e tendência	Ausência de componentes det.		Constante e sem tendência	Constante e tendência	Ausência de componentes det.
ATG	-38,622 (0,000)	-38,615 (0,000)	-38,576 (0,000)	1	-47,941 (0,000)	-47,932 (0,000)	-47,924 (0,000)
BOV	-52,963 (0,000)	-52,955 (0,000)	-52,921 (0,000)	0	-53,005 (0,000)	-52,998 (0,000)	-52,950 (0,000)
CAC	-34,545 (0,000)	-34,539 (0,000)	-34,549 (0,000)	2	-55,887 (0,000)	-55,876 (0,000)	-55,896 (0,000)
DAX	-54,713 (0,000)	-54,711 (0,000)	-54,719 (0,000)	0	-54,731 (0,000)	-54,738 (0,000)	-54,737 (0,000)
DJ	-42,187 (0,000)	-42,184 (0,000)	-42,193 (0,000)	1	-57,378 (0,000)	-57,372 (0,000)	-57,277 (0,000)
FTSE	-27,265 (0,000)	-27,275 (0,000)	-27,270 (0,000)	3	-56,476 (0,000)	-56,477 (0,000)	-56,486 (0,000)
HANG	-53,955 (0,000)	-53,948 (0,000)	-53,957 (0,000)	0	-54,012 (0,000)	-54,005 (0,000)	-54,013 (0,000)
IBEX	-40,572 (0,000)	-40,565 (0,000)	-40,579 (0,000)	1	-54,117 (0,000)	-54,108 (0,000)	-54,127 (0,000)
ISEQ	-50,781 (0,000)	-50,795 (0,000)	-50,784 (0,000)	0	-50,745 (0,000)	-50,754 (0,000)	-50,748 (0,000)
NIKKEI	-53,355 (0,000)	-53,348 (0,000)	-53,354 (0,000)	0	-53,412 (0,000)	-53,405 (0,000)	-53,410 (0,000)
PSI	-38,593 (0,000)	-38,586 (0,000)	-38,595 (0,000)	1	-49,717 (0,000)	-49,709 (0,000)	-49,723 (0,000)
SENSEX	-49,771 (0,000)	-49,770 (0,000)	-49,743 (0,000)	0	-49,652 (0,000)	-49,650 (0,000)	-49,640 (0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

**Tabela 4.7: Estacionaridade das séries no sub-período Dot-Com - Testes de Raízes Unitárias**

Índices	Estatística ADF			Lags	Estatística Phillips-Perron		
	Constante e sem tendência	Constante e tendência	Ausência de componentes det.		Constante e sem tendência	Constante e tendência	Ausência de componentes det.
ATG	-20,706	-20,694	-20,483	1	-24,048	-24,032	-24,011
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
BOV	-27,788	-27,809	-27,804	0	-27,758	-27,782	-27,775
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
CAC	-28,536	-28,643	-28,515	0	-28,835	-29,480	-28,720
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
DAX	-29,332	-29,481	-29,288	0	-29,376	-29,667	-29,310
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
DJ	-29,332	-29,332	-29,335	0	-29,360	-29,364	-29,360
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
FTSE	-29,399	-29,423	-29,363	0	-29,810	-29,909	-29,669
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
HANG	-27,772	-27,806	-27,765	0	-27,753	-27,780	-27,747
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
IBEX	-29,070	-29,084	-29,052	0	-29,102	-29,123	-29,069
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
ISEQ	-25,981	-26,031	-25,988	0	-25,980	-26,030	-25,987
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
NIKKEI	-28,491	-28,482	-28,399	0	-28,498	-28,489	-28,388
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
PSI	-15,429	-15,507	-15,330	2	-25,380	-25,405	-25,307
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
SENSEX	-27,245	-27,229	-27,238	0	-27,220	-27,204	-27,214
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

**Tabela 4.8: Estacionaridade das séries no sub-período Tranquilo - Testes de Raízes Unitárias**

Índices	Estatística ADF			Lags	Estatística Phillips-Perron		
	Constante e sem tendência	Constante e tendência	Ausência de componentes det.		Constante e sem tendência	Constante e tendência	Ausência de componentes det.
ATG	-30,310	-30,340	-29,995	0	-30,354	-30,378	-30,122
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
BOV	-32,340	-32,336	-32,098	0	-32,404	-32,401	-32,093
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
CAC	-35,138	-35,158	-34,930	0	-35,319	-35,395	-34,961
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
DAX	-33,954	-33,968	-33,641	0	-33,970	-33,985	-33,642
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
DJ	-33,474	-33,469	-33,340	0	-33,543	-33,539	-33,354
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
FTSE	-35,619	-35,627	-35,450	0	-35,670	-35,681	-35,444
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
HANG	-31,234	-31,222	-30,969	0	-31,195	-31,181	-30,957
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
IBEX	-33,820	-33,814	-33,491	0	-33,806	-33,800	-33,507
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
ISEQ	-31,150	-31,179	-30,952	0	-31,176	-31,207	-30,995
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
NIKKEI	-32,067	-32,075	-31,954	0	-32,062	-32,069	-31,954
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
PSI	-31,306	-31,298	-30,772	0	-31,373	-31,363	-31,107
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
SENSEX	-24,648	-24,646	-24,257	1	-31,207	-31,201	-30,867
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

**Tabela 4.9: Estacionaridade das séries no sub-período da Crise Financeira Global - Testes de Raízes Unitárias**

Índices	Estatística ADF			Lags	Estatística Phillips-Perron		
	Constante e sem tendência	Constante e tendência	Ausência de componentes det.		Constante e sem tendência	Constante e tendência	Ausência de componentes det.
ATG	-23,249 (0,000)	-23,241 (0,000)	-23,117 (0,000)	1	-28,876 (0,000)	-28,864 (0,000)	-28,697 (0,000)
BOV	-31,405 (0,000)	-31,389 (0,000)	-31,420 (0,000)	0	-31,793 (0,000)	-31,775 (0,000)	-31,808 (0,000)
CAC	-24,732 (0,000)	-24,774 (0,000)	-24,727 (0,000)	1	-33,435 (0,000)	-33,535 (0,000)	-33,421 (0,000)
DAX	-31,767 (0,000)	-31,807 (0,000)	-31,784 (0,000)	0	-31,791 (0,000)	-31,808 (0,000)	-31,808 (0,000)
DJ	-26,465 (0,000)	-26,540 (0,000)	-26,477 (0,000)	1	-35,033 (0,000)	-35,176 (0,000)	-35,050 (0,000)
FTSE	-15,309 (0,000)	-15,342 (0,000)	-15,317 (0,000)	3	-33,281 (0,000)	-33,364 (0,000)	-33,299 (0,000)
HANG	-32,360 (0,000)	-32,348 (0,000)	-32,377 (0,000)	0	-32,507 (0,000)	-32,496 (0,000)	-32,525 (0,000)
IBEX	-24,295 (0,000)	-24,300 (0,000)	-24,294 (0,000)	1	-31,520 (0,000)	-31,531 (0,000)	-31,512 (0,000)
ISEQ	-29,836 (0,000)	-29,912 (0,000)	-29,777 (0,000)	0	-29,883 (0,000)	-30,065 (0,000)	-29,773 (0,000)
NIKKEI	-31,314 (0,000)	-31,331 (0,000)	-31,303 (0,000)	0	-31,492 (0,000)	-31,534 (0,000)	-31,469 (0,000)
PSI	-29,677 (0,000)	-29,706 (0,000)	-29,649 (0,000)	0	-29,655 (0,000)	-29,694 (0,000)	-29,618 (0,000)
SENSEX	-28,188 (0,000)	-28,176 (0,000)	-28,198 (0,000)	0	-28,079 (0,000)	-28,067 (0,000)	-28,091 (0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

Na tabela 4.8 são apresentados os resultados dos testes à não-estacionaridade das séries de rendibilidades no sub-período Tranquilo, confirmando que também neste caso os valores das probabilidades dos testes das doze séries, nos três casos testados, são inferiores a 1%, rejeitando-se claramente a hipótese nula de integração das séries, e concluindo-se que estas evidenciam estacionaridade ou são I (0).

Por último, foram aplicados os testes de ADF e PP às taxas de rendibilidades dos doze índices no sub-período Crise Financeira Global (tabela 4.9), os quais sugerem a rejeição da hipótese nula de integração das séries, ao nível de significância de 1%, evidenciando igualmente estacionaridade das séries logaritmizadas das rendibilidades.

Em resumo, os resultados fornecidos pelos testes ADF e PP, nos três casos estudados, apresentam-se muito semelhantes, confirmando a estacionaridade de todas as séries, no período total e nos três sub-períodos amostrais.

#### 4.4.2 Persistência das rendibilidades

##### 4.4.2.1 Coeficientes de autocorrelação

Uma abordagem simples para analisar a presença de autocorrelação numa série envolve o cálculo dos coeficientes de autocorrelação,  $\rho_k$ , representados pela seguinte relação:

$$\rho_k = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y}_t)(Y_{t-k} - \bar{Y}_{t-k})}{\sqrt{\sum (Y_t - \bar{Y}_t)^2 \sum (Y_{t-k} - \bar{Y}_{t-k})^2}} = \frac{Cov(Y_t, Y_{t-k})}{S_{Y_t} S_{Y_{t-k}}}, \text{ com } -1 \leq \rho_k \leq 1 \quad (4.13)$$

em que  $k$ ,  $S_{Y_t}$  e  $S_{Y_{t-k}}$  representam o número de *lags*, a variância de  $y_t$  e a variância de  $y_{t-k}$ , respetivamente. Os resultados dos testes de autocorrelação, às rendibilidades diárias dos índices, no período completo e nos três sub-períodos, são apresentados nas tabelas 4.1.A a 4.4.A, todas em apêndice. No sub-período Dot-Com, os índices DJ, HANG, IBEX e NIKKEI não apresentaram qualquer coeficiente de autocorrelação significativamente diferente de zero, o mesmo acontecendo com os índices BOV, DJ, HANG, IBEX e SENSEX, no sub-período Tranquilo. No período completo, todos os índices reportaram alguns coeficientes de correlação em série com significado estatístico. O mesmo aconteceu no sub-período Crise Financeira Global, com os índices ATG, CAC, DJ, FTSE, IBEX e SENSEX a apresentarem todos os coeficientes de autocorrelação significativamente diferentes de zero, ao nível de significância de 10%, confirmando um aumento da correlação em série dos índices analisados neste sub-período. Por outro lado, diversos coeficientes apresentaram sinal negativo, o que permite a conclusão de alteração do sinal da rendibilidade entre períodos consecutivos e de ocorrência de uma situação de reversão à média das rendibilidades (Worthington e Higgs, 2003). Esta situação é particularmente evidente quando analisado o período completo, com todos os índices a apresentarem autocorrelações negativas e significativas, em termos estatísticos, ao nível de significância de 10%, e em diversos *lags*, o mesmo acontecendo no sub-período Crise Financeira Global, contrariamente ao que ocorreu nos dois sub-períodos precedentes. De acordo com De Bondt e Thaler (1985), a razão para a ocorrência de autocorrelação negativa poderá dever-se ao excesso de reação (*overreaction*) dos mercados, o que traduz elevada sensibilidade destes à divulgação de informação, num contexto de elevada incerteza como o que caracterizou o período amostral, que acabaram por corrigir nos dias seguintes, quer em função de más notícias quer de boas notícias.

Para testar a existência de autocorrelação das séries temporais é, também, frequente recorrer ao teste de Ljung-Box, que testa a significância estatística de um conjunto de coeficientes de autocorrelação. Este teste pressupõe que, sob a hipótese nula,  $H_0 : \rho_1 = (\varepsilon_t^2) = \dots = \rho_m = (\varepsilon_t^2) = 0$ , os quadrados dos resíduos estandardizados não se encontram correlacionados, face à hipótese alternativa de  $H_a : \rho = 0$ , em que  $\rho_i = (\varepsilon_t^2)$  se refere ao coeficiente de correlação entre  $\varepsilon_t^2$  e  $\varepsilon_{t-i}^2$ , e  $\varepsilon_t^2 = u_t^2 / \sigma_t^2$  diz respeito aos quadrados dos resíduos estandardizados. A estatística de Ljung-Box é  $Q = n(n+2) \sum_{i=1}^m \frac{\hat{\rho}_i^2(\varepsilon_t^2)}{n-i} \sim \chi_{(m-k)}^2$ , em que  $n$  traduz o tamanho da amostra e  $k$  o número de parâmetros estimados e  $m$  o número de desfasamentos.



Os resultados dos testes de Ljung-Box, aplicados às taxas de rendibilidade dos índices e ao quadrado das mesmas, bem como as respectivas probabilidades, para os defasamentos 4 e 12, no período completo e nos três sub-períodos, são reportados na tabela 4.10. Considerando os resultados obtidos nos testes de Ljung-Box, pode-se afirmar que no período completo, para os defasamentos 4 e 12 e para o nível de significância de 5%, as taxas de rendibilidades diárias exibem autocorrelação, em todos os índices, no *lag* 12, enquanto no *lag* 4, só os índices HANG e NIKKEI não apresentaram esta característica.

Analisando os três sub-períodos amostrais, conclui-se que há diferenças evidentes entre cada um deles, ao nível da correlação em série. No primeiro sub-período, apenas os índices ATG, FTSE e PSI evidenciaram autocorrelação nos dois defasamentos considerados, e para o nível de significância de 5%. Por sua vez, os índices BOV, DAX, DJ, HANG, IBEX e NIKKEI não revelaram autocorrelação em nenhum dos defasamentos, para o mesmo nível de significância. No sub-período seguinte, só o índice SENSEX evidenciou correlação em série significativa nos dois *lags*, enquanto os índices ATG e CAC o fizeram para o *lag* mais elevado e para o nível de significância de 5%.

Tabela 4.10: Resultados dos testes de *Ljung-Box* aplicados às séries das taxas de rendibilidades diárias dos índices, no período completo e nos sub-períodos

		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Período Completo	LB (4)	54,1900	98,8430	28,7930	13,2070	32,2050	61,1150	28,9370	17,8570	11,8690	89,3330	29,6600	26,2940
	Prob.	(0,0000)	(0,0420)	(0,0000)	(0,0100)	(0,0000)	(0,0000)	(0,5760)	(0,0010)	(0,0180)	(0,0630)	(0,0000)	(0,0000)
	LB (12)	60,7760	32,6210	57,0750	34,1420	57,4370	87,9370	28,4600	38,3150	31,3460	21,3940	47,4030	58,6140
	Prob.	(0,0000)	(0,0010)	(0,0000)	(0,0010)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0050)	(0,0000)	(0,0020)	(0,0450)	(0,0000)	(0,0000)
	LB <sup>2</sup> (4)	571,5500	471,0500	617,6600	670,5100	799,4300	926,4500	1171,6000	576,1200	685,8400	1207,4000	506,1100	265,1400
	Prob.	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
	LB <sup>2</sup> (12)	1044,2000	1575,6000	1766,2000	1980,3000	2720,6000	2339,7000	2145,7000	1176,8000	2263,5000	2680,3000	1254,5000	511,1600
	Prob.	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Dot-Com	LB (4)	31,62000	2,99760	5,10160	2,21400	1,11130	13,93500	3,73210	2,01220	11,54800	0,93960	26,11100	11,97500
	Prob.	(0,00000)	(0,55800)	(0,27700)	(0,69600)	(0,89200)	(0,00800)	(0,44300)	(0,73400)	(0,02100)	(0,91900)	(0,00000)	(0,01800)
	LB (12)	44,46400	20,44800	23,24600	19,43700	7,31810	28,41200	18,29500	15,99200	19,59200	10,41300	35,36600	16,81400
	Prob.	(0,00000)	(0,05900)	(0,02600)	(0,07900)	(0,83600)	(0,00500)	(0,10700)	(0,19200)	(0,07500)	(0,58000)	(0,00000)	(0,15700)
	LB <sup>2</sup> (4)	157,87000	4,82590	99,83200	198,12000	99,65800	188,49000	12,67100	68,06300	114,07000	20,66800	86,18300	84,70400
	Prob.	(0,00000)	(0,30600)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,01300)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)
	LB <sup>2</sup> (12)	163,19000	7,09460	405,41000	570,20000	178,63000	484,19000	47,41900	236,28000	132,73000	47,07300	113,58000	108,35000
	Prob.	(0,00000)	(0,85100)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

Tabela 4.10: Resultados dos testes de Ljung-Box aplicados às séries das taxas de rendibilidades diárias dos índices, no período completo e nos sub-períodos

		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Tranquilo	LB (4)	8,47620	4,80350	6,83000	2,76054	2,73020	8,20700	2,97150	2,47710	4,25810	2,01600	9,11940	12,58900
	Prob.	(0,07600)	(0,30800)	(0,14500)	(0,59900)	(0,60400)	(0,08400)	(0,56300)	(0,64900)	(0,37200)	(0,73300)	(0,05800)	(0,01300)
	LB (12)	22,70000	15,93000	25,42800	20,29400	7,90600	17,50200	9,61120	15,68300	17,38800	20,53600	20,85300	27,25500
	Prob.	(0,03000)	(0,19400)	(0,01300)	(0,06200)	(0,79200)	(0,13200)	(0,65000)	(0,20600)	(0,13600)	(0,05800)	(0,05300)	(0,00700)
	LB <sup>2</sup> (4)	102,21000	34,13700	61,94900	103,08000	13,17900	115,75000	16,92100	55,47500	18,32100	43,43500	26,21000	295,83000
	Prob.	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,01000)	(0,00000)	(0,00200)	(0,00000)	(0,00100)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)
	LB <sup>2</sup> (12)	175,70000	85,90800	143,28000	244,36000	70,89700	242,57000	47,29600	93,10500	66,85600	112,68000	48,49800	349,92000
	Prob.	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)
Crise F. Global	LB (4)	16,60600	7,86240	24,08300	16,09500	35,24500	35,65800	6,49700	14,29500	4,53900	10,50800	5,98620	15,08100
	Prob.	(0,00200)	(0,09700)	(0,00000)	(0,00300)	(0,00000)	(0,00000)	(0,16500)	(0,00600)	(0,33800)	(0,03300)	(0,20000)	(0,00500)
	LB (12)	21,33200	21,79000	41,73900	27,02400	55,88700	56,39300	21,28100	24,69400	19,48800	18,46900	17,60700	38,21300
	Prob.	(0,04600)	(0,04000)	(0,00000)	(0,00800)	(0,00000)	(0,00000)	(0,04600)	(0,01600)	(0,07700)	(0,10200)	(0,12800)	(0,00000)
	LB <sup>2</sup> (4)	124,03000	307,58000	185,35000	158,43000	261,47000	273,13000	432,87000	166,18000	166,04000	474,38000	142,57000	53,16700
	Prob.	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)
	LB <sup>2</sup> (12)	308,31000	1069,50000	490,13000	492,98000	953,28000	678,63000	733,07000	299,58000	592,58000	1029,20000	369,88000	163,62000
	Prob.	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

A emergência da crise financeira global fez com que a autocorrelação nos mercados se tivesse elevado. Sete índices evidenciaram autocorrelação, nos dois desfasamentos e para o nível de significância de 5%, designadamente os índices ATG, CAC, DAX, DJ, FTSE, IBEX e SENSEX, enquanto o NIKKEI o fez para o primeiro *lag*, e os índices BOV e HANG o fizeram para o segundo *lag*. Em suma, os casos de correlação em série aumentaram com a emergência da crise financeira global e, em consequência, também melhoraram as possibilidades preditivas dos valores futuros.

#### 4.4.2.2 Testes do rácio de variâncias

Para analisar a persistência nas rendibilidades dos índices e verificar a hipótese de reversão à média, recorreremos às estatísticas do rácio de variâncias, de acordo com a proposta original de Lo e MacKinlay (1988), no pressuposto de homocedasticidade e de heterocedasticidade, aos rácios múltiplos, propostos por Chow e Denning (1993), e aos rácios de variância por *rankings* e sinais, propostos por Wright (2000). A base teórica destes rácios pode ser consultada no apêndice ao presente capítulo. De acordo com a base teórica, o teste do rácio de variâncias, sob a hipótese nula  $VR(q)=1$ , a série segue um processo do tipo *random walk*. Se a hipótese de aleatoriedade é rejeitada e  $VR(q)>1$ , a série evidencia correlação em série positiva. Se a hipótese nula é rejeitada e  $VR(q)<1$ , a série evidencia correlação em série negativa.

As tabelas 4.5.A, 4.6.A, 4.7.A e 4.11, as três primeiras em apêndice, apresentam os resultados dos testes do Rácio de Variâncias, de acordo com a proposta de Lo e MacKinlay (1988), para o período completo e para cada um dos três sub-períodos, considerando em todos os casos intervalos amostrais de 2, 4, 8 e 16 dias de observações. Para cada intervalo, as tabelas apresentam o valor do teste estatístico, a respetiva probabilidade, e as estimativas do Rácio de Variâncias, para a hipótese nula de homocedasticidade,  $Z(q)$ , e para a hipótese de heterocedasticidade  $Z^*(q)$ , bem como os resultados da estatística de Chow e Denning (1993), correspondentes ao teste conjunto para os  $q$  intervalos apresentados.

Sob o pressuposto de homocedasticidade,  $Z(q)$ , a hipótese de passeio aleatório é rejeitada para o período completo e para os três sub-períodos. Todos os rácios de variância são inferiores à unidade e têm significado estatístico, ao nível de significância de 1%. Rácios de variância inferiores à unidade indicam que as variâncias se reduzem proporcionalmente com o tempo. A rejeição da hipótese de passeio aleatório, no período completo e nos diversos sub-períodos amostrais, pode dever-se à presença de heterocedasticidade nas séries ou à existência de correlação em série. Para obviar esta situação, foram estimados os rácios de variância, considerando o pressuposto de heterocedasticidade.

**Tabela 4.11: Estatísticas dos rcios de varincia para o pressuposto de homocedasticidade e de heterocedasticidade entre os ndices no sub-perodo Crise Financeira Global**

	q=2		q=4		q=8		q=16		CD-1	CD-2
	Zq	Z*q	Zq	Z*q	Zq	Z*q	Zq	Z*q		
ATG	-12,786 (0,000)	-9,144 (0,000)	-12,398 (0,000)	-9,090 (0,000)	-9,075 (0,000)	-6,975 (0,000)	-6,579 (0,000)	-5,291 (0,000)	12,786 (0,000)	9,144 (0,000)
	0,590		0,256		0,139		0,071			
BOV	-14,816 (0,000)	-7,480 (0,000)	-12,464 (0,000)	-6,582 (0,000)	-9,304 (0,000)	-5,240 (0,000)	-6,660 (0,000)	-3,834 (0,000)	14,816 (0,000)	7,480 (0,000)
	0,525		0,252		0,117		0,059			
CAC	-15,110 (0,000)	-7,680 (0,000)	-13,087 (0,000)	-7,049 (0,000)	-9,353 (0,000)	-5,246 (0,000)	-6,673 (0,000)	-3,925 (0,000)	15,110 (0,000)	7,680 (0,000)
	0,515		0,214		0,112		0,057			
DAX	-14,864 (0,000)	-7,616 (0,000)	-12,964 (0,000)	-7,035 (0,000)	-9,245 (0,000)	-5,310 (0,000)	-6,649 (0,000)	-3,984 (0,000)	14,864 (0,000)	7,616 (0,000)
	0,523		0,222		0,122		0,061			
DJ	-15,346 (0,000)	-7,040 (0,000)	-12,785 (0,000)	-6,160 (0,000)	-9,464 (0,000)	-4,812 (0,000)	-6,691 (0,000)	-3,464 (0,001)	15,346 (0,000)	7,040 (0,000)
	0,508		0,232		0,102		0,055			
FTSE	-15,140 (0,000)	-8,039 (0,000)	-13,258 (0,000)	-7,212 (0,000)	-9,383 (0,000)	-5,161 (0,000)	-6,673 (0,000)	-3,805 (0,000)	15,140 (0,000)	8,039 (0,000)
	0,514		0,204		0,109		0,057			
HANG	-16,303 (0,000)	-7,293 (0,000)	-12,442 (0,000)	-5,758 (0,000)	-9,352 (0,000)	-4,648 (0,000)	-6,662 (0,000)	-3,578 (0,000)	16,303 (0,000)	7,293 (0,000)
	0,477		0,253		0,112		0,059			
IBEX	-14,057 (0,000)	-6,455 (0,000)	-12,715 (0,000)	-6,341 (0,000)	-9,265 (0,000)	-5,021 (0,000)	-6,656 (0,000)	-3,941 (0,000)	14,057 (0,000)	6,455 (0,000)
	0,549		0,237		0,121		0,060			
ISEQ	-14,099 (0,000)	-7,837 (0,000)	-12,328 (0,000)	-7,574 (0,000)	-9,163 (0,000)	-5,923 (0,000)	-6,629 (0,000)	-4,348 (0,000)	14,099 (0,000)	7,837 (0,000)
	0,548		0,260		0,130		0,064			
NIKKEI	-15,128 (0,000)	-7,942 (0,000)	-12,690 (0,000)	-7,078 (0,000)	-9,231 (0,000)	-5,165 (0,000)	-6,645 (0,000)	-3,805 (0,000)	15,128 (0,000)	7,942 (0,000)
	0,515		0,238		0,124		0,061			
PSI	-13,846 (0,000)	-6,221 (0,000)	-12,354 (0,000)	-5,940 (0,000)	-9,154 (0,000)	-4,738 (0,000)	-6,639 (0,000)	-3,745 (0,000)	13,846 (0,000)	6,221 (0,000)
	0,556		0,258		0,131		0,062			
SENSEX	-13,430 (0,000)	-7,299 (0,000)	-11,928 (0,000)	-7,073 (0,000)	-9,158 (0,000)	-5,956 (0,000)	-6,590 (0,000)	-4,569 (0,000)	13,430 (0,000)	7,299 (0,000)
	0,569		0,284		0,131		0,069			

Notas: Zq  o valor do teste estatstico para a hiptese nula de incrementos *random walk* homocedsticos; Z\*q  o valor do teste estatstico para a hiptese nula de incrementos *random walk* heterocedsticos. Em ambos os casos, as estatsticas foram calculadas para desfasamentos de 2, 4, 8 e 16 dias. Os valores apresentados em parntesis so relativos aos *p-values*. Os valores imediatamente abaixo dos *p-values* referem-se s estimativas do rcio de varincia.

Os valores das estimativas  $Z^*(q)$ , para o pressuposto de heterocedasticidade nos índices, mostram que, quer no período completo quer em cada um dos três sub-períodos, a hipótese nula de passeio aleatório é rejeitada para todos os índices, não se alterando as estimativas obtidas com base no pressuposto de homocedasticidade. Em todos os casos, os valores dos rácios de variância são inferiores à unidade, o que implica que as rendibilidades estão autocorrelacionadas no tempo e que as rendibilidades dos índices são descritas por um processo de reversão à média, confirmando os valores estimados para o pressuposto de homocedasticidade.

Tendo em conta os resultados do teste conjunto de variância de Chow e Denning (1993), quer no pressuposto de homocedasticidade quer no pressuposto de heterocedasticidade nos valores dos índices, conclui-se pela rejeição da hipótese de passeio aleatório, em todos os períodos amostrais.

De acordo com Wright (2000), a versão não paramétrica do teste de variâncias produz resultados mais robustos, por ser menos suscetível a distorções provocadas pela dimensão da amostra, e por não ser afetada pela violação do pressuposto de normalidade das distribuições.

Sob a hipótese nula de *random walk*, os rácios de variância devem ser iguais à unidade. Assim, de modo a testar a hipótese de passeio aleatório, foram estimados os testes  $R_1(q)$ ,  $R_2(q)$  e  $S_1(q)$ . Os resultados são apresentados para intervalos de desfaseamento,  $q$ , de 2, 4, 8 e 16 dias. Os testes de variância por rankings  $R_1(q)$  e  $R_2(q)$  assentam no pressuposto de homocedasticidade, enquanto o teste de sinais  $S_1(q)$  pressupõe a presença de heterocedasticidade nas séries de rendibilidades.

Nas tabelas 4.8.A, 4.9.A, 4.10.A e 4.11.A, em apêndice, são apresentados os resultados da versão não paramétrica do teste de variâncias, conforme a metodologia de Wright (2000), que inclui os testes de Rácios de Variância de *Rankings* e Sinais, mas também as estatísticas de Belaire-Franch e Opong (2005), no período completo e nos três sub-períodos. Tendo em conta os resultados do teste de variância por *rankings* de Wright (2000), a hipótese de passeio aleatório é rejeitada para todas as séries, no período completo e nos três sub-períodos. Estes resultados são consistentes com o teste conjunto de Belaire-Franch e Opong (2005). Por sua vez, o teste de sinais também corrobora a rejeição da hipótese de passeio aleatório, em todas as séries e em todos os períodos amostrais, de modo consistente com os resultados do teste conjunto de Belaire-Franch e Opong (2005).

Os resultados sugerem, portanto, a conclusão de que as hipóteses de passeio aleatório não são suportadas pelos índices nos diversos períodos amostrais. Os valores dos rácios de variâncias são, em todos os casos, inferiores à unidade, o que implica que as rendibilidades

estão autocorrelacionadas no tempo e existe reversão à média, em todos os índices, quer no pressuposto de homocedasticidade quer no de heterocedasticidade, em conformidade com os resultados dos testes de autocorrelação, implicando a rejeição da hipótese de passeio aleatório e da hipótese de eficiência informacional dos mercados financeiros. Estes resultados são consistentes com os obtidos noutros estudos, nomeadamente os de Richards (1997), Worthington e Higgs (2004) e, parcialmente, com os de Chaudhuri e Wu (2003).

Os resultados sugerem ainda que os preços não refletem totalmente a informação disponível e que as alterações nos preços não são IID. Esta situação acarreta implicações para os investidores, uma vez que algumas rendibilidades podem ser expectáveis, criando oportunidades de arbitragem e de proveitos anormais, contrariamente ao suposto pelas hipóteses de passeio aleatório e de eficiência informacional. Por seu lado, a existência de um processo de reversão à média, a governar as rendibilidades das séries, pode ser explicada através do que De Bondt e Thaler (1985) designam por hipótese de sobre-reação, a qual resulta de movimentos extremos nos preços das ações, que são seguidos por movimentos em sentido contrário, para corrigir a sobre-reação inicial. Nestas condições, os mercados tendem a reagir excessivamente à informação, acabando por corrigir nos dias seguintes, quer se trate de uma boa notícia, quer se trate de uma má notícia (De Bondt e Thaler, 1985). A elevada sensibilidade dos preços à nova informação ter-se-á devido ao clima de pessimismo e de incerteza junto dos investidores, durante o período amostral estudado.

#### 4.4.3 Presença de heterocedasticidade condicionada

Para investigar a presença do fenómeno da heterocedasticidade condicionada nas séries financeiras, é habitual recorrer ao teste Lagrange Multiplier (teste ARCH-LM), descrito no capítulo 3 desta investigação. Os resultados dos testes de ARCH-LM, à presença de heterocedasticidade condicionada nas taxas de rendibilidades, bem como as respetivas probabilidades, no período completo e nos três sub-períodos, são reportados na tabela 4.12.

**Tabela 4.12: Teste ARCH-LM aos resíduos do processo autorregressivo aplicado às taxas de rendibilidades, no período completo e nos três sub-períodos**

		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Completo	ARCH-LM	25,03	37,28	37,62	43,05	60,47	51,07	51,68	26,71	49,46	56,53	31,32	14,34
	Prob.	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Dot-com	ARCH-LM	4,79	0,45	9,62	11,02	5,32	10,56	2,43	6,24	5,33	2,73	3,63	5,32
	Prob.	(0,00)	(0,98)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Tranquilo	ARCH-LM	9,85	3,23	4,24	9,16	2,54	7,09	3,17	3,35	3,20	4,87	1,89	18,67
	Prob.	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,01)	(0,00)
CFG	ARCH-LM	7,97	28,79	13,56	17,42	23,59	18,01	19,86	7,84	14,86	24,29	10,50	4,33
	Prob.	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*. O teste LM foi aplicado aos resíduos de um processo autorregressivo de primeira ordem de cada série.

Os testes ARCH-LM foram aplicados aos resíduos de processos autorregressivos de primeira ordem e para o *lag* 20. Todos os resultados rejeitam a hipótese nula. Os resíduos dos processos autorregressivos das séries das taxas de crescimento das rendibilidades exibem heterocedasticidade condicionada, ao nível de significância de 5%, com exceção do índice BOV, no sub-período Dot-Com, confirmando esta característica habitualmente presente nos ativos financeiros. Por seu lado, os testes de Ljung-Box, aplicados ao quadrado das rendibilidades (tabela 4.10), para os *lags* 4 e 12, corroboram as conclusões do teste ARCH-LM, reforçando a forte evidência de presença de efeitos ARCH nas séries.

#### 4.4.4 Linearidade das séries

Para averiguar da linearidade de uma série, é frequente a consideração do teste BDS, devido a Brock, Dechert e Scheinkman (1987). Este teste é uma importante ferramenta para detetar a dependência em séries temporais, testando a hipótese nula de uma série ser IID. De acordo com Peters (1994) e Díaz *et al.* (2002), o teste deve ser aplicado a séries filtradas da dependência linear que comportem, recorrendo, por exemplo, aos resíduos de um processo ARMA (p,q)<sup>25</sup>.

O cálculo do teste BDS compreende os seguintes procedimentos:

1. Dada uma série temporal, com N observações, calcula-se a primeira diferença dos logaritmos dos dados da série temporal;

$$\{x_i\} = [x_1, x_2, x_3, \dots, x_N] \quad (4.14)$$

2. Escolhe-se o valor de *m* (dimensão de mergulho), mergulha-se a série nos vetores de dimensão *m*, escolhendo cada um dos *m* sucessivos pontos nas séries. Este procedimento converte a série de escalares em séries de vetores.

$$x_1^m = (x_1, x_2, \dots, x_m) \quad (4.15)$$

$$x_2^m = (x_2, x_3, \dots, x_{m+1}) \quad (4.16)$$

⋮

$$x_{N-m}^m = (x_{N-m}, x_{N-m+1}, \dots, x_N) \quad (4.17)$$

3. Calcula-se o integral de correlação, de modo a medir a correlação espacial dos pontos, adicionando o número de pares dos pontos (*i, j*), em que  $1 \leq i \leq N$  e  $1 \leq j \leq N$ ,

---

<sup>25</sup> Os modelos autorregressivos de média móvel (ARMA) combinam uma componente autorregressiva (AR) com outra componente de média móvel (MA). Se uma variável  $Y_t$  seguir um processo ARMA (1,1), esta pode ser escrita como  $Y_t = \theta + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 \mu_t + \beta_1 \mu_{t-1}$ . De acordo com Hsieh (1991) a utilização dos resíduos do processo ARMA não altera a distribuição assintótica do teste BDS.



no espaço de dimensão  $m$ , que é “fechado”, no pressuposto de que os pontos estão dentro do raio de tolerância,  $\varepsilon$ , de cada um.

$$C_{\varepsilon,m} = \frac{1}{N_m(N_m - 1)} \sum_{i \neq j} I_{i,j;\varepsilon} \quad (4.18)$$

$$\begin{aligned} \text{em que } I_{i,j;\varepsilon} &= 1 \text{ se } I_{i,j;\varepsilon} \left\| \mathbf{x}_i^m - \mathbf{x}_j^m \right\| \leq \varepsilon \\ &= 0, \text{ em caso contrário.} \end{aligned}$$

4. Brock, Dechert & Scheinkman (1987) concluíram que se uma série é IID então,

$$C_{\varepsilon,m} \approx [C_{\varepsilon,1}]^m \quad (4.19)$$

E que a quantidade  $[C_{\varepsilon,m} - (C_{\varepsilon,1})^m]$  segue uma distribuição normal, com média zero e variância  $V_{\varepsilon,m}$ , definida esta como:

$$V_{\varepsilon,m} = 4 \left[ K^m + 2 \sum_{j=1}^{m-1} K^{m-j} C_{\varepsilon}^{2j} + (m-1)^2 C_{\varepsilon}^{2m} - m^2 K C_{\varepsilon}^{2m-2} \right] \quad (4.20)$$

em que:

$$\begin{aligned} K = K_{\varepsilon} &= \frac{6}{N_m(N_m - 1)(N_m - 2)} \sum_{i < j < N} h_{i,j,N;\varepsilon}; \text{ e} \\ h_{i,j,N;\varepsilon} &= \frac{[I_{i,j;\varepsilon} I_{j,N;\varepsilon} + I_{i,N;\varepsilon} I_{N,j;\varepsilon} + I_{j,j;\varepsilon} I_{i,N;\varepsilon}]}{3} \end{aligned} \quad (4.21)$$

5. A estatística do teste BDS é a seguinte:

$$BDS_{\varepsilon,m} = \frac{\sqrt{N} [C_{\varepsilon,m} - (C_{\varepsilon,1})^m]}{\sqrt{V_{\varepsilon,m}}} \quad (4.22)$$

Brock *et al.* (1991) concluíram que esta estatística segue a distribuição assintótica normal, sempre que se dispõe de uma amostra com mais de 500 observações, como é o caso das séries estudadas. O teste BDS é um teste bilateral, rejeitando-se a hipótese nula se o valor tomado pela estatística do teste for superior ao valor crítico (por exemplo, para  $\alpha = 0,05$ , o valor crítico correspondente é de  $\pm 1,96$ ).

A formulação das hipóteses nula e alternativa é feita do seguinte modo:

$H_0$ : A série possui variáveis IID, indicando que o modelo possui características lineares;

$H_A$ : A série não possui variáveis IID, indicando que o modelo possui características não lineares.

Para testar a existência de possíveis estruturas não lineares nas séries estudadas dos doze índices, nos três sub-períodos e no período completo, foi aplicado o teste BDS aos resíduos de processos ARMA (p,q), cujas ordens p e q foram selecionadas de acordo com os critérios de informação de Akaike e de Schwartz. Como foi referido anteriormente, o teste BDS testa a hipótese nula de uma série ter comportamento IID. Assim, no caso de rejeição da hipótese nula, conclui-se que existe evidência estatística de que a série possui um comportamento não linear, devido à falta de independência nas rendibilidades analisadas. Na tabela 4.13 são apresentadas os resultados das probabilidades do teste BDS (níveis mínimos para rejeitar  $H_0$ ), para os doze índices, nos três sub-períodos e no período completo.

**Tabela 4.13: Estatísticas do teste BDS**

		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Dot-Com	m=2	0,000	0,259	0,000	0,000	0,000	0,000	0,167	0,050	0,000	0,957	0,000	0,000
	m=3	0,000	0,112	0,000	0,000	0,000	0,000	0,009	0,000	0,000	0,205	0,000	0,000
	m=4	0,000	0,003	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,000	0,000	0,021	0,000	0,000
	m=5	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000
	m=6	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Tranquilo	m=2	0,001	0,151	0,038	0,000	0,441	0,000	0,275	0,000	0,000	0,010	0,002	0,000
	m=3	0,000	0,033	0,000	0,000	0,028	0,000	0,173	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	m=4	0,000	0,002	0,000	0,000	0,009	0,000	0,452	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	m=5	0,000	0,001	0,000	0,000	0,001	0,000	0,946	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	m=6	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,584	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
CFG	m=2	0,006	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	m=3	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	m=4	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	m=5	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	m=6	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Completo	m=2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	m=3	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	m=4	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	m=5	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	m=6	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Notas: m diz respeito à dimensão de mergulho (*embedding dimension*). O método considerado no teste BDS foi a fração de pares, para um valor de 0,7. Os valores apresentados na tabela referem-se às probabilidades dos testes.

O teste BDS rejeita a hipótese de as rendibilidades serem IID, exceto para o índice HANG, no sub-período Tranquilo, com os resultados a mostrarem significância estatística, ao nível de significância de 1%, na esmagadora maioria dos casos a partir da dimensão 2, reforçando a ideia de que as rendibilidades dos índices bolsistas têm uma natureza não linear ou têm uma significativa componente não linear. De acordo com Taylor (1989), a presença significativa de

maior autocorrelação entre os quadrados das rendibilidades do que entre os valores originais das rendibilidades é, também, um indício da presença de não linearidade. Na tabela 4.10, são apresentados os resultados dos testes de autocorrelação dos quadrados das rendibilidades, para os *lags* 4 e 12. Apenas o quadrado das rendibilidades (*lags* 4 e 12) do índice BOV, no sub-período Dot-Com, não revelou existência de autocorrelação. Embora os resultados dos testes de autocorrelação não sejam totalmente coincidentes com os obtidos pelo teste BDS, em geral, reforçam a ideia da natureza não linear das rendibilidades dos índices bolsistas. A rejeição da hipótese nula, IID, poderá ser explicada, entre outros fatores, pela existência de autocorrelação ou pela existência de heterocedasticidade nas séries dos índices bolsistas, casos em que a rejeição da hipótese nula é explicada por dependência não linear nos dados.

A confirmação de que as sucessões cronológicas em estudo não são IID, não implica que os mercados em causa não sejam eficientes, assim como não implica a existência de caos ou determinismo. A rejeição da hipótese IID é consistente com a perspectiva de que as rendibilidades são geradas por processos estocásticos não lineares, como são os modelos do tipo ARCH. Estes resultados são concordantes com os obtidos por Joe e Menyah (2003), para os mercados africanos, por Lim e Hinich (2005), para mercados asiáticos, e por Curto *et al.* (2003), para o mercado português.

#### 4.4.5 Dependências de longo prazo nos mercados bolsistas

Para analisar dependências de longo prazo entre séries temporais, referentes a mercados financeiros, tem-se recorrido ao cálculo do coeficiente de Hurst (Peters, 1994; Campbell *et al.*, 1997; Mandelbrot, 2006). Esta metodologia foi proposta por Hurst<sup>26</sup> (1951), para ser utilizada em análise fractal<sup>27</sup>. Mais recentemente, tem-se generalizado a sua aplicação a outras áreas de investigação, e tornou-se popular na área das finanças, em grande parte graças aos trabalhos de Peters (1994)<sup>28</sup>. Outros trabalhos nesta área de investigação foram os de May (1999), Corazza e Malliaris (2002) e Grech e Mazur (2004).

O coeficiente de Hurst define-se a partir da seguinte lei de potência:

$$R/S(N) = (a * N)^H \quad (4.23)$$

onde:

<sup>26</sup> Harold Hurst, hidrólogo, desenvolveu a abordagem *rescaled range analysis*, baseada na lei de potência, para calcular o tamanho de reservatórios de água no rio Nilo. Mais tarde, outros autores aplicaram a fórmula de Hurst em diversos contextos e áreas de estudo.

<sup>27</sup> Este termo, com origem no grego Kaos, tem vários significados: “estado amorfo e indefinido, que se supõe anterior à construção do cosmos”, e, em sentido figurado, “confusão e desordem”. Por sua vez, o adjetivo caótico refere-se a tudo o que é relativo ao caos.

<sup>28</sup> Peters (1994) utilizou a técnica R/S de Hurst, para concluir que o comportamento do mercado evidenciou persistência de memória, mas não o suficiente para prever os preços no longo prazo. Mais tarde, em 1996, ao analisar séries de preços de ativos financeiros americanos, através de ferramentas gráficas, o mesmo autor concluiu que as séries apresentavam uma estrutura gráfica muito similar, independentemente da escala temporal estudada. Ao observar as imagens gráficas da evolução das referidas séries, concluiu que não resultaram diferenças entre estas, o que dificultou a identificação do horizonte temporal a que diziam respeito. O facto de as séries terem o mesmo aspeto, em diferentes escalas de tempo, indicia a presença de um fractal.

$a$  é uma constante,  $N$  é o número de observações,  $H$  é o expoente do coeficiente de Hurst e  $R/S(N)$  é a estatística R/S, que depende do tamanho da série ( $N$ ).

O coeficiente de Hurst é utilizado na detecção da memória de longo prazo contida em séries temporais. No caso de ser confirmada, aceita-se como evidência de comportamento não linear (Peters, 1994).

O cálculo do coeficiente de Hurst segue os procedimentos seguintes:

- a) Partindo dos logaritmos das rendibilidades diárias dos índices bolsistas, obtém-se uma série temporal que se descreve como:  $\{X_t\}_{t=1, \dots, T}$ ;

Em seguida, divide-se a amostra total em  $i$  subamostras, de tamanho similar, em que  $n=N/i$  (4.24)

- b) Calcula-se a média e o desvio-padrão da série temporal  $X$ , para cada subamostra, recorrendo às expressões:

$$m(N, t_0) = \frac{1}{N} \sum_{t=t_0+1}^{t_0+N} x_t \quad S(N, t_0) = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=t_0+1}^{t_0+N} [x_t - m(N, t_0)]^2} \quad (4.25)$$

Obtém-se uma nova série, dada pela diferença acumulada em relação à média do índice:

$$y(N, t_0, \tau) = \sum_{t=t_0+1}^{t_0+\tau} [x_t - m(N, t_0)] \quad 1 \leq \tau \leq N \quad (4.26)$$

- c) Determina-se a amplitude de cada partição:

$$R(N, t_0) = \max_{\tau} y(N, t_0, \tau) - \min_{\tau} y(N, t_0, \tau) \quad (4.27)$$

- d) Obtém-se a estatística R/S, dividindo a amplitude pelo desvio-padrão, calculado em c):

$$[R/S](N) = \frac{\sum_{t_0} R(N, t_0)}{\sum_{t_0} S(N, t_0)} \quad (4.28)$$

- e) Para cada partição, calcula-se a média de R/S. Dado que o crescimento de R/S segue a lei de potência descrita anteriormente, a potência da equação é o coeficiente de Hurst, que é obtido a partir da seguinte regressão:

$$\log R/S = a + H \cdot \log N \quad (4.29)$$

Quando o coeficiente  $H$ , dado pelo declive da recta, é igual a 0,5, as séries apresentam um comportamento *random walk*; quando é superior a 0,5 e inferior a 1, diz-se que as séries são persistentes; para valores entre 0 e 0,5, as séries apresentam anti-persistência ou têm memória de curto prazo (Peters, 1994).

Com o objetivo de se saber da dependência de longo prazo nas séries dos vários índices estudados, foram estimados os coeficientes de Hurst, seguindo a metodologia descrita anteriormente. As estimativas obtidas apresentam-se na tabela 4.14.

**Tabela 4.14: Coeficientes de Hurst das Séries**

	Completo	Dot-Com	Tranquilo	Crise Financeira
ATG	0,60946	0,42624	0,56832	0,56891
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
BOV	0,55794	0,56932	0,54906	0,579
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
CAC	0,56349	0,54802	0,46245	0,51024
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
DAX	0,59198	0,56637	0,53305	0,53748
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
DJ	0,54127	0,47387	0,55066	0,57293
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
FTSE	0,52562	0,47129	0,44284	0,52391
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
HANG	0,56705	0,54805	0,5693	0,58151
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
IBEX	0,55248	0,5054	0,49419	0,53796
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
ISEQ	0,61122	0,55942	0,52971	0,56786
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
NIKKEI	0,55786	0,52008	0,50315	0,52941
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
PSI	0,62384	0,62529	0,62842	0,55792
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
SENSEX	0,58103	0,54193	0,55872	0,58331
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o  $p$ -value.

Todas as estimativas dos coeficientes de Hurst têm significado estatístico, nos diversos períodos amostrais, ao nível de significância de 1%. No sub-período Crise Financeira Global, todos os coeficientes têm valores superiores a 0,5 e inferiores a 1, de forma consistente com os resultados obtidos por Peters (1994), para o mercado dos EUA. Apenas os índices ATG e DJ, no sub-período Dot-Com, e os índices CAC, FTSE e IBEX, no sub-período Tranquilo, apresentam coeficientes de valor inferior a 50%. Por outro lado, em geral, os valores dos coeficientes de Hurst foram superiores no sub-período Crise Financeira Global, face aos sub-

períodos precedentes. A superioridade esteve presente em nove e em onze casos, face aos sub-períodos Dot-Com e Tranquilo, respetivamente. Os valores elevados dos coeficientes de Hurst, obtidos no último sub-período, mostram que as respetivas séries apresentaram níveis de persistência mais elevados nesse sub-período, significando isto que os resultados no período seguinte vêm similares aos do período corrente, pelo que há uma probabilidade mais elevada que a um período de quedas se siga outro similar, e vice-versa.

Devido à persistência das séries, estas são, em simultâneo, caracterizadas por dependências de longo prazo, apresentam um comportamento não linear, pelo que um acontecimento no momento corrente tem impacto permanente no futuro, e evidenciam também uma elevada sensibilidade às condições iniciais.

## **4.5 Modelação das ligações entre as rendibilidades dos mercados**

### **4.5.1 Correlações contemporâneas entre as rendibilidades dos índices**

Com o objetivo de estudar a ocorrência de comovimentos nos mercados bolsistas e a eventual existência de situações de contágio entre eles, calcularam-se as correlações não condicionais e os rácios de verosimilhança das matrizes de coeficientes de correlação, e apreciou-se o significado estatístico de ambas as medidas. Se o teste de significância estatística ao coeficiente de correlação dá uma indicação da significância individual de um par de índices, o teste do rácio de verosimilhança proporciona uma indicação da significância conjunta da matriz de correlações.

Uma forma de testar a significância estatística do coeficiente de correlação é recorrer à estatística  $t = \frac{r \cdot \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}}$ , que segue a distribuição  $t$ , com  $n-2$  graus de liberdade, em que  $r$  é o coeficiente de correlação entre duas séries e  $n$  é o número de observações.

Para testar se a matriz de coeficientes de correlação é globalmente diferente da matriz identidade, recorreremos ao teste do rácio de verosimilhança, sugerido por Pindyck e Rotemberg (1990). A hipótese nula deste teste pressupõe que não existe correlação entre os vários mercados da amostra. A estatística do teste é dada por  $t = -N \cdot \log|R|$ , que se prova seguir uma distribuição Qui-Quadrado, com  $0,5p(p-1)$  graus de liberdade, em que  $|R|$  é o determinante da matriz das correlações,  $N$  é o número de observações na amostra comum e  $p$  é o número de séries analisadas no teste.

Nas tabelas 4.15, 4.16, 4.17 e 4.18 mostram-se as correlações não-condicionais entre os índices dos vários mercados estudados e os rácios de verosimilhança, relativos ao período completo e a cada um dos três sub-períodos em que foi particionada a amostra global. A matriz de correlações da amostra completa revela que todos os coeficientes de correlação são não nulos e estatisticamente significativos, ao nível de significância de 1%, como se pode

concluir da análise da tabela 4.15. As correlações entre as rendibilidades dos vários mercados revelaram-se positivas e, em alguns casos, elevadas, o que sugere a existência de uma tendência ou de um fator comum, que conduz os mercados na mesma direção. Porém, os níveis de correlação dos índices SENSEX, NIKKEI e BOV com os restantes países foram inferiores. Do conjunto de pares de correlações, apenas um coeficiente regista uma correlação muito fraca, relativo ao par NIKKEI-DJ. As relações entre os índices europeus são as que apresentam, em geral, coeficientes de correlação mais elevados. Merecem ser destacados alguns pares de índices europeus, por apresentarem correlações fortes. Concretamente, os pares CAC-FTSE, CAC-IBEX, CAC-DAX, FTSE-IBEX e DAX-FTSE registaram coeficientes de correlação superiores a 0,8, enquanto os pares DAX-IBEX e PSI-IBEX registaram coeficientes superiores a 0,7.

A utilização da amostra completa, para calcular as correlações, pode atenuar os efeitos resultantes da interação entre os mercados. Por esta razão, efetuámos o cálculo das matrizes de correlações entre os doze índices e do respetivo rácio de verosimilhança, para cada um dos três sub-períodos. O rácio de verosimilhança revelou-se significativo, a um nível de significância de 1%, sendo sempre superior ao valor crítico de 95,63, e mostrou uma tendência crescente, de 5315, 8202 e 11000, nos sub-períodos, Dot-com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente. Tal pode ser entendido como um sinal de que, em geral, as correlações entre os mercados tenderam a aumentar durante o período amostral estudado. O aumento no valor desse rácio foi expressivo quer no sub-período Tranquilo quer no sub-período da crise global, o que dá uma indicação de que os movimentos dos mercados bolsistas tenderam a ser cada vez mais próximos. No sub-período Dot-Com, todos os coeficientes de correlação registaram valores positivos, sendo estatisticamente significativos ao nível de significância de 1%, de acordo com os valores dos *p-values* dos pares de correlações (tabela 4.16). Contudo, quinze pares apresentaram correlações muito fracas, muitos deles envolvendo índices não europeus, especialmente o índice Sensex. Quase metade dos índices registaram correlações fracas (trinta e um em concreto), de modo mais evidente os pares que envolveram os índices ATG, HANG e NIKKEI. Catorze pares registaram correlações moderadas, destacando-se o índice DJ, com cinco pares. Seis pares de índices tiveram correlações fortes, envolvendo exclusivamente pares europeus, concretamente os pares CAC-DAX, CAC-FTSE, CAC-IBEX, DAX-FTSE, DAX-IBEX, FTSE-IBEX. Os três primeiros pares apresentaram correlações superiores a 0,8. Por último, neste sub-período não se registaram correlações muito fortes.

Tabela 4.15: Correlações contemporâneas entre as taxas de rendibilidades dos índices, durante o período completo

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG-SENG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	1,000											
BOV	0,285 (0,000)	1,000										
CAC	0,491 (0,000)	0,465 (0,000)	1,000									
DAX	0,452 (0,000)	0,478 (0,000)	0,879 (0,000)	1,000								
DJ	0,284 (0,000)	0,592 (0,000)	0,542 (0,000)	0,596 (0,000)	1,000							
FTSE	0,476 (0,000)	0,466 (0,000)	0,888 (0,000)	0,801 (0,000)	0,520 (0,000)	1,000						
HANG-SENG	0,374 (0,000)	0,310 (0,000)	0,394 (0,000)	0,357 (0,000)	0,219 (0,000)	0,398 (0,000)	1,000					
IBEX	0,490 (0,000)	0,446 (0,000)	0,877 (0,000)	0,789 (0,000)	0,506 (0,000)	0,804 (0,000)	0,375 (0,000)	1,000				
ISEQ	0,463 (0,000)	0,357 (0,000)	0,647 (0,000)	0,559 (0,000)	0,389 (0,000)	0,653 (0,000)	0,367 (0,000)	0,612 (0,000)	1,000			
NIKKEI	0,316 (0,000)	0,216 (0,000)	0,355 (0,000)	0,312 (0,000)	0,157 (0,000)	0,350 (0,000)	0,605 (0,000)	0,321 (0,000)	0,334 (0,000)	1,000		
PSI	0,487 (0,000)	0,414 (0,000)	0,686 (0,000)	0,606 (0,000)	0,379 (0,000)	0,645 (0,000)	0,386 (0,000)	0,723 (0,000)	0,548 (0,000)	0,329 (0,000)	1,000	
SENSEX	0,327 (0,000)	0,244 (0,000)	0,307 (0,000)	0,285 (0,000)	0,209 (0,000)	0,317 (0,000)	0,470 (0,000)	0,306 (0,000)	0,308 (0,000)	0,347 (0,000)	0,330 (0,000)	1,000

Nota: Os valores entre parêntesis dizem respeito aos *p-values*.



Tabela 4.16: Correlações contemporâneas entre as taxas de rendibilidades dos índices, durante o sub-período Dot-Com

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG-SENG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	1											
BOV	0,155 (0,000)	1										
CAC	0,310 (0,000)	0,330 (0,000)	1									
DAX	0,294 (0,000)	0,396 (0,000)	0,840 (0,000)	1								
DJ	0,184 (0,000)	0,449 (0,000)	0,487 (0,000)	0,591 (0,000)	1							
FTSE	0,302 (0,000)	0,316 (0,000)	0,839 (0,000)	0,742 (0,000)	0,448 (0,000)	1						
HANG-SENG	0,296 (0,000)	0,196 (0,000)	0,346 (0,000)	0,291 (0,000)	0,112 (0,000)	0,334 (0,000)	1					
IBEX	0,281 (0,000)	0,330 (0,000)	0,845 (0,000)	0,756 (0,000)	0,425 (0,000)	0,748 (0,000)	0,331 (0,000)	1				
ISEQ	0,295 (0,000)	0,230 (0,000)	0,554 (0,000)	0,488 (0,000)	0,283 (0,000)	0,576 (0,000)	0,323 (0,000)	0,492 (0,000)	1			
NIKKEI	0,248 (0,000)	0,160 (0,000)	0,264 (0,000)	0,211 (0,000)	0,125 (0,000)	0,264 (0,000)	0,512 (0,000)	0,232 (0,000)	0,308 (0,000)	1		
PSI	0,275 (0,000)	0,333 (0,000)	0,595 (0,000)	0,552 (0,000)	0,301 (0,000)	0,516 (0,000)	0,314 (0,000)	0,639 (0,000)	0,377 (0,000)	0,214 (0,000)	1	
SENSEX	0,165 (0,000)	0,079 (0,000)	0,123 (0,000)	0,111 (0,000)	0,066 (0,000)	0,139 (0,000)	0,269 (0,000)	0,149 (0,000)	0,128 (0,000)	0,221 (0,000)	0,163 (0,000)	1

Notas: Os valores entre parêntesis dizem respeito aos *p-values*. O rácio de verosimilhança da matriz de correlações tem o valor de 5315.

Tabela 4.17: Correlações contemporâneas entre as taxas de rendibilidades dos índices, durante o sub-período Tranquilo

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG-SENG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	1,000											
BOV	0,209 (0,000)	1,000										
CAC	0,512 (0,000)	0,370 (0,000)	1,000									
DAX	0,465 (0,000)	0,369 (0,000)	0,909 (0,000)	1,000								
DJ	0,210 (0,000)	0,556 (0,000)	0,478 (0,000)	0,522 (0,000)	1,000							
FTSE	0,481 (0,000)	0,383 (0,000)	0,867 (0,000)	0,799 (0,000)	0,456 (0,000)	1,000						
HANG-SENG	0,351 (0,000)	0,230 (0,000)	0,363 (0,000)	0,328 (0,000)	0,145 (0,000)	0,348 (0,000)	1,000					
IBEX	0,478 (0,000)	0,364 (0,000)	0,869 (0,000)	0,831 (0,000)	0,465 (0,000)	0,805 (0,000)	0,342 (0,000)	1,000				
ISEQ	0,443 (0,000)	0,241 (0,000)	0,621 (0,000)	0,567 (0,000)	0,294 (0,000)	0,633 (0,000)	0,377 (0,000)	0,591 (0,000)	1,000			
NIKKEI	0,280 (0,000)	0,199 (0,000)	0,351 (0,000)	0,319 (0,000)	0,127 (0,000)	0,326 (0,000)	0,552 (0,000)	0,312 (0,000)	0,331 (0,000)	1,000		
PSI	0,382 (0,000)	0,254 (0,000)	0,532 (0,000)	0,484 (0,000)	0,265 (0,000)	0,502 (0,000)	0,302 (0,000)	0,522 (0,000)	0,411 (0,000)	0,298 (0,000)	1,000	
SENSEX	0,321 (0,000)	0,200 (0,000)	0,315 (0,000)	0,268 (0,000)	0,123 (0,000)	0,300 (0,000)	0,431 (0,000)	0,296 (0,000)	0,297 (0,000)	0,348 (0,000)	0,317 (0,000)	1,000

Notas: Os valores entre parêntesis dizem respeito aos *p-values*. O rácio de verosimilhança da matriz de correlações tem o valor de 8202.

Tabela 4.18: Correlações contemporâneas entre as taxas de rendibilidades dos índices, durante o sub-período Crise Financeira Global

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG-SENG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	1,000											
BOV	0,408 (0,000)	1,000										
CAC	0,618 (0,000)	0,628 (0,000)	1,000									
DAX	0,596 (0,000)	0,628 (0,000)	0,919 (0,000)	1,000								
DJ	0,363 (0,000)	0,730 (0,000)	0,603 (0,000)	0,641 (0,000)	1,000							
FTSE	0,587 (0,000)	0,622 (0,000)	0,935 (0,000)	0,877 (0,000)	0,581 (0,000)	1,000						
HANG-SENG	0,420 (0,000)	0,419 (0,000)	0,439 (0,000)	0,434 (0,000)	0,296 (0,000)	0,448 (0,000)	1,000					
IBEX	0,627 (0,000)	0,576 (0,000)	0,908 (0,000)	0,827 (0,000)	0,569 (0,000)	0,842 (0,000)	0,409 (0,000)	1,000				
ISEQ	0,544 (0,000)	0,478 (0,000)	0,734 (0,000)	0,660 (0,000)	0,463 (0,000)	0,711 (0,000)	0,384 (0,000)	0,689 (0,000)	1,000			
NIKKEI	0,364 (0,000)	0,261 (0,000)	0,423 (0,000)	0,403 (0,000)	0,185 (0,000)	0,413 (0,000)	0,672 (0,000)	0,382 (0,000)	0,350 (0,000)	1,000		
PSI	0,625 (0,000)	0,535 (0,000)	0,793 (0,000)	0,714 (0,000)	0,447 (0,000)	0,754 (0,000)	0,437 (0,000)	0,815 (0,000)	0,644 (0,000)	0,399 (0,000)	1,000	
SENSEX	0,432 (0,000)	0,387 (0,000)	0,452 (0,000)	0,460 (0,000)	0,340 (0,000)	0,452 (0,000)	0,611 (0,000)	0,424 (0,000)	0,404 (0,000)	0,423 (0,000)	0,442 (0,000)	1,000

Notas: Os valores entre parêntesis dizem respeito aos *p-values*. O rácio de verosimilhança da matriz de correlações tem o valor de 11000.

No sub-período Tranquilo, todos os pares de correlações apresentaram valores positivos e revelaram-se estatisticamente significativos, ao nível de significância de 1%, tendo em conta as respetivas probabilidades (tabela 4.17). Neste sub-período, apenas quatro pares de índices apresentaram correlações muito fracas. Trinta e cinco pares de índices expressaram uma correlação fraca, evidenciando-se os nove cruzamentos com o índice BOV. Vinte e um pares de índices revelaram correlações moderadas, destacando-se o ISEQ, com seis pares. Cinco pares registaram correlações fortes e superiores a 0,8, em todos os casos envolvendo índices europeus. Apenas o par CAC-DAX revelou um nível de correlação muito forte, de 0,91.

No sub-período da Crise Financeira Global, tal como nos sub-períodos anteriores, todos os pares de correlações apresentaram relações lineares positivas e significativas, ao nível de significância de 1%, como se pode concluir da análise da tabela 4.18.

Do conjunto de pares de correlações relativos ao último sub-período (tabela 4.18), apenas o par DJ-NIKKEI apresentou uma correlação muito fraca; dez pares revelaram correlação fraca, em especial os que envolveram o índice NIKKEI; quarenta e dois pares registaram correlação moderada, sobressaindo os índices ATG e HANG, com nove pares de cruzamentos cada um; dez pares mostraram correlação forte, em nove casos entre mercados europeus, enquanto três pares tiveram correlações muito fortes, designadamente os pares CAC-DAX (0,92), CAC-FTSE (0,93) e CAC-IBEX (0,91). Estes resultados confirmam, portanto, uma clara superioridade das correlações registadas neste sub-período, face às dos sub-períodos anteriores. Os coeficientes de correlação relativos ao sub-período Crise Financeira Global foram, em todos os pares de relações, superiores aos do sub-período Dot-Com. Em relação ao sub-período Tranquilo, apenas o par de correlação DAX-IBEX não registou um aumento no sub-período mais recente, embora a diferença tenha sido muito ligeira. Com o objetivo de perceber se o aumento generalizado das correlações teve significado estatístico, foi aplicado o teste em duas amostras, de acordo com a proposta de Forbes e Rigobon (2002), conforme a metodologia exposta no apêndice 3.3.A. Os resultados do teste são apresentados na tabela 4.19, em que é comparado o sub-período Crise Financeira Global com os dois precedentes.

No sub-período Crise Financeira Global, face ao sub-período Dot-Com, os níveis de dependência linear entre os diversos mercados alteraram-se de forma substancial, com todos os pares de correlações a registarem um aumento de valor. Dos 66 aumentos ocorridos, 61 tiveram significado estatístico, ao nível de significância de 5%, superando o valor crítico de 1,96. Apenas os pares DAX-DJ, DJ-NIKKEI, HANG-IBEX, HANG-ISEQ e ISEQ-NIKKEI não registaram um aumento de correlação, com significado estatístico. Em relação ao sub-período Tranquilo, os coeficientes de correlação registados no sub-período Crise Financeira Global observaram, igualmente, um aumento generalizado. Dos 65 aumentos registados, 56 tiveram um aumento estatisticamente significativo, ao nível de significância de 5%, superando o valor

crítico de 1,96. Os índices FTSE, PSI e SENSEX registaram um aumento estatisticamente significativo com todos os seus pares.

**Tabela 4.19: Teste à igualdade das correlações não condicionais das rendibilidades diárias**

Crise Financeira Global versus Crise Dot-Com											
	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	5,89	8,53	8,13	4,13	7,66	3,03	9,50	6,48	2,72	9,57	6,28
BOV		8,40	6,77	9,47	8,52	5,27	6,66	6,08	2,26	5,35	6,99
CAC			7,67	3,52	10,16	2,34	5,88	6,66	3,84	8,35	7,72
DAX				1,74	8,71	3,51	4,08	5,51	4,52	5,83	8,19
DJ					3,86	4,09	4,09	4,48	1,31	3,63	6,12
FTSE						2,89	5,55	4,96	3,58	8,75	7,36
HANG							1,93	1,48	5,30	3,05	9,25
IBEX								6,52	3,52	8,19	6,42
ISEQ									0,99	7,85	6,37
NIKKEI										4,35	4,80
PSI											6,57
Crise Financeira Global versus sub-período Tranquilo											
	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	4,99	3,54	4,12	3,77	3,35	1,83	4,86	3,01	2,10	7,46	2,92
BOV		7,91	7,89	6,82	7,32	4,80	6,19	6,21	1,48	7,63	4,63
CAC			1,35	4,00	8,42	2,04	4,20	4,75	1,91	10,95	3,62
DAX				4,09	6,03	2,79	-0,29	3,39	2,20	8,27	5,03
DJ					3,88	3,58	3,22	4,49	1,34	4,72	5,20
FTSE						2,70	2,62	3,25	2,28	9,74	4,00
HANG							1,78	0,17	4,39	3,52	5,65
IBEX								3,74	1,80	12,72	3,33
ISEQ									0,48	7,43	2,76
NIKKEI										2,60	1,99
PSI											3,30

Do conjunto dos índices europeus, apenas o par CAC-DAX não registou um aumento de correlação com significado estatístico. O aumento significativo das correlações não condicionais dá uma indicação da ocorrência de comovimentos de curto prazo entre os mercados. Este facto é um motivo para se acreditar que os mercados considerados na análise se afastaram das relações ditadas pelos movimentos habituais dos fundamentais económicos, tendo a Crise Financeira Global dado origem a um fenómeno de contágio entre os diversos mercados e não a uma simples reação a choques comuns, desencadeados nalguns desses mercados.

#### 4.5.2 Correlações entre os padrões de rendibilidade dos índices

Com o objetivo de analisar o comovimento dos padrões de rendibilidade dos índices, foram calculados os coeficientes de correlação, a partir dos resultados da tabela 4.5. As matrizes dos coeficientes de correlação dos padrões de rendibilidade são apresentadas na tabela 4.20.

Em qualquer dos sub-períodos estudados, os valores dos coeficientes de correlação são muito elevados, dando uma clara indicação de que os mercados descreveram padrões de rendibilidades muito semelhantes. Durante o sub-período Dot-Com, os índices bolsistas apresentaram coeficientes de correlação médios superiores a 90%, com exceção dos índices BOV e DJ, que apresentaram valores médios de 83% e 89%, respetivamente. Quanto ao sub-período Tranquilo, apenas o índice BOV apresentou uma correlação média inferior a 90%. A grande maioria dos índices (75%) registou uma correlação média superior a 95%, confirmando que, face ao sub-período anterior, os padrões de rendibilidades foram muito idênticos. A superioridade dos coeficientes de correlação, no segundo sub-período face ao precedente, aconteceu em cerca de 70% dos casos. O índice BOV foi o que reportou um menor número de casos de aumento de correlações (6 casos); em contraste, os índices DJ e ISEQ viram aumentar os coeficientes de correlação em 10 casos. Por seu lado, entre os pares europeus, destaca-se o índice ISEQ, ao apresentar um aumento dos coeficientes de correlação com todos os restantes índices do mesmo continente.

**Tabela 4.20: Correlações entre os padrões de flutuação das rendibilidades de mercado diárias, durante os três sub-períodos**

		BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Dot-Com	ATG	0,819	0,957	0,918	0,922	0,982	0,982	0,915	0,935	0,983	0,968	0,961
	BOV		0,936	0,964	0,651	0,826	0,897	0,910	0,707	0,901	0,723	0,815
	CAC			0,993	0,862	0,966	0,989	0,982	0,897	0,988	0,900	0,956
	DAX				0,809	0,933	0,967	0,983	0,853	0,967	0,848	0,926
	DJ					0,961	0,905	0,844	0,996	0,896	0,977	0,970
	FTSE						0,986	0,939	0,977	0,982	0,979	0,996
	HANG							0,952	0,930	0,999	0,950	0,975
	IBEX								0,882	0,947	0,850	0,936
	ISEQ									0,921	0,978	0,986
	NIKKEI										0,946	0,969
	PSI											0,973
Tranquilo	ATG	0,877	0,996	0,996	0,977	0,975	1,000	0,991	0,988	0,996	0,965	0,976
	BOV		0,843	0,900	0,757	0,749	0,865	0,810	0,793	0,909	0,723	0,954
	CAC			0,985	0,989	0,987	0,998	0,993	0,994	0,990	0,978	0,955
	DAX				0,960	0,958	0,994	0,982	0,975	0,993	0,947	0,985
	DJ					1,000	0,983	0,994	0,998	0,960	0,998	0,909
	FTSE						0,980	0,993	0,997	0,955	0,999	0,905
	HANG							0,994	0,992	0,994	0,972	0,970
	IBEX								0,999	0,976	0,990	0,945
	ISEQ									0,973	0,994	0,934
	NIKKEI										0,942	0,984
	PSI											0,891
Crise Financ. Global	ATG	0,932	0,959	0,938	0,895	0,926	0,971	0,974	0,976	0,972	0,926	0,947
	BOV		0,988	0,992	0,971	0,982	0,986	0,988	0,979	0,982	0,979	0,993
	CAC			0,991	0,955	0,987	0,996	0,997	0,992	0,997	0,982	0,996
	DAX				0,984	0,996	0,982	0,989	0,973	0,985	0,995	0,991
	DJ					0,984	0,940	0,954	0,927	0,941	0,989	0,963
	FTSE						0,973	0,980	0,963	0,976	0,999	0,988
	HANG							0,998	0,998	0,997	0,967	0,993
	IBEX								0,994	0,998	0,977	0,993
	ISEQ									0,993	0,958	0,989
	NIKKEI										0,970	0,989
	PSI											0,983

No último sub-período, os coeficientes de correlação de valor mais baixo estão associados ao índice BOV, embora em qualquer dos casos tenham registado valores superiores a 83%. Na

esmagadora maioria dos casos, as correlações entre os vários pares de índices revelaram-se superiores a 90%, sendo em alguns casos próximas de 100%, o que é um indicador de que os índices apresentam padrões de rendibilidades muito semelhantes. Os coeficientes de correlação entre os padrões de rendibilidade dos diversos índices, no sub-período da Crise Global, mostraram-se, em geral, mais elevados do que nos dos sub-períodos anteriores. Em concreto, esta superioridade foi patente em 77% dos casos, face ao primeiro sub-período. Do conjunto dos doze índices, destacam-se o BOV e o IBEX, por registarem um aumento das correlações em relação a cada um dos seus pares. Face ao segundo sub-período, a superioridade aconteceu em 56% dos casos, com especial evidência para o índice BOV, em que todas as correlações aumentaram de valor. No último sub-período, todos os índices apresentaram uma correlação média superior a 94%. Do conjunto de países analisados, o ATG foi o que apresentou a correlação média mais baixa (94,7%). Uma grande parte dos pares de índices apresentou correlações muito próximas de 100%. Não foi, no entanto, identificada qualquer diferença nos níveis de correlação entre os mercados europeus e os mercados não europeus.

Em síntese, os valores calculados permitem a conclusão de que, em geral, os padrões de rendibilidade dos índices descreveram movimentos semelhantes, nos três sub-períodos estudados, mas em especial durante o sub-período Crise Financeira Global, em que foi registado um aumento na maioria dos pares de correlações, face aos sub-períodos anteriores.

### 4.5.3 Semicorrelações

Com o objetivo de investigar a eventual presença de assimetrias nas correlações, calcularam-se as semicorrelações, de acordo com a metodologia exposta no capítulo 3 do presente trabalho. Para o efeito, foram considerados os três sub-períodos em análise (Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global) e calculadas as semicorrelações entre os doze índices bolsistas, quando as taxas de rendibilidades foram negativas (correlações *down-down*) e positivas (correlações *up-up*), para cada par de índices. Os coeficientes de correlação não-condicionais foram, portanto, calculados para os mercados *down-down* e *up-up* já antes definidos. Estes resultados são apresentados nas tabelas 4.12.A, 4.13.A e 4.21 (as duas primeiras, em apêndice). Acima da diagonal principal das tabelas são mostradas as correlações *down-down*, enquanto abaixo da diagonal principal são mostradas as correlações *up-up*. Em consonância com os resultados obtidos noutros estudos empíricos, nomeadamente os de Erb *et al.* (1994) e Zimmermann *et al.* (2003), a correlação entre as taxas de rendibilidades dos doze índices analisados parece ser mais elevada quando os mercados estão em queda. A média global das correlações *down-down* é de 0,705, 0,723 e 0,773, nos sub-períodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente, enquanto as correlações *up-up* registaram 0,683, 0,710 e 0,743, nos mesmos sub-períodos. Em ambos os casos, os coeficientes de correlação registaram valores muito superiores aos obtidos nos estudos anteriores. Porém, estes resultados apresentam algumas diferenças, quando

comparados com os de outros estudos, o que poderá ficar a dever-se a uma maior proximidade entre os mercados bolsistas internacionais.

Em primeiro lugar, embora os coeficientes de correlação associados às quedas dos mercados tenham apresentado valores superiores aos dos movimentos de subida, o diferencial entre uns e outros registou uma magnitude muito inferior à apresentada nos estudos anteriores. No estudo desenvolvido por Erb *et al.* (1994), foram encontradas diferenças muito superiores entre os dois tipos de correlação. Por exemplo, para o par Estados Unidos-Alemanha, foi calculada uma correlação *down-down* de 0,52 e uma correlação *up-up* de 0,09, o que contrasta com os valores calculados na presente investigação, em que a maior diferença está associada ao par ATG-SENSEX, com uma correlação *down-down* de 0,767 e uma correlação *up-up* de 0,616. Em termos médios, as diferenças entre os dois tipos de correlações são muito inferiores às obtidas anteriormente. Erb *et al.* (1994) obtiveram correlações médias globais de 0,416 e 0,179, para as correlações *down* e *up*. Estes valores contrastam com a média global das correlações *down-down*, de 0,705, 0,723 e 0,773, e com as correlações *up-up*, que registaram valores de 0,683, 0,710 e 0,743, nos períodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente. Em segundo lugar, enquanto nos estudos anteriores todas as correlações *down-down* apresentaram valores superiores aos das correlações *up-up*, no presente estudo tal não aconteceu. A percentagem de vezes em que essa superioridade se verificou foi de 71%, 68% e 87%, nos sub-períodos Dot-Com, Tranquilo e Crise financeira global, respetivamente. No primeiro sub-período estudado, só os índices ATG e BOV registaram tal superioridade. Nos dois sub-períodos seguintes, apenas o índice do mercado português registou superioridade das correlações *down-down* em todos os pares analisados.

**Tabela 4.21: Semicorrelações no sub-período Crise Financeira Global**

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX	Média	Média Down
ATG		0,699	0,804	0,781	0,667	0,778	0,725	0,807	0,740	0,692	0,800	0,767	0,751	0,773
BOV	0,648		0,805	0,777	0,836	0,797	0,754	0,794	0,765	0,644	0,741	0,760	0,761	
CAC	0,762	0,806		0,962	0,802	0,942	0,775	0,930	0,834	0,736	0,876	0,750	0,838	
DAX	0,743	0,813	0,926		0,796	0,931	0,773	0,908	0,786	0,742	0,835	0,768	0,823	
DJ	0,628	0,881	0,790	0,820		0,787	0,639	0,780	0,736	0,591	0,702	0,669	0,728	
FTSE	0,735	0,812	0,954	0,898	0,795		0,760	0,882	0,823	0,730	0,847	0,766	0,822	
HANG	0,649	0,805	0,683	0,757	0,734	0,711		0,747	0,741	0,848	0,698	0,792	0,750	
IBEX	0,771	0,774	0,927	0,890	0,784	0,887	0,664		0,808	0,701	0,885	0,737	0,816	
ISEQ	0,746	0,737	0,802	0,757	0,687	0,805	0,669	0,789		0,677	0,795	0,691	0,763	
NIKKEI	0,639	0,702	0,663	0,688	0,668	0,710	0,780	0,626	0,653		0,691	0,714	0,706	
PSI	0,780	0,724	0,849	0,780	0,700	0,831	0,647	0,876	0,774	0,652		0,722	0,781	
SENSEX	0,616	0,697	0,642	0,659	0,680	0,665	0,745	0,609	0,639	0,706	0,624		0,740	
Média	0,701	0,763	0,800	0,794	0,742	0,800	0,713	0,782	0,732	0,681	0,749	0,662		
Média Up	0,743													



Porém, apesar de a grande maioria das correlações *down* ter um valor superior ao das correlações *up*, a superioridade não teve significado estatístico. No primeiro sub-período, nenhum dos pares registou um aumento estatístico, ao nível de significância de 5%, enquanto nos dois sub-períodos seguintes a superioridade aconteceu em 7 e em 12 casos, respetivamente.

Em terceiro lugar, os valores dos coeficientes de correlação registaram valores muito elevados, sobretudo os associados a movimentos de descida dos mercados, em comparação com os calculados noutros estudos. Se considerados apenas os pares relativos aos países europeus, constata-se que os coeficientes apresentaram valores superiores. No caso das correlações *down-down*, os valores foram de 0,74, 0,76 e 0,81, enquanto as correlações *up-up* foram de 0,72, 0,74 e 0,78, nos períodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente. No último sub-período analisado, vários pares de países europeus registaram coeficientes de correlação superiores a 90%, o que supera claramente os valores estimados por Erb *et al.* (1994) e Zimmermann *et al.* (2003), cujos valores máximos foram de 66%. No sentido de perceber se o aumento das correlações teve significado estatístico, foi aplicado o teste em duas amostras, de acordo com a proposta de Forbes e Rigobon (2002), conforme a metodologia exposta no apêndice 3.3.A. Os resultados do teste são apresentados nas tabelas 4.22 e 4.23, nas quais é comparado o sub-período Crise Financeira Global com os dois precedentes.

**Tabela 4.22: Teste à igualdade das correlações *down-down* e das correlações *up-up*, nos sub-períodos Crise Financeira Global e Dot-Com**

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG		0,95	4,30	4,02	-0,24	3,53	0,48	4,22	1,43	0,86	3,63	2,63
BOV	-1,12		2,75	1,12	3,34	3,65	0,48	2,01	2,25	-0,80	-0,05	1,93
CAC	-1,42	0,03		6,07	0,63	4,49	2,58	3,10	2,72	1,65	4,30	3,30
DAX	-1,18	1,21	-5,07		-0,27	5,70	3,02	3,36	1,43	1,78	2,68	4,17
DJ	-0,81	2,26	-0,42	0,91		1,19	-0,62	0,23	1,47	-1,22	-0,71	0,95
FTSE	-1,30	0,54	1,66	-2,92	0,26		2,28	2,00	2,35	1,88	4,33	4,58
HANG	-1,82	1,54	-2,45	-0,47	2,09	-1,33		0,80	0,95	3,09	-1,16	2,44
IBEX	-1,24	-0,63	-0,26	-1,29	0,13	0,30	-2,06		1,30	0,13	4,68	2,22
ISEQ	0,16	-0,80	-1,29	-0,94	-1,24	-0,74	-1,72	-0,70		-0,86	2,32	1,41
NIKKEI	-1,15	1,19	-1,74	-1,33	1,44	-0,50	-2,61	-1,64	-0,51		0,59	2,27
PSI	-0,68	-0,43	-1,43	-2,13	-0,05	-0,71	-1,12	-0,53	-0,72	-0,83		1,04
SENSEX	-3,63	-1,59	-2,65	-2,77	0,23	-2,62	-1,48	-2,92	-1,16	-0,18	-2,22	

No sub-período Crise Financeira Global, face ao sub-período Dot-Com, as correlações entre os mercados, associadas a movimentos de queda, sofreram um aumento na generalidade dos casos. Dos 66 pares de correlações calculados, 34 registaram um aumento com significado estatístico, ao nível de significância de 5%, superando o valor crítico de 1,96. Este número aumenta para 38, se for considerado o nível de significância menos exigente de 10% (valor

crítico de 1,64). Relativamente às correlações associadas aos movimentos de subida, foi possível detetar 24 aumentos de correlação, significativos estatisticamente, ao nível de significância de 5%. Para o nível menos exigente de 10%, foram encontrados 28 pares. Importa ainda referir que não foram encontradas diminuições de correlação, com significado estatístico. A comparação dos dois sub-períodos mais recentes (tabela 4.23) permite a conclusão de que, em cerca de um terço dos pares das correlações *down-down*, aconteceu um aumento estatisticamente significativo, ao nível de significância de 5%. Já as correlações *up-up* sofreram um aumento de valor, estatisticamente significativo, ao nível de significância de 5%, em cerca de um quarto dos casos.

**Tabela 4.23: Teste à igualdade das correlações *down-down* e das correlações *up-up*, nos sub-períodos Crise Financeira Global e Tranquilo**

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG		-0,06	1,01	0,96	0,12	0,41	0,80	1,19	-0,66	1,04	2,08	2,03
BOV	-0,10		1,49	0,95	1,92	1,57	2,37	1,92	2,45	0,24	0,01	3,37
CAC	-0,95	3,67		4,08	0,88	2,75	2,54	1,89	1,94	1,06	4,20	2,87
DAX	-0,16	4,05	-0,22		0,50	4,03	2,61	1,46	0,98	1,31	2,92	3,58
DJ	-1,26	4,94	0,53	1,96		0,92	0,98	0,47	1,01	0,61	-0,05	1,90
FTSE	-0,32	2,93	6,11	2,17	1,48		1,80	-0,23	0,83	1,20	2,08	3,10
HANG	-1,56	3,71	-0,79	1,75	1,79	0,96		1,76	1,32	2,80	-0,26	2,86
IBEX	0,81	2,02	2,78	0,67	1,25	1,67	-0,42		1,20	0,99	4,93	2,13
ISEQ	0,26	1,30	0,79	0,47	-0,41	0,22	0,37	0,87		-0,09	2,77	1,13
NIKKEI	-2,01	1,20	-0,63	0,76	1,30	0,36	1,36	-0,92	-0,06		0,35	0,89
PSI	3,26	2,03	5,58	3,36	0,91	4,55	-0,03	7,14	2,20	0,07		0,16
SENSEX	-1,30	0,81	-0,71	0,59	1,48	0,08	2,24	-0,74	-1,73	1,40	1,00	

O aumento das correlações *down-down* e das correlações *up-up*, mas sobretudo das primeiras, quer ao longo do período amostral analisado quer em comparação com os resultados obtidos em estudos anteriores, parece indiciar um aumento das ligações entre os mercados bolsistas. O aumento das correlações, sobretudo nos movimentos de queda, implicou a diminuição dos benefícios da diversificação internacional.

#### 4.5.4 Análise dos *outliers* das rendibilidades diárias

Nesta secção analisamos a ocorrência de rendibilidades extremas no período amostral, considerando três critérios progressivamente mais restritivos, que envolvem os percentis de 5% e 95%, de 1% e 99%, e as rendibilidades anormais extremas. Os dois primeiros critérios recorreram à proposta de Jansen e DeVries (1991) e de Bae *et al.* (2003) e o terceiro à de Francisco e Gonçalves (2008), relativamente à consideração de observações anormais extremas. Na tabela 4.24 são apresentadas as percentagens de observações extremas, em cada um dos três sub-períodos, calculadas a partir dos dois percentis extremos, de 5% e de 95%, relativos às taxas de rendibilidades dos doze índices, no período completo. A análise destes valores revela que as crises Dot-Com e Financeira Global afetaram significativamente a

rendibilidade dos mercados estudados. Como era expectável, a percentagem de observações extremas teve maior incidência nos sub-períodos correspondentes aos momentos de crise, em comparação com o sub-período Tranquilo, em especial nas taxas de rendibilidades extremas negativas e no sub-período Crise Financeira Global. A percentagem de observações extremas negativas foi de 1,90% no sub-período Dot-Com, de 0,51% no sub-período Tranquilo, e de 2,59% no sub-período Crise Financeira Global. Face ao primeiro sub-período, apenas os índices CAC e DAX não apresentaram maior incidência de rendibilidades extremas negativas; em comparação com o sub-período Tranquilo, todas as percentagens de rendibilidades extremas negativas sofreram um acentuado aumento. Por outro lado, todos os índices, sem exceção, revelaram maior percentagem de observações extremas nos dois sub-períodos de crise.

**Tabela 4.24: Percentagem de rendibilidades extremas em cada um dos sub-períodos (percentis de 5% e de 95%)**

	Percentil 5%			Percentil 95%			Total de Percentis Extremos		
	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG
ATG	1,62%	0,31%	3,07%	1,45%	0,38%	3,18%	3,07%	0,69%	6,25%
BOV	1,79%	1,07%	2,14%	2,07%	1,10%	1,83%	3,87%	2,17%	3,97%
CAC	2,28%	0,48%	2,24%	2,49%	0,41%	2,11%	4,76%	0,90%	4,35%
DAX	2,93%	0,52%	1,55%	2,69%	0,69%	1,62%	5,63%	1,21%	3,18%
DJ	2,21%	0,10%	2,69%	2,17%	0,31%	2,52%	4,38%	0,41%	5,21%
FTSE	1,97%	0,35%	2,69%	2,24%	0,45%	2,31%	4,21%	0,79%	5,01%
HANG	1,59%	0,35%	3,07%	1,79%	0,38%	2,83%	3,38%	0,72%	5,90%
IBEX	2,28%	0,38%	2,35%	2,24%	0,31%	2,45%	4,52%	0,69%	4,80%
ISEQ	1,14%	0,38%	3,49%	1,10%	0,21%	3,69%	2,24%	0,59%	7,18%
NIKKEI	1,62%	0,97%	2,42%	1,59%	0,83%	2,59%	3,21%	1,79%	5,01%
PSI	1,86%	0,10%	3,04%	2,11%	0,48%	2,42%	3,97%	0,59%	5,45%
SENSEX	1,55%	1,10%	2,35%	1,42%	1,17%	2,42%	2,97%	2,28%	4,76%
Total	1,90%	0,51%	2,59%	1,95%	0,56%	2,50%	3,85%	1,07%	5,09%

Do conjunto dos doze índices considerados no estudo, o ISEQ e o ATG destacaram-se dos seus pares, em ambos os percentis extremos, por apresentarem as percentagens de rendibilidades extremas mais elevadas. Quanto às rendibilidades extremas positivas, também estas tiveram maior incidência nas duas fases de crise dos mercados bolsistas, com 1,95%, 0,56% e 2,50% de observações nos sub-períodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente. No último sub-período, apenas os índices CAC e DAX não registaram maior percentagem de observações extremas do que no primeiro sub-período; em relação ao segundo sub-período, todos os índices registaram um significativo aumento da percentagem de rendibilidades extremas.

As conclusões obtidas da análise da tabela 4.24 não são suficientes para concluir quanto à verificação de contágio entre os mercados, se este for entendido como um aumento na coincidência temporal das observações extremas. Assim, de modo a aprofundar a análise e a considerar a possibilidade de existência de contágio, foi construída a tabela 4.25, que evidencia a coincidência temporal das observações extremas, nos diversos mercados.

Tabela 4.25: Percentagem de dias com observações nos extremos, com coincidência temporal entre mercados nos três sub-períodos e no período completo (percentis de 5% e de 95%)

Nº Mercados	Observações no Extremo Negativo (%)				Observações no Extremo Positivo (%)				Total Observações nos Extremos (%)			
	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo
0	65,2%	91,0%	68,8%	76,0%	63,6%	89,1%	65,3%	73,7%	64,4%	90,1%	67,1%	74,8%
1	18,4%	6,0%	13,9%	12,3%	18,5%	7,3%	17,6%	14,0%	18,5%	6,7%	15,7%	13,2%
2	5,8%	1,6%	6,6%	4,5%	7,7%	1,7%	5,7%	4,8%	6,7%	1,6%	6,1%	4,6%
3	3,8%	0,5%	2,2%	2,0%	4,0%	0,7%	3,6%	2,7%	3,9%	0,6%	2,9%	2,3%
4	2,7%	0,2%	1,5%	1,4%	2,1%	0,6%	2,1%	1,6%	2,4%	0,4%	1,8%	1,5%
5	1,5%	0,2%	1,4%	1,0%	1,4%	0,3%	1,5%	1,0%	1,5%	0,2%	1,5%	1,0%
6	1,1%	0,2%	1,2%	0,8%	1,4%	0,1%	1,2%	0,9%	1,2%	0,1%	1,2%	0,8%
7	0,7%	0,0%	1,4%	0,7%	0,7%	0,1%	0,7%	0,5%	0,7%	0,0%	1,1%	0,6%
8	0,7%	0,3%	1,0%	0,7%	0,5%	0,0%	0,8%	0,4%	0,6%	0,1%	0,9%	0,5%
9	0,0%	0,1%	0,3%	0,1%	0,0%	0,0%	0,6%	0,2%	0,0%	0,0%	0,5%	0,2%
10	0,0%	0,0%	0,3%	0,1%	0,1%	0,0%	0,3%	0,1%	0,1%	0,0%	0,3%	0,1%
11	0,1%	0,0%	0,6%	0,2%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%	0,1%	0,0%	0,4%	0,2%
12	0,0%	0,0%	0,6%	0,2%	0,0%	0,0%	0,3%	0,1%	0,0%	0,0%	0,5%	0,2%

A análise da tabela 4.25 permite a conclusão de que os dias em que não ocorreram coincidências temporais de rendibilidades extremas negativas foram em número muito superior no sub-período Tranquilo (91%), comparativamente com o que aconteceu no sub-período Dot-Com (65,2%) e no sub-período da Crise Financeira Global (68,8%).

Por outro lado, no sub-período Tranquilo, apenas 3,1% das sessões reportaram mais do que um mercado com rendibilidades extremas negativas, o que compara com os 16,4% e os 17,3%, nos sub-períodos Dot-Com e Crise Financeira Global, respetivamente. Importa ainda destacar que apenas o sub-período Crise Financeira Global reportou sessões de coincidência de rendibilidades extremas em todas as possibilidades (número de mercados, de 1 a 12), registando 0,6% e 0,3% de sessões de rendibilidades negativas e positivas, respetivamente, em todos os mercados em simultâneo. O mês de outubro de 2008 evidenciou alguns exemplos de simultaneidade de rendibilidades negativas. Neste lapso de tempo, foram identificadas três sessões com respostas simultâneas de todos os índices e outras três com respostas de onze índices. Este facto reforça a ideia de que os mercados registaram padrões de comportamento semelhantes, principalmente nos movimentos de queda dos mercados.

Os resultados das percentagens de rendibilidades extremas e das respetivas percentagens de coincidências, nos diversos mercados, para os percentis mais restritivos de 1% e de 99%, são apresentados nas tabelas 4.14.A e 4.15.A, ambas em apêndice. Os resultados permitem a conclusão de que, nos sub-períodos de crise, as percentagens de observações extremas, quer positivas quer negativas, são significativamente mais elevadas do que no sub-período Tranquilo. No caso das observações negativas, as percentagens globais médias foram de 0,28%, 0,04% e 0,68%, em cada um dos três sub-períodos, respetivamente. Dos dois sub-períodos relativos a episódios de crise, destaca-se o da Crise Financeira Global, no qual todos os índices revelaram maior incidência de observações extremas negativas, face aos outros dois sub-períodos. Nesse lapso de tempo, os índices HANG e ISEQ apresentaram os valores percentuais mais elevados, em ambos os casos com uma taxa de incidência de 0,86%. Por outro lado, a percentagem de sessões com mais do que um mercado a reportar rendibilidades extremas negativas foi de 2,1%, 0,1% e 4,5%, nos sub-períodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente. Assim, o último sub-período reportou não apenas uma maior percentagem de sessões com rendibilidades extremas negativas, mas também uma maior percentagem de sessões em que as rendibilidades extremas coincidiram em vários mercados. Neste particular, destaca-se o facto de, no mês de outubro de 2008, terem sido identificadas duas sessões marcadas por rendibilidades extremas, em onze mercados em simultâneo, e por outras duas sessões que envolveram dez mercados. Quanto às observações extremas positivas, os índices CAC, DAX e IBEX mostraram maior incidência na crise Dot-Com do que na Crise Financeira Global, embora em termos globais as percentagens registadas no último sub-período tenham sido muito superiores às do primeiro, de 0,63% face a 0,33%. Tendo em conta os resultados dos dois percentis mais restritivos, conclui-se que apenas no

sub-período Crise Financeira Global foram reportadas sessões coincidentes de rendibilidades extremas negativas, nas possibilidades de 1 a 11, ou seja, de coincidência de variações extremas de um a onze mercados, diferenciando-o claramente dos outros dois sub-períodos, mas principalmente do sub-período Tranquilo, em que só foram registadas rendibilidades extremas negativas em dois mercados em simultâneo e numa única sessão. Para uma análise ainda mais restritiva do que a considerada nos dois percentis anteriores, recorreremos ao cálculo das rendibilidades anormais extremas, seguindo a sugestão de Francisco e Gonçalves (2008)<sup>29</sup>. Nas tabelas 4.16.A e 4.17.A, em apêndice, são apresentadas as percentagens de rendibilidades anormais extremas e as percentagens de coincidências temporais de rendibilidades anormais extremas, para o percentil 2,5% e 97,5%. Estes resultados revelam percentagens de rendibilidades anormais extremas negativas muito superiores no sub-período Crise Financeira Global. Apenas o índice DAX não registou um aumento percentual face ao sub-período Dot-Com, tendo mantido o mesmo nível percentual. Em todos os restantes casos, as diferenças percentuais foram muito significativas. Em termos médios globais, as percentagens de rendibilidades anormais extremas negativas foram de 0,22%, 0,03% e 0,59%, nos sub-períodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente. Quanto às rendibilidades anormais extremas positivas, as conclusões são muito idênticas às apresentadas para as negativas, evidenciando a superioridade das percentagens do último sub-período face às dos anteriores, com exceção do índice DAX, no primeiro sub-período. Na tabela 4.17.A são mostradas as percentagens das coincidências temporais das rendibilidades anormais extremas, nos doze mercados. A percentagem de sessões com rendibilidades anormais extremas negativas foi muito superior no sub-período Crise Financeira Global (7,9%), comparativamente com o que aconteceu no sub-período Dot-Com (4,6%) e no sub-período Tranquilo (0,9%). Por outro lado, a percentagem de sessões com mais do que um mercado com rendibilidades anormais extremas negativas foi muito heterogénea. Nos três sub-períodos amostrais, as percentagens foram de 1,9%, 0,1% e 3,9%, respetivamente. No último sub-período, aconteceram quatro sessões em que dez mercados registaram rendibilidades anormais extremas negativas. Três destas sessões aconteceram no mês de outubro de 2008. Relativamente às rendibilidades anormais extremas positivas, as conclusões são idênticas. Dos três sub-períodos, destacou-se o sub-período Crise Financeira Global, em particular no mês de outubro de 2008, sugerindo um reforço das ligações entre os mercados, do comovimento dos índices, mas também da ocorrência de situações de contágio, em resultado do ambiente de turbulência vivido então nos mercados financeiros.

Em resumo, as análises efetuadas nesta secção, para os diversos percentis e para as rendibilidades anormais extremas, evidenciam a influência da Crise Financeira Global no

---

<sup>29</sup> De acordo com esta proposta, uma rendibilidade anormal extrema,  $(AR_{it}^*)$ , respeita a condição  $AR_{it}^* > \overline{AR}_{it} \pm 2\sigma_{AR_{it}}^2$ , em que  $\overline{AR}_{it}$  e  $\sigma_{AR_{it}}^2$  representam a média e o desvio-padrão das rendibilidades anormais, respetivamente. Neste sentido, considerando o pressuposto de distribuição normal das rendibilidades anormais, selecionam-se as observações que se apresentam como verdadeiros *outliers*, considerando apenas as que caíam nos 2,5% das caudas da distribuição das rendibilidades.

comportamento dos índices, que passaram a descrever padrões de rendibilidades muito semelhantes. Várias sessões de negociação apresentaram reações simultâneas, em diversos mercados, quer nos movimentos de queda quer nos movimentos de subida dos índices, de forma especialmente vincada no mês de outubro de 2008, pelo que este lapso temporal terá sido o pico do episódio de contágio internacional nos mercados bolsistas.

#### **4.5.5 Correlações condicionais dinâmicas entre os índices bolsistas**

A representação gráfica das séries de rendibilidades diárias dos doze índices deu uma primeira indicação de que a volatilidade dos índices se concentra em determinados períodos, formando *clusters* de volatilidade. Os resultados dos testes LM de Engle (1982) às rendibilidades dos índices e dos testes de Ljung-Box ao quadrado das rendibilidades, apresentados anteriormente, identificaram a forte presença de efeitos ARCH nas séries. Com o objetivo de aprofundar o estudo das ligações entre os diversos mercados e a eventual ocorrência de contágios entre eles, recorreremos ao modelo DCC-GARCH, que é consistente com a presença de heterocedasticidade condicionada e permite uma análise dinâmica das ligações entre os mercados, através dos coeficientes de correlação condicionais. As estimativas do modelo de correlação condicional dinâmica são mostradas na tabela 4.26.

Todos os parâmetros relativos a pares de países europeus são estatisticamente diferentes de zero. Adicionalmente, nos modelos estimados para estes pares, a relação  $\alpha + \beta < 1$  é respeitada, e na grande maioria dos casos a soma dos parâmetros aproxima-se da unidade. Isto significa que o processo de geração de volatilidade bolsista é estável e evidencia um elevado grau de persistência.

Tabela 4.26: Estimativas dos parâmetros do modelo GARCH-DCC

	BOV		CAC		DAX		DJ		FTSE		HANG		IBEX		ISEQ		NIKKEI		PSI		SENSEX	
	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$
ATG	-0,002* (0,846)	-0,886* (0,362)	0,022 (0,000)	0,971 (0,000)	0,021 (0,000)	0,973 (0,000)	-0,020* (0,004)	-0,699* (0,000)	0,026 (0,000)	0,965 (0,000)	0,008 (0,004)	0,986 (0,000)	0,019 (0,000)	0,977 (0,000)	0,027 (0,000)	0,956 (0,000)	0,009 (0,022)	0,975 (0,000)	0,019 (0,000)	0,973 (0,000)	0,025 (0,000)	0,956 (0,000)
BOV			0,011 (0,000)	0,986 (0,000)	0,009 (0,001)	0,989 (0,000)	0,019 (0,000)	0,979 (0,000)	0,010 (0,000)	0,988 (0,000)	0,005 (0,099)	0,983 (0,000)	0,011 (0,000)	0,986 (0,000)	0,006 (0,004)	0,992 (0,000)	-0,011* (0,000)	0,683 (0,164)	-0,009* (0,439)	-0,515* (0,566)	-0,004* (0,573)	0,044 (0,990)
CAC					0,033 (0,000)	0,965 (0,000)	0,010 (0,000)	0,989 (0,000)	0,059 (0,000)	0,929 (0,000)	0,008 (0,114)	-0,915* (0,000)	0,034 (0,000)	0,953 (0,000)	0,036 (0,000)	0,951 (0,000)	-0,011* (0,271)	0,349 (0,730)	0,030 (0,000)	0,953 (0,000)	0,010 (0,001)	0,984 (0,000)
DAX							0,015 (0,000)	0,981 (0,000)	0,047 (0,000)	0,942 (0,000)	0,014 (0,260)	-0,339* (0,587)	0,044 (0,000)	0,943 (0,000)	0,032 (0,000)	0,959 (0,000)	0,011 (0,349)	-0,543* (0,461)	0,018 (0,000)	0,974 (0,000)	0,015 (0,000)	0,978 (0,000)
DJ									0,010 (0,000)	0,988 (0,000)	0,015 (0,010)	0,957 (0,000)	0,011 (0,000)	0,984 (0,000)	-0,009* (0,383)	-0,471* (0,567)	-0,013* (0,304)	0,808 (0,006)	0,008 (0,002)	0,988 (0,000)	0,011 (0,005)	0,977 (0,000)
FTSE											0,005 (0,450)	-0,353* (0,859)	0,040 (0,000)	0,950 (0,000)	0,023 (0,000)	0,965 (0,000)	-0,012* (0,224)	0,547 (0,485)	0,019 (0,000)	0,974 (0,000)	0,007 (0,001)	0,989 (0,000)
HANG													-0,004* (0,668)	-0,169* (0,947)	-0,009* (0,005)	-0,944* (0,000)	0,013 (0,000)	0,967 (0,000)	0,030 (0,004)	0,677 (0,000)	0,030 (0,000)	0,949 (0,000)
IBEX														0,028 (0,000)	0,959 (0,000)	-0,016* (0,133)	-0,330* (0,675)	0,038 (0,000)	0,942 (0,000)	0,007 (0,014)	0,988 (0,000)	
ISEQ																	-0,014* (0,044)	0,664 (0,086)	0,033 (0,000)	0,945 (0,000)	0,026 (0,000)	0,951 (0,000)
NIKKEI																			0,012 (0,346)	-0,534* (0,493)	0,013 (0,008)	0,967 (0,000)
PSI																					0,020 (0,000)	0,942 (0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.



Em 18 casos, de um total de 66, os parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$ , relativos a pares que envolvem mercados não europeus, não respeitam a condição de não negatividade, violando as restrições do modelo. Nestes casos, não é possível concluir acerca da possível ocorrência de contágio entre mercados. Esta situação é particularmente significativa nos pares que envolvem o índice Nikkei, com 8 dos 11 pares a não respeitarem a condição atrás referida. Em sentido oposto, os parâmetros relativos aos pares que envolvem o índice Sensex, só não são estatisticamente significativos no cruzamento com o índice BOV. Na figura 4.16 é apresentada a evolução das correlações condicionais dinâmicas dos diversos pares de países, estimadas através do modelo DCC-GARCH.

**Figura 4.16: Evolução das correlações condicionais dinâmicas**

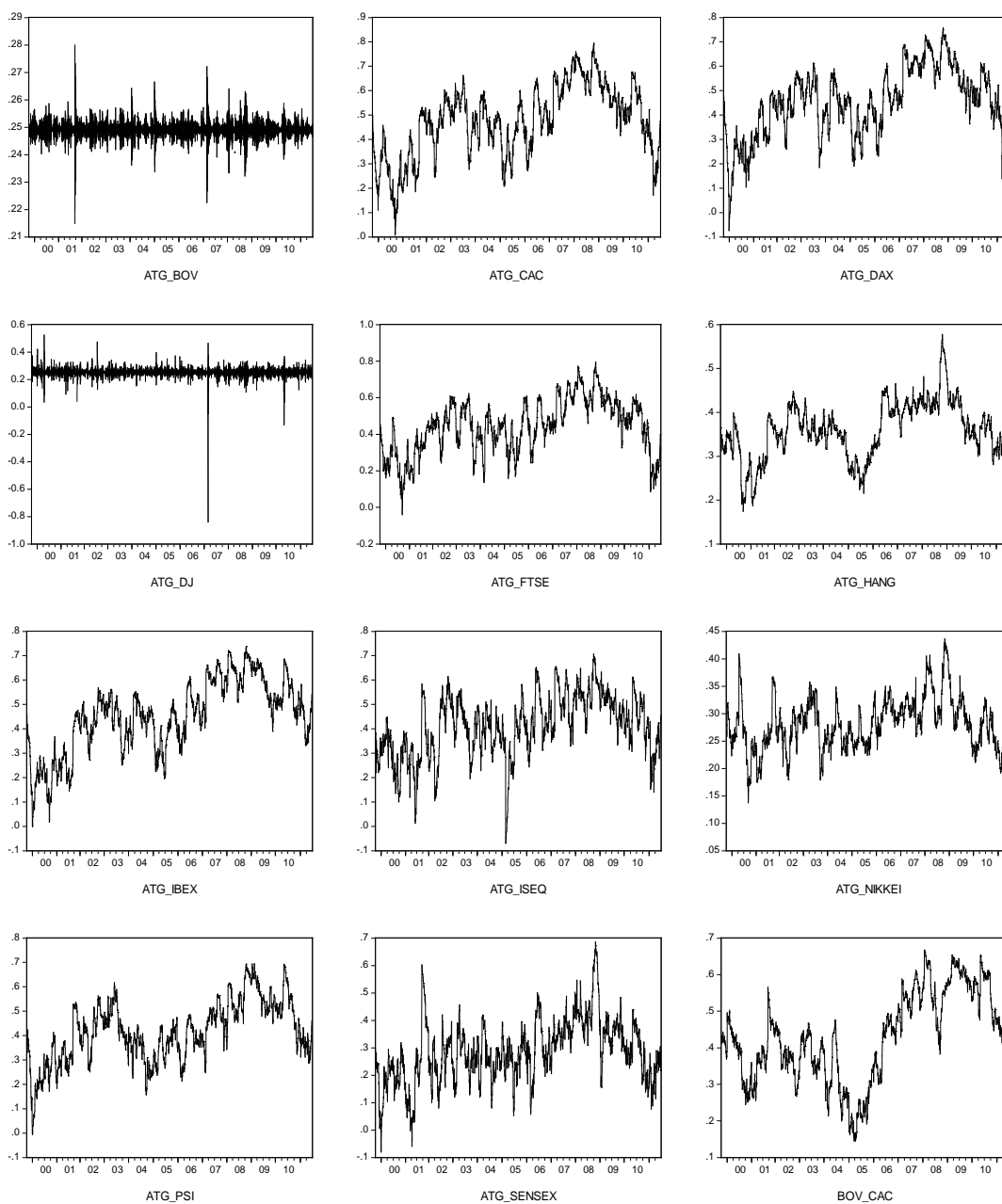


Figura 4.16: Evolução das correlações condicionais dinâmicas (continuação)

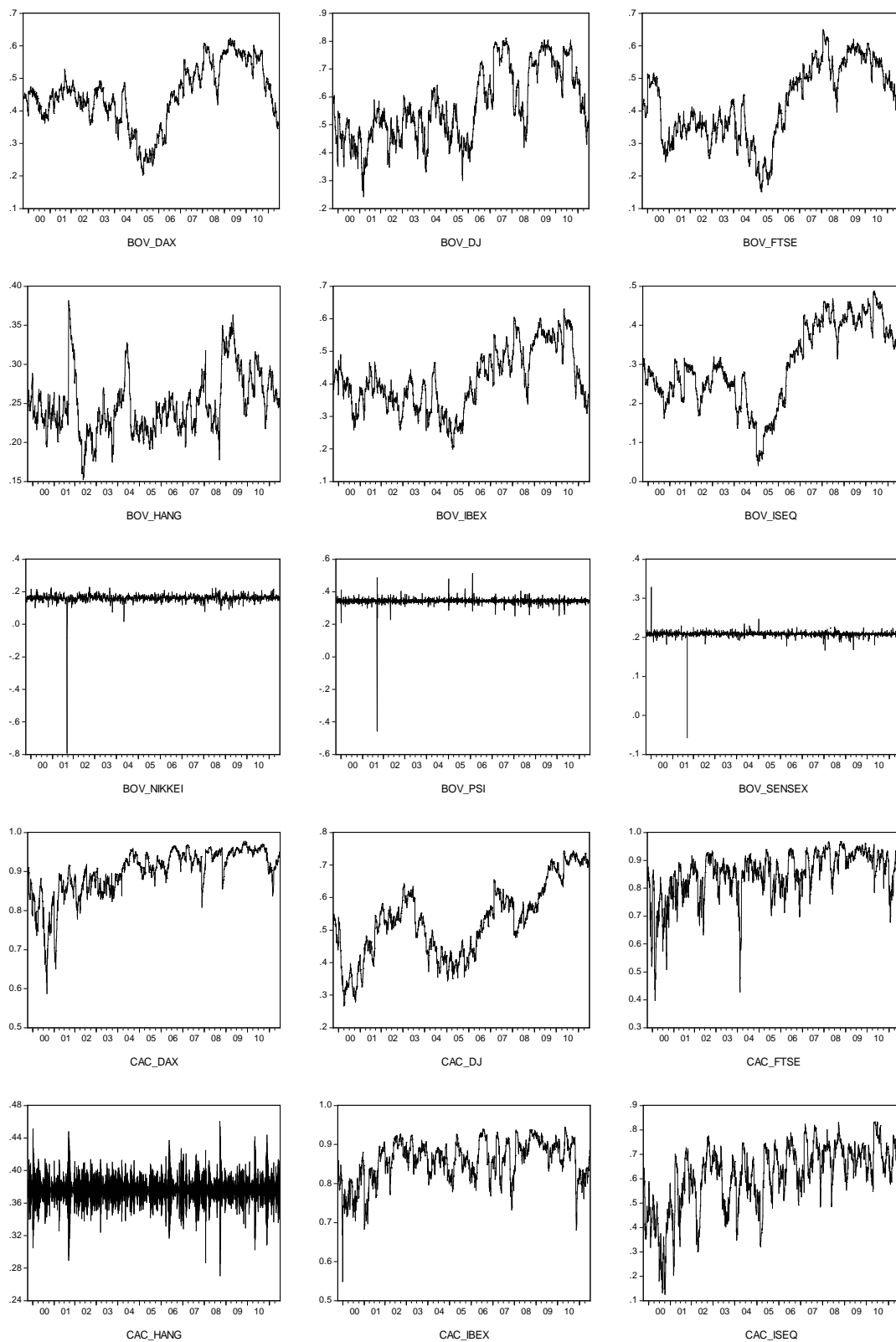


Figura 4.16: Evolução das correlações condicionais dinâmicas (continuação)

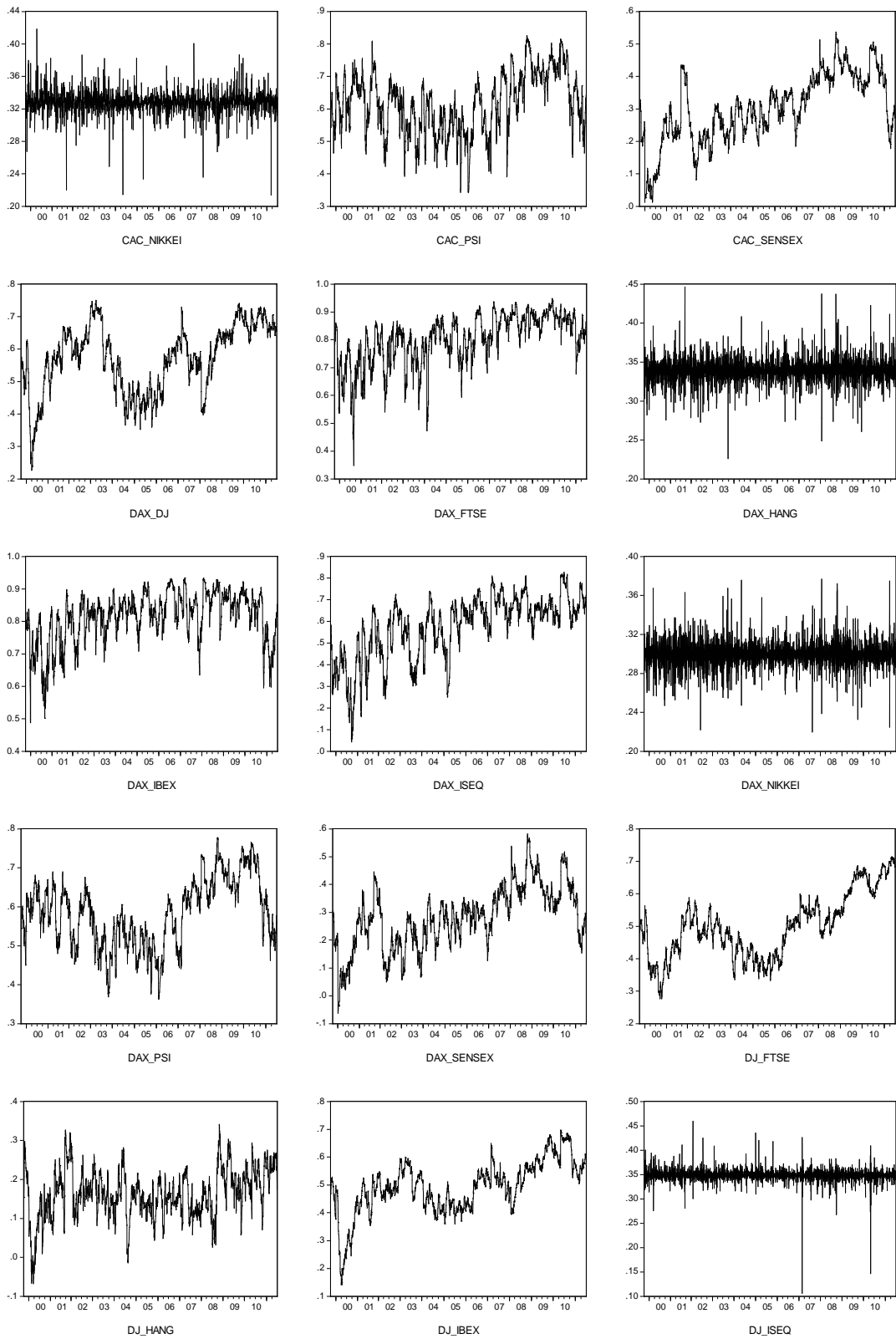


Figura 4.16: Evolução das correlações condicionais dinâmicas (continuação)

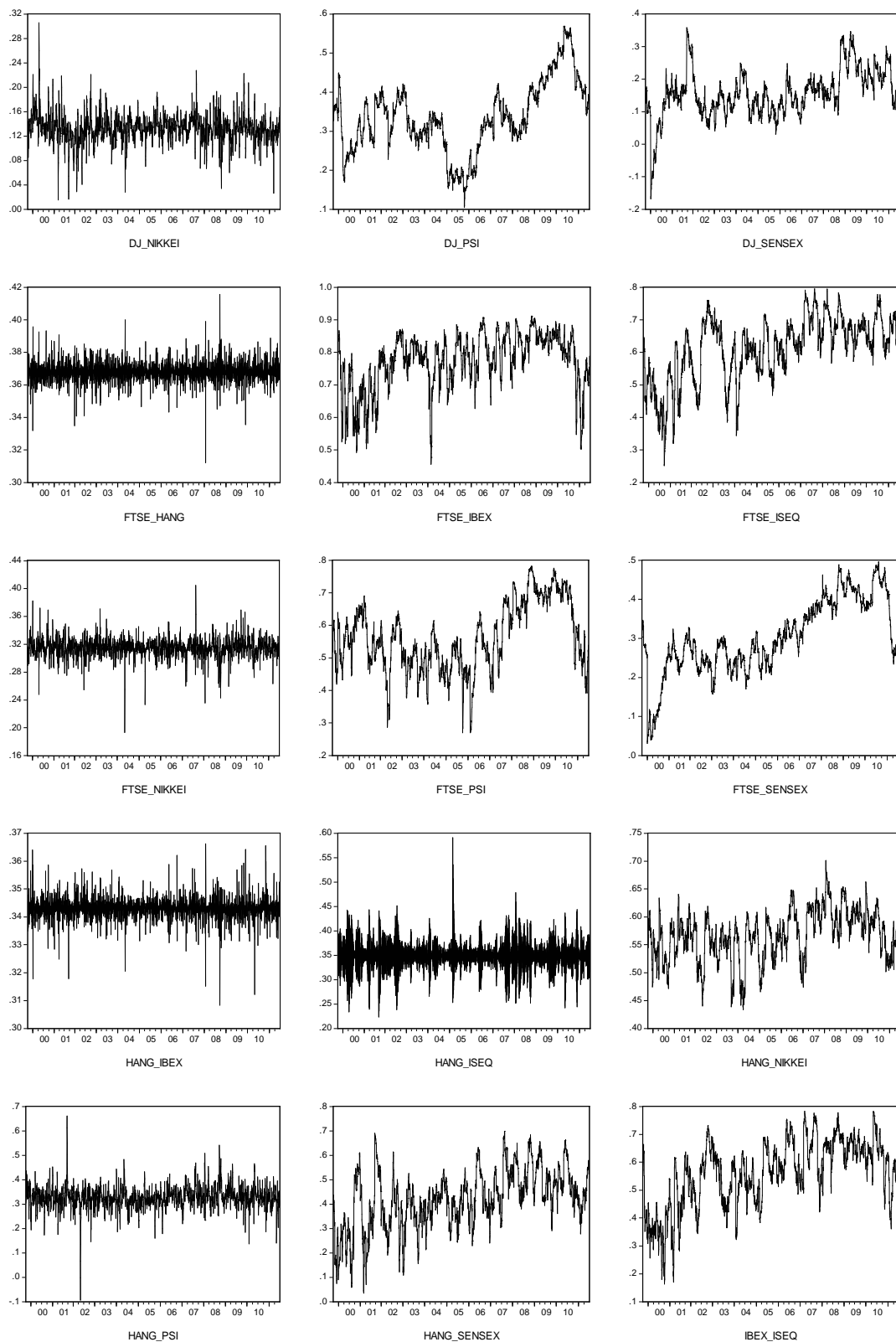
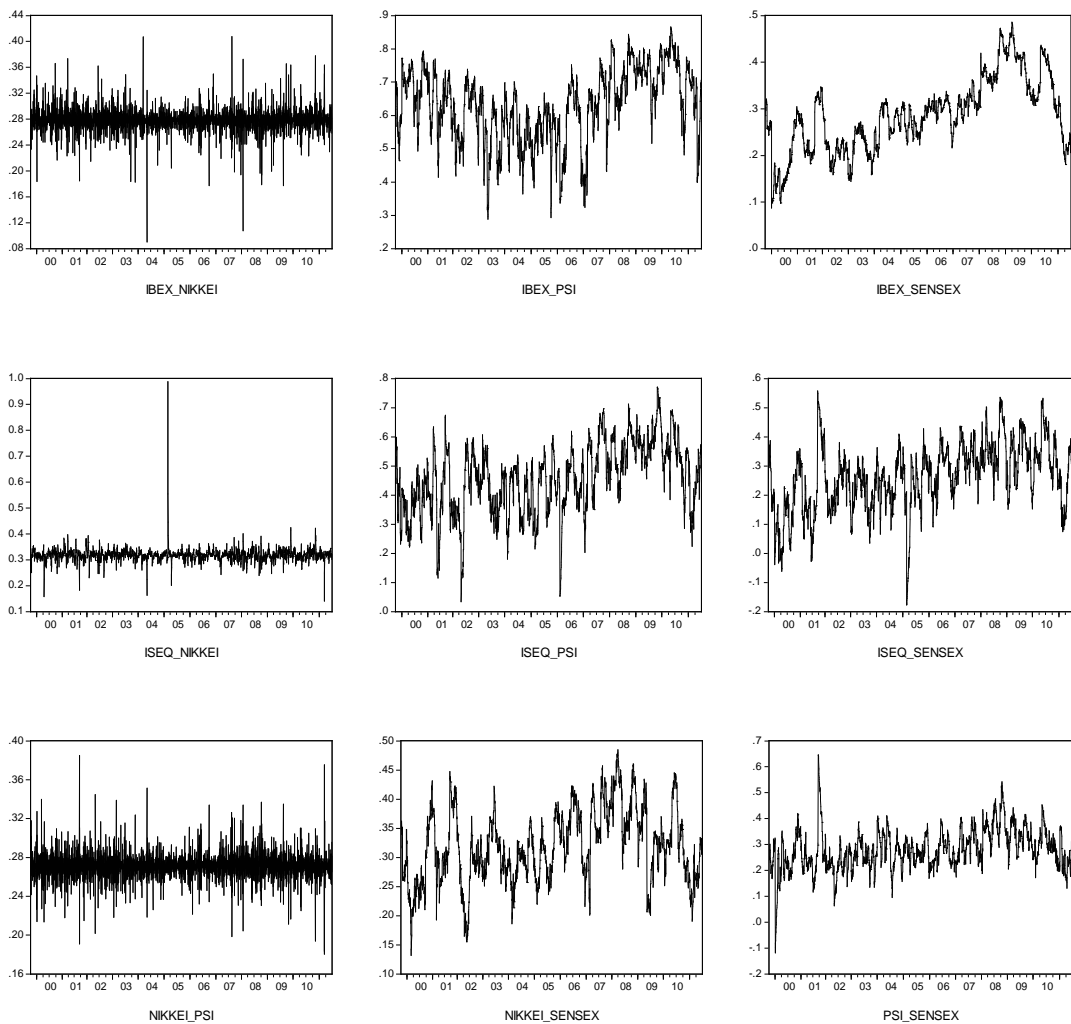


Figura 4.16: Evolução das correlações condicionais dinâmicas (continuação)



Nos casos em que o modelo DCC-GARCH se revelou adequado, é possível verificar que, na esmagadora maioria dos pares de índices, ocorreu um claro incremento da correlação condicional entre os mercados bolsistas, em consequência da emergência da crise financeira global, o que reflete um aumento das ligações entre os mercados bolsistas. Em vários pares de índices, designadamente europeus, as correlações condicionais registadas no último sub-período foram superiores a 90%. Exemplo disso são os pares CAC-DAX e DAX-FTSE.

Com o objetivo de testar se os coeficientes de correlação, entre cada mercado e cada um dos restantes onze mercados, são consistentes nos três sub-períodos, nas tabelas 4.27 e 4.28 apresentam-se os valores da estatística-t, obtidos com base na metodologia apresentada no apêndice 3.1.A. Se os coeficientes de correlação entre dois mercados são significativos e a hipótese nula é rejeitada, então ocorre o efeito de contágio. Se os coeficientes de correlação são significativos e a hipótese nula não é rejeitada, existe uma relação de interdependência. A tabela 4.27 apresenta os resultados do teste-t, ao efeito de contágio entre os sub-períodos Crise Financeira Global e Dot-Com. Os resultados permitem concluir que, nos casos em que os

parâmetros estimados respeitam os pressupostos do modelo DCC-GARCH, foram identificados aumentos das correlações condicionais, com significado estatístico, ao nível de significância de 1%, o que traduz um claro aumento das ligações entre os mercados analisados.

**Tabela 4.27: Testes ao efeito de contágio entre o sub-período da Crise Financeira Global e o sub-período Dot-Com (valores observados pela t)**

	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	-0,840 (0,401)	34,098 (0,000)	31,747 (0,000)	-1,443 (0,149)	27,046 (0,000)	23,031 (0,000)	47,617 (0,000)	26,176 (0,000)	10,898 (0,000)	35,449 (0,000)	23,807 (0,000)
BOV		51,164 (0,000)	41,508 (0,000)	53,822 (0,000)	62,777 (0,000)	21,712 (0,000)	43,296 (0,000)	97,744 (0,000)	0,616 (0,538)	-0,023 (0,982)	-1,894 (0,058)
CAC			48,225 (0,000)	39,469 (0,000)	32,114 (0,000)	0,193 (0,847)	19,522 (0,000)	36,079 (0,000)	-2,220 (0,027)	19,201 (0,000)	52,341 (0,000)
DAX				17,489 (0,000)	43,269 (0,000)	1,387 (0,166)	22,447 (0,000)	44,397 (0,000)	1,047 (0,295)	27,133 (0,000)	44,450 (0,000)
DJ					44,482 (0,000)	9,673 (0,000)	34,034 (0,000)	-3,221 (0,001)	-2,007 (0,045)	26,175 (0,000)	24,447 (0,000)
FTSE						1,428 (0,153)	23,765 (0,000)	33,765 (0,000)	-1,185 (0,236)	32,271 (0,000)	63,844 (0,000)
HANG							-0,984 (0,325)	0,033 (0,974)	23,929 (0,000)	3,950 (0,000)	31,952 (0,000)
IBEX								34,246 (0,000)	-0,871 (0,384)	18,647 (0,000)	48,846 (0,000)
ISEQ									0,680 (0,497)	31,024 (0,000)	27,019 (0,000)
NIKKEI										0,651 (0,515)	18,955 (0,000)
PSI											20,630 (0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

A tabela 4.28 apresenta os valores do teste-t, ao efeito de contágio entre o sub-período da Crise Financeira Global e o sub-período Tranquilo. Se considerados unicamente os pares cujos parâmetros respeitam a restrições dos modelos, conclui-se que em todos os casos ocorreu um aumento das correlações condicionais dinâmicas, com significado estatístico, ao nível de significância de 1%, com exceção do par DAX-IBEX. Na proposta de Forbes e Rigobon (2002), o aumento significativo das correlações é um indicador de que a crise financeira global desencadeou um fenómeno de contágio entre os mercados, fazendo desta crise um fenómeno global.

**Tabela 4.28: Testes ao efeito de contágio entre o sub-período da Crise Financeira Global e o sub-período Tranquilo (valores observados pela t)**

	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	-0,859 (0,390)	19,510 (0,000)	18,803 (0,000)	-0,764 (0,445)	15,874 (0,000)	16,504 (0,000)	31,342 (0,000)	14,068 (0,000)	4,880 (0,000)	34,535 (0,000)	15,211 (0,000)
BOV		46,071 (0,000)	45,982 (0,000)	28,632 (0,000)	49,323 (0,000)	29,698 (0,000)	39,645 (0,000)	57,645 (0,000)	1,273 (0,203)	-3,057 (0,002)	-3,682 (0,000)
CAC			18,103 (0,000)	44,845 (0,000)	23,096 (0,000)	0,086 (0,931)	7,933 (0,000)	24,003 (0,000)	0,057 (0,955)	40,983 (0,000)	46,411 (0,000)
DAX				26,497 (0,000)	26,864 (0,000)	1,189 (0,234)	-1,346 (0,179)	22,795 (0,000)	-0,040 (0,968)	52,692 (0,000)	37,034 (0,000)
DJ					53,123 (0,000)	14,404 (0,000)	31,951 (0,000)	-2,483 (0,013)	-3,491 (0,001)	43,126 (0,000)	31,216 (0,000)
FTSE						1,758 (0,079)	8,961 (0,000)	24,755 (0,000)	0,884 (0,377)	52,036 (0,000)	58,081 (0,000)
HANG							-0,996 (0,319)	-0,833 (0,405)	19,762 (0,000)	6,247 (0,000)	26,786 (0,000)
IBEX								18,828 (0,000)	0,468 (0,640)	41,714 (0,000)	37,263 (0,000)
ISEQ									-0,018 (0,986)	31,262 (0,000)	19,520 (0,000)
NIKKEI										0,020 (0,984)	10,340 (0,000)
PSI											16,142 (0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

Em resumo, os resultados dos modelos bivariados de correlação condicional dinâmica revelaram um aumento das correlações, com significado estatístico, entre os mercados bolsistas, quer face ao sub-período Dot-Com quer face ao sub-período Tranquilo. Este facto confirma a ocorrência de um fenómeno de contágio, que terá envolvido os mercados bolsistas internacionais em geral, elevando a Crise Financeira Global a fenómeno verdadeiramente global.

#### 4.5.6 Ligações dinâmicas entre os mercados bolsistas

##### 4.5.6.1 Causalidade à Granger

Previamente à estimação dos modelos considerados no presente trabalho, verificámos se as séries são estacionárias, uma vez que os modelos empíricos, baseados na análise do vetor autorregressivo, pressupõem a estacionaridade das variáveis (Brooks, 2002; Alexander, 2008a), excepto se as séries forem integradas e cointegradas. Os resultados dos tradicionais testes ADF e PP, apresentados nas tabelas 4.7, 4.8 e 4.9, confirmam que as séries do logaritmo das rendibilidades dos índices, nos três sub-períodos amostrais, são estacionárias, cumprindo-se o pressuposto prévio necessário à estimação do vetor autorregressivo em níveis. Para analisar a significância das relações de causalidade entre as taxas de rendibilidade dos doze índices, nos três sub-períodos, foi aplicado o procedimento *VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests*. A hipótese nula estabelece a não existência de relação causal entre os índices. Este

procedimento avalia a significância conjunta de cada variável endógena desfasada, em cada uma das equações do VAR, através dos valores da estatística  $\chi^2$  ou da estatística F, e em simultâneo a significância do contributo conjunto de todas as variáveis endógenas desfasadas na equação, recorrendo à estatística F. Para cada uma das equações dos modelos VAR estimados, são apresentadas as estatísticas do teste Wald, acerca da significância conjunta de cada uma das outras variáveis endógenas, com base nos desfasamentos selecionados, obtidos através dos critérios de informação de Akaike e de Schwarz. Os desfasamentos ótimos foram 1, 1 e 3, para os três sub-períodos. Importa, contudo, referir que apesar do gráfico de raízes inversas do polinómio característico autorregressivo revelar estabilidade do modelo, os resíduos dos modelos VAR estimados, com base nos referidos desfasamentos, apresentaram evidências de autocorrelação, de heterocedasticidade e de não normalidade, pelo que se optou por acolher a sugestão de Gallagher e Taylor (2002), de aumentar o número de desfasamentos dos modelos VAR, de modo a que os resíduos do modelo se aproximassem de um processo ruído branco. Porém, não foi possível atingir tal objetivo, pelo que por razões de parcimónia se manteve os desfasamentos ótimos determinados pelos critérios de informação. Os resultados dos testes de causalidade, obtidos com base nos pressuposto enunciados anteriormente, constam das tabelas 4.18.A, 4.19.A e 4.29 (as duas primeiras apresentadas no apêndice a este capítulo), as quais são relativas aos sub-periodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente. Os testes de causalidade, calculados para o sub-período Dot-Com, são apresentados na tabela 4.18.A. O índice HANG foi o mais endógeno, tendo sido influenciado ou causado, no sentido Grangeriano, por seis dos seus pares. Por seu lado, os índices menos endógenos foram o BOV e o DJ, que não foram causados no sentido de Granger por nenhum dos seus pares. Ao nível da exogeneidade, o índice DJ destacou-se claramente dos seus pares, ao conter informação sobre os movimentos de nove dos restantes índices. Em sentido oposto, os índices ATG, HANG, IBEX e PSI não registaram qualquer relação de causalidade significativa com os seus pares.

Os resultados dos testes de causalidade no segundo sub-período são mostrados na tabela 4.19.A. Estes resultados permitem a conclusão de que o índice ISEQ foi o que teve maior expressão em termos de endogeneidade, ao ser causado por cinco dos seus pares, enquanto o DJ foi o que teve menor expressão no que se refere à endogeneidade, não sendo causado por nenhum dos restantes índices. Por seu lado, o DJ foi o índice mais exógeno, melhorando a previsão de 10 dos seus pares, enquanto o IBEX não ajudou a melhorar a previsão de nenhum dos restantes índices.



Tabela 4.29: Testes de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Tests, no sub-período crise financeira global

		Variáveis Dependentes											
		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Variáveis excluídas	ATG		15,276 (0,002)	9,542 (0,023)	17,473 (0,001)	10,326 (0,016)	6,089 (0,107)	10,536 (0,015)	8,381 (0,039)	4,713 (0,194)	2,516 (0,472)	7,424 (0,060)	4,084 (0,253)
	BOV	8,417 (0,038)		6,591 (0,086)	5,351 (0,148)	16,781 (0,001)	4,270 (0,234)	41,634 (0,000)	6,374 (0,095)	4,643 (0,200)	12,644 (0,006)	13,418 (0,004)	9,530 (0,023)
	CAC	15,602 (0,001)	22,664 (0,000)		24,960 (0,000)	8,677 (0,034)	28,842 (0,000)	25,080 (0,000)	41,889 (0,000)	14,449 (0,002)	13,281 (0,004)	29,417 (0,000)	11,472 (0,009)
	DAX	5,163 (0,160)	8,994 (0,029)	1,472 (0,689)		9,301 (0,026)	0,981 (0,806)	7,075 (0,070)	2,300 (0,513)	3,971 (0,265)	13,721 (0,003)	3,034 (0,386)	1,235 (0,745)
	DJ	29,340 (0,000)	13,631 (0,004)	97,743 (0,000)	82,197 (0,000)		114,351 (0,000)	36,608 (0,000)	66,474 (0,000)	72,048 (0,000)	100,142 (0,000)	55,084 (0,000)	17,518 (0,001)
	FTSE	3,277 (0,351)	2,334 (0,506)	1,593 (0,661)	0,715 (0,870)	2,509 (0,474)		10,095 (0,018)	3,221 (0,359)	0,835 (0,841)	5,053 (0,168)	2,991 (0,393)	2,622 (0,454)
	HANG	3,532 (0,317)	3,131 (0,372)	0,787 (0,853)	3,466 (0,325)	5,726 (0,126)	0,416 (0,937)		0,141 (0,987)	1,098 (0,778)	13,403 (0,004)	0,983 (0,806)	8,534 (0,036)
	IBEX	3,284 (0,350)	3,129 (0,372)	1,500 (0,682)	3,863 (0,277)	3,420 (0,331)	1,171 (0,760)	16,024 (0,001)		11,024 (0,012)	8,639 (0,035)	4,700 (0,195)	7,685 (0,053)
	ISEQ	1,263 (0,738)	4,395 (0,222)	5,635 (0,131)	5,900 (0,117)	8,396 (0,039)	5,791 (0,122)	1,289 (0,732)	3,942 (0,268)		5,534 (0,137)	2,193 (0,533)	2,766 (0,429)
	NIKKEI	2,566 (0,464)	5,421 (0,144)	2,189 (0,534)	4,707 (0,195)	7,945 (0,047)	3,079 (0,380)	7,971 (0,047)	1,735 (0,629)	1,124 (0,771)		2,347 (0,504)	4,602 (0,203)
	PSI	1,090 (0,779)	14,330 (0,003)	5,074 (0,166)	8,869 (0,031)	14,914 (0,002)	12,399 (0,006)	9,633 (0,022)	6,232 (0,101)	4,105 (0,250)	8,785 (0,032)		10,375 (0,016)
	SENSEX	12,368 (0,006)	7,437 (0,059)	6,166 (0,104)	9,028 (0,029)	3,606 (0,307)	13,900 (0,003)	20,027 (0,000)	5,849 (0,119)	4,057 (0,255)	13,768 (0,003)	10,864 (0,013)	
	Todos	116,431 (0,000)	99,203 (0,000)	259,936 (0,000)	209,547 (0,000)	89,238 (0,000)	297,053 (0,000)	426,772 (0,000)	221,992 (0,000)	180,129 (0,000)	664,649 (0,000)	223,372 (0,000)	133,029 (0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

A tabela 4.29 apresenta os resultados dos testes de causalidade no sub-período Crise Financeira Global. Neste sub-período, os índices mais endógenos foram o HANG e o NIKKEI, causados no sentido de Granger por 9 e 8 dos seus pares, respetivamente. Estes valores contrastam com os do índice CAC, apenas causado pelos índices ATG e DJ. Quanto à exogeneidade, destacaram-se os índices CAC e DJ, por ajudarem a prever os movimentos da rendibilidade diária de todos os seus pares. Em sentido inverso, os índices FTSE e ISEQ só causaram no sentido de Granger um único índice. No último sub-período, cada um dos índices individualmente foi causado, no sentido de Granger, pelo efeito conjunto das rendibilidades desfasadas dos restantes índices, contrariamente ao que aconteceu nos dois sub-períodos anteriores. No sub-período Dot-Com, os índices BOV e DJ não foram causados, no sentido de Granger, pelo efeito conjunto dos restantes índices desfasados. O mesmo ocorreu com o índice DJ no sub-período Tranquilo.

A análise efetuada permitiu detetar diversas ligações de causalidade unidirecional. Concretamente, foram detetadas 24, 33 e 53 relações de causalidade unidirecional, com significado estatístico, ao nível de significância de 5%, nos períodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente, as quais correspondem a 18%, 25% e 40% de ligações entre pares de mercado estatisticamente significativas, em cada um dos três sub-períodos. Por outro lado, no primeiro sub-período não foi encontrada qualquer relação de causalidade mútua, com significado estatístico, ao nível de significância de 5%. No segundo sub-período, foram registadas duas relações de causalidade bidirecional significativas, ao nível de significância de 5%, envolvendo os pares BOV-HANG e HANG-SENSEX. No último sub-período, o número de relações de causalidade bidirecional aumentou para doze, destacando-se o índice DJ, por registar relações mútuas de causalidade com sete dos seus pares, nomeadamente com os índices ATG, BOV, CAC, DAX, ISEQ, NIKKEI e PSI. Os resultados obtidos sugerem que, no período temporal analisado, ocorreu um aumento de ligações de causalidade unidirecional e bidirecional entre os mercados, principalmente com a emergência da crise financeira global. Como era expectável, o mercado dos EUA, na condição de principal *driver* dos mercados bolsistas internacionais, revelou-se o índice mais exógeno. A elevada exogeneidade do mercado norte-americano é consistente com os resultados obtidos noutros estudos e períodos temporais, designadamente os de Peiro *et al.* (1998) e de Ozdemir e Cakan (2007), entre outros. Contudo, ao contrário do que tinha ocorrido nos dois primeiros sub-períodos, em que não foi causado no sentido de Granger por nenhum dos seus pares, no sub-período Crise Financeira Global, o DJ só não foi causado pelos índices FTSE, HANG e IBEX. Este facto acentua a ideia do impacto desta crise no reforço das ligações entre os mercados internacionais. Inclusive os mercados com menos peso, em termos de capitalização bolsista, contiveram informação acerca dos movimentos dos mercados mais importantes, como é o dos EUA.

#### 4.5.6.2 Funções impulso-resposta a inovações ou choques

Recorrendo a uma análise dinâmica, a partir da estimação produzida pelo modelo autorregressivo, foram estimadas funções de resposta a impulsos, para se perceber as reações em cadeia desencadeadas por uma inovação em cada um dos índices incluídos nos vetores autoregressivos.

As figuras 4.13.A, 4.14.A e 4.15.A, em apêndice, apresentam os resultados das funções de resposta a impulsos generalizados de um desvio-padrão, no próprio índice e nos restantes, nos sub-períodos Dot-com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente. Estes resultados evidenciam a pronta resposta a choques de mercado, com reflexo no dia seguinte, mas também a rapidez dos mercados no processamento de informação. Em todos os casos e em todos os sub-períodos, as inovações próprias e de outros pares geram, no dia seguinte, respostas positivas e estatisticamente significativas, ao nível de significância de 5%. Tendo em conta o prazo de um dia, a resposta de cada mercado, a choques no seu próprio mercado, excede a dimensão da resposta a choques noutros mercados, em praticamente todos os casos e em todos sub-períodos. Poucas foram as situações em que tal não se verificou. No sub-período Dot-Com, apenas a resposta do FTSE, a inovações do DAX, superou a do próprio. No sub-período Tranquilo, a mesma situação ocorreu com os índices CAC, FTSE e IBEX, ao registarem respostas superiores a estímulos do DAX do que a estímulos dos próprios, mas também com o DJ, em resposta ao BOV. No sub-período Crise Financeira Global, só um índice observou esta situação, designadamente o DJ, em resposta ao BOV. As respostas positivas de maior magnitude verificaram-se no dia seguinte ao da ocorrência das inovações nos outros índices, independentemente do sub-período considerado. No primeiro sub-período, as respostas mais fortes envolveram os pares CAC-DAX (0,016943) e o IBEX-DAX (0,015076), entendidas como resposta do segundo a inovações no primeiro. No segundo sub-período, os pares CAC-DAX (0,009428) e DJ-BOV (0,008786) destacaram-se face aos restantes. O mesmo aconteceu durante a Crise Financeira Global, com os pares DJ-BOV (0,0155) e CAC-IBEX (0,015374). Considerando os três sub-períodos amostrais, as respostas negativas de maior dimensão ocorreram no segundo e no terceiro dias após a ocorrência das inovações ou estímulos. Os dois pares com respostas negativas de maior magnitude, em cada um dos sub-períodos, foram os seguintes: DJ-CAC (-0,00123) e DJ-FTSE (-0,00117), HANG-BOV (-0,00121) e DJ-CAC (-0,00067), IBEX-ISEQ (-0,00269) e CAC-DJ (-0,00232), nos sub-períodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente. Em todos estes casos, as funções impulso-resposta revelaram significado estatístico, para o nível de significância de 5%. Nos dois primeiros sub-períodos, as respostas positivas não revelaram uma natureza duradoura, diminuindo tendencialmente de magnitude, até se extinguirem ao fim de dois a três dias, independentemente dos índices considerados. No sub-período Crise Financeira Global, com exceção dos índices ATG, NIKKEI e SENSEX, muitas das respostas generalizadas dos índices, a inovações não esperadas de um desvio-padrão nos restantes, tiveram significado estatístico ao fim de 5 a 6 dias, divergindo dos dois sub-períodos anteriores. É o que acontece com os

índices DAX, FTSE, IBEX, cada um deles com sete respostas positivas e estatisticamente significativas, ao fim de cinco dias, e com o CAC que apresenta oito respostas significativas, no mesmo prazo. Estes factos demonstram que as respostas durante a Crise Financeira Global tiveram, em geral, um efeito mais duradouro do que nos sub-períodos anteriores. Por outro lado, o último sub-período evidenciou também um número superior de respostas negativas com significado estatístico, diferenciando-se claramente dos dois primeiros. Esta situação é particularmente evidente no terceiro dia posterior ao do estímulo. Exemplo disso é o que acontece com o índice ISEQ, que apresentou, no terceiro dia posterior ao do estímulo, sete respostas negativas e estatisticamente significativas, e com os índices CAC, DAX, DJ, FTSE, IBEX e ISEQ, que registaram oito respostas com significância estatística e, finalmente, com o FTSE que apresentou nove respostas significativas.

Comparando os vários sub-períodos amostrais, é possível concluir que as magnitudes das respostas generalizadas a inovações não esperadas, de um desvio-padrão no próprio índice ou nos restantes, tiveram um impacto superior durante a Crise Financeira Global. Se considerado o espaço temporal de um dia, esta superioridade manifestou-se em 136 casos (de um total de 144), e em todos os casos, face aos sub-períodos Dot-com e Tranquilo, respetivamente. Para o horizonte temporal de cinco dias, a superioridade dos valores registados durante a Crise Financeira Global é igualmente evidente. Face ao primeiro sub-período, essa superioridade aconteceu em 126 casos, enquanto em relação ao segundo sub-período esteve presente em todos os casos objeto de comparação. Nas tabelas 4.20.A, 4.21.A e 4.22.A, todas em apêndice, são mostradas as respostas acumuladas, em 5 e 10 dias, em consequência de impulsos nos próprios índices e nos restantes, nos três sub-períodos estudados. Para estes prazos, o efeito das respostas acumuladas dos índices, a impulsos dos próprios índices, superaram claramente as respostas acumuladas em resultado de inovações nos seus pares. Apenas duas situações não respeitaram esta generalização. Ambas as situações ocorreram no último sub-período. A primeira envolve o índice CAC. As respostas acumuladas por este índice, em 5 e 10 dias, a inovações produzidas pelo DJ superaram os valores acumulados em resultado de inovações do próprio. A segunda diz respeito ao índice FTSE, em que as respostas acumuladas a inovações produzidas pelo DJ foram superiores às respostas acumuladas em consequência de inovações no próprio. Comparando as respostas acumuladas pelos diversos índices no sub-período Crise Financeira Global com as dos dois anteriores, nos prazos de 5 e 10 dias, conclui-se que, na grande maioria dos casos, há uma clara superioridade dos valores acumulados na crise financeira global. Essa superioridade é total face ao sub-período Tranquilo. Do mesmo modo, o sub-período Dot-Com revela superioridade, em grande parte dos casos, perante o sub-período Tranquilo. Parece, portanto, evidente que as respostas acumuladas, nos prazos indicados, se revelaram de maior magnitude nos períodos de queda dos índices do que nos de acumulação, como o que ocorreu no sub-período Tranquilo, e que a crise financeira global desencadeou respostas acumuladas de maior magnitude.

#### 4.5.7 Ligações de longo prazo entre os mercados bolsistas

Com o objetivo de estudar a existência de comovimentos de longo prazo, entre as rendibilidades dos mercados bolsistas, recorreremos à análise de componentes principais. Os resultados desta metodologia são apresentados nas tabelas 4.30, 4.31 e 4.32, para os sub-períodos, Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente. Em todos os casos, foram retidos apenas os fatores com valores próprios superiores a 1 e foi aplicado o método Varimax, para a rotação dos fatores, de forma a facilitar a interpretação dos resultados. A análise da tabela 4.30 permite verificar que, no sub-período Dot-Com, foram selecionadas duas componentes principais estatisticamente significativas, cujo poder explicativo acumulado foi de 56,18% da variância total.

Tabela 4.30: Cargas das componentes principais no sub-período Dot-Com

Mercados	Componente principal 1	Componente principal 2
CAC	0,894	
DAX	0,892	
IBEX	0,848	
FTSE	0,832	
DJ	0,683	
PSI	0,654	
ISEQ	0,561	
BOV	0,513	
HANG		0,776
NIKKEI		0,759
SENSEX		0,576
ATG		0,485
Valor próprio	4,599	2,143
Variância explicada	38,322	17,860
Variância explicada acumulada	38,322	56,182
Medida de Kaiser-Meyer-Olkin	0,895	
Teste de esfericidade de Bartlett	5278,741 (0,000)	

Nota: O valor entre parêntesis indica o *p-value*.

Em cada componente principal, os mercados bolsistas com cargas fatoriais (*loadings*) elevadas descreveram padrões de movimentos semelhantes e estiveram altamente correlacionados. Por este motivo, a incorporação destes mercados bolsistas na mesma carteira de investimento limitou os possíveis benefícios de diversificação internacional. Para maximizar os benefícios de diversificação da carteira, os investidores devem investir em mercados bolsistas com cargas elevadas, em diferentes componentes principais. A primeira componente principal é composta pelos índices CAC, FTSE, DAX, IBEX, PSI, DJ, ISEQ e BOV. Esta componente principal teve um valor próprio de 4,599 e explicou 38,322% da variância total. Os índices HANG,

NIKKEI, SENSEX e ATG tiveram pesos mais elevados na segunda componente principal. Esta componente teve um valor próprio de 2,143 e explicou 17,860% da variância.

No sub-período Tranquilo foram selecionadas três componentes principais, com significado estatístico. Os pesos dos fatores são mostrados na tabela 4.31.

**Tabela 4.31: Cargas das componentes principais no sub-período Tranquilo**

Mercados	Componente principal 1	Componente principal 2	Componente principal 3
CAC	0,898		
IBEX	0,864		
DAX	0,857		
FTSE	0,854		
ISEQ	0,700		
ATG	0,585		
PSI	0,577		
HANG		0,805	
NIKKEI		0,760	
SENSEX		0,695	
BOV			0,861
DJ			0,809
Valor próprio	4,432	2,135	1,727
Variância explicada	36,934	17,794	14,392
Variância explicada acumulada	36,934	54,728	69,121
Medida de Kaiser-Meyer-Olkin	0,91		
Teste de esfericidade de Bartlett	8157,537 (0,000)		

Nota: O valor entre parêntesis indica o *p-value*.

A variância acumulada explicada pelos três fatores foi de 69,121%. A primeira componente principal foi composta exclusivamente por índices europeus e explicou 36,934% da variância. A segunda componente principal incluiu os três índices asiáticos, que explicaram 17,794% da variância. A última componente principal foi composta pelos índices do continente americano e explicou 14,392% da variância. Em cada uma destas três componentes, os índices estiveram altamente correlacionados, pelo que não proporcionaram boas possibilidades de diversificação, se incluídos na mesma carteira, durante este sub-período.

As estatísticas da tabela 4.32 mostram a existência de duas componentes principais, com significado estatístico, no sub-período Crise Financeira Global. Este resultado sugere que os mercados bolsistas mundiais se moveram em conjunto de forma mais próxima durante este sub-período, em comparação com o precedente, o que implica uma diminuição das oportunidades de diversificação da carteira global, durante a Crise Financeira Global. A primeira componente principal explicou 48,795% da variância, enquanto a segunda explicou 22,355% da variância. A variância acumulada explicada pelas duas componentes principais foi

de 71,150%. Neste sub-período, a primeira componente principal foi novamente dominada pelos mercados bolsistas europeus, tal como aconteceu no primeiro sub-período. Em ambos os casos, os índices BOV e DJ tiveram cargas fatoriais mais elevadas na primeira componente principal, pelo que apresentaram elevada correlação com os índices europeus. Este facto é contrário ao ocorrido durante o sub-período Tranquilo, em que os dois índices americanos registaram uma carga fatorial mais elevada na segunda componente principal.

**Tabela 4.32: Cargas das componentes principais no sub-período Crise Financeira Global**

Mercados	Componente principal 1	Componente principal 2
CAC	0,910	
FTSE	0,876	
DAX	0,876	
IBEX	0,876	
PSI	0,768	
DJ	0,746	
ISEQ	0,730	
BOV	0,724	
ATG	0,593	
HANG		0,872
NIKKEI		0,832
SENSEX		0,702
Valor próprio	5,855	2,683
Variância explicada	48,795	22,355
Variância explicada acumulada	48,795	71,150
Medida de Kaiser-Meyer-Olkin	0,914	
Teste de esfericidade de Bartlett	10934,438 (0,000)	

Nota: O valor entre parêntesis indica o *p-value*.

Para determinar que percentagem de variabilidade das rendibilidades dos doze índices foi determinada pelas componentes principais, calculadas anteriormente, e que percentagem foi determinada por fatores específicos de cada país, foi elaborada a tabela de comunalidades (tabela 4.33).

**Tabela 4.33: Comunalidades das rendibilidades dos índices em cada sub-período**

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Dot-Com	0,306	0,267	0,850	0,815	0,470	0,752	0,641	0,767	0,454	0,588	0,499	0,332
Tranquilo	0,463	0,803	0,903	0,844	0,769	0,826	0,701	0,835	0,575	0,619	0,432	0,523
CFG	0,517	0,559	0,915	0,848	0,559	0,859	0,810	0,840	0,616	0,719	0,711	0,587

No sub-período Dot-Com, as variâncias das rendibilidades dos índices ATG, BOV, DJ, ISEQ, PSI e SENSEX foram explicados, maioritariamente, por fatores específicos dos respetivos

mercados. Relativamente aos restantes índices, estes foram explicados maioritariamente por fatores comuns, ou seja, por movimentos provenientes de outros mercados. Neste particular, evidenciaram-se os índices CAC e DAX, em ambos os casos com valores de comunalidades superiores a 80%, pelo que as respetivas variabilidades dependeram, em grande parte, de influências dos seus pares. No segundo sub-período, apenas os índices ATG e PSI foram explicados maioritariamente por fatores específicos desses mercados. Dos doze índices, só o índice PSI não viu aumentado o valor da comunalidade face ao sub-período anterior. Relativamente ao sub-período Crise Financeira Global e à capacidade de explicação da variabilidade das rendibilidades dos índices, a importância explicativa dos fatores comuns foi, em todos os casos, superior à dos fatores específicos. Em termos gerais, este sub-período diferenciou-se dos anteriores. Comparativamente com o primeiro sub-período, todos os valores das comunalidades registaram um aumento de valor. Face ao segundo sub-período, apenas os valores dos índices BOV e DJ não aumentaram. Do conjunto dos doze índices, destacaram-se alguns índices europeus, em especial o CAC e o DAX, explicados em mais de 80% por fatores comuns, nos três sub-períodos. Os resultados das comunalidades, nos diversos sub-períodos, salientam um progressivo reforço do comovimento das rendibilidades dos mercados, no longo prazo, cada vez mais dependentes de fatores de mercado da componente comum internacional, em detrimento de fatores idiossincráticos.

Em resumo, a análise de componentes principais, enquanto técnica estatística multivariada, largamente utilizada no estudo do comovimento dos mercados bolsistas, revelou a existência de duas componentes principais no primeiro e no terceiro sub-períodos, enquanto no sub-período Tranquilo foram identificadas três componentes principais. Em consequência, no sub-período Tranquilo, aumentaram as possibilidades de diversificação internacional da carteira de investimentos, face aos sub-períodos de crise. No sub-período Crise Financeira Global, a primeira componente principal incluiu os mercados europeus e os mercados americanos, enquanto a segunda foi dominada pelos três mercados asiáticos. Por outro lado, neste sub-período, os valores das comunalidades registaram, em geral, um aumento face aos dos sub-períodos anteriores, pelo que a variabilidade das rendibilidades encontrou uma forte explicação em fatores comuns de mercado. Estes resultados sinalizam um reforço das ligações de longo prazo entre os mercados bolsistas.

Para avaliar a qualidade das estimativas produzidas, para os três sub-períodos, foi considerado o critério de Kaiser-Meyer-Olkin e o teste de Esfericidade de Bartlett, cujos resultados são apresentados nas duas últimas linhas das tabelas 4.30, 4.31 e 4.32. O resultado do critério KMO mostra que no sub-período Dot-Com a análise registou um bom desempenho, enquanto nos dois sub-períodos seguintes o desempenho pode ser classificado de excelente. Quanto ao teste de Esfericidade de Bartlett, confirma que em todos os sub-períodos a qualidade da análise é adequada, uma vez que o respetivo *p-value* é inferior a 0,01, pelo que se rejeita a hipótese nula e se conclui que os índices estão correlacionados



significativamente. A qualidade das estimativas foi ainda confirmada pelos resultados das matrizes anti-imagem, relativas a cada um dos três sub-períodos, as quais são apresentadas na tabela 4.23.A, em apêndice. Nos três sub-períodos, os elementos da diagonal principal tiveram valores superiores ao nível aceitável de 50%, sendo os valores mínimos de 0.799, 0.830 e 0.818, nos sub-períodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente. Por outro lado, em todos os sub-períodos, os valores fora da diagonal principal foram baixos, o que permite a conclusão de que não é necessário rejeitar qualquer variável.

## 4.6 Modelação do risco dos mercados

### 4.6.1 Semivolatilidade

Com o objetivo de averiguar da existência de assimetria na volatilidade, foram calculadas as volatilidades *up* e *down* dos doze índices, relativas aos três sub-períodos, com base na metodologia proposta por Zimmermann *et al.* (2003). Estes cálculos são apresentados na tabela 4.34.

Relativamente ao sub-período Dot-Com, a volatilidade associada às rendibilidades diárias acima da média revelou-se inferior à das rendibilidades abaixo da média, com exceção dos índices ATG e DJ. Em termos médios, as volatilidades *up* e as volatilidades *down* registaram 1,59% e 1,66%, respetivamente. Dito de outro modo, em média, a segunda superou a primeira em 4,4%. A diferença entre os dois tipos de volatilidade teve maior expressão nos índices ISEQ (1,13% versus 1,32%) e SENSEX (1,58% versus 1,83%), o que corresponde a uma superioridade da volatilidade *down* face à volatilidade *up* de 17% e 16%, para os dois índices, respetivamente.

No sub-período Tranquilo, a volatilidade associada às descidas dos mercados também se mostrou superior à das subidas. A média da primeira foi de 1,03%, enquanto a da segunda foi de 0,945%, ou seja, foi superior em 8,9%. O único índice em que tal situação não se verificou foi o PSI20. Os índices SENSEX e ISEQ foram os que apresentaram amplitudes mais acentuadas entre os dois tipos de volatilidade. No primeiro caso, a diferença foi superior a 20%. No segundo caso, a diferença superou os 15%. Todos os índices analisados, sem exceção, evidenciaram no sub-período Crise Financeira Global níveis de volatilidade nas descidas de mercado superiores aos das subidas, registando volatilidades médias de 1,93% e de 1,78%, respetivamente, o que corresponde a uma diferença média de 8,3%. As maiores diferenças percentuais, entre os dois tipos de volatilidade, estiveram associadas aos índices NIKKEI e ISEQ, com 21% e 13,8%, respetivamente.

Tabela 4.34: Volatilidade global, *Down* e *Up*, nos três sub-períodos

		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Dot-Com	Volatilidade Global	0,0173	0,0205	0,0185	0,0203	0,0139	0,0145	0,0162	0,0171	0,0123	0,0153	0,012	0,0171
	Volatilidade <i>Down</i>	0,0167	0,0211	0,0187	0,0208	0,0138	0,0148	0,0163	0,0175	0,0132	0,0154	0,0124	0,0183
	Volatilidade <i>Up</i>	0,0179	0,0199	0,0183	0,0199	0,0141	0,0142	0,0162	0,0166	0,0113	0,0151	0,0115	0,0158
	Nº de <i>downstates</i>	434	427	436	431	423	438	446	416	404	456	453	415
	Nº de <i>upstates</i>	414	419	412	417	425	410	401	432	443	392	395	432
Tranquilo	Volatilidade Global	0,0100	0,0160	0,0090	0,0110	0,0070	0,0070	0,0090	0,0080	0,0080	0,0110	0,0060	0,0140
	Volatilidade <i>Down</i>	0,0110	0,0170	0,0100	0,0110	0,0070	0,0080	0,0100	0,0090	0,0090	0,0120	0,0060	0,0150
	Volatilidade <i>Up</i>	0,0100	0,0150	0,0090	0,0110	0,0070	0,0070	0,0090	0,0080	0,0080	0,0110	0,0060	0,0130
	Nº de <i>downstates</i>	536	524	535	524	535	523	540	518	531	534	539	511
	Nº de <i>upstates</i>	541	553	542	553	542	554	537	559	546	543	538	566
Crise F. Global	Volatilidade <i>Global</i>	0,0211	0,0216	0,0183	0,0169	0,0159	0,0162	0,0216	0,019	0,0214	0,0193	0,0154	0,0197
	Volatilidade <i>Down</i>	0,0219	0,0224	0,0187	0,0175	0,0168	0,0165	0,0219	0,0196	0,0227	0,0211	0,016	0,0201
	Volatilidade <i>Up</i>	0,0203	0,0208	0,0178	0,0164	0,0151	0,0159	0,0212	0,0184	0,02	0,0174	0,0148	0,0193
	Nº de <i>downstates</i>	464	457	469	463	450	481	469	462	465	459	468	469
	Nº de <i>upstates</i>	508	515	503	509	522	491	503	510	507	513	504	503

Os resultados obtidos são consistentes com os de outros estudos empíricos, designadamente o desenvolvido por Zimmermann *et. al* (2003), no qual foram analisados diversos mercados desenvolvidos, no período compreendido entre janeiro de 1970 e agosto de 1998. Há, contudo, uma diferença a assinalar. Enquanto no estudo atrás indicado, a diferença média entre a volatilidade *down* e a volatilidade *up* foi superior a 15%, no presente trabalho em nenhum dos sub-períodos foi possível encontrar diferenças médias superiores a 9%. Porém, os resultados obtidos revelam superioridade das volatilidades *down* face às volatilidades *up*, sugerindo que os mercados bolsistas são mais sensíveis a “más notícias” do que a “boas notícias”, embora a diferença seja mais ténue do que a registada em estudos anteriores. Os resultados permitem também a conclusão de que o sub-período Crise Financeira Global foi caracterizado por um aumento da volatilidade. Em relação ao sub-período Dot-Com, verificou-se um aumento das volatilidades *up* e das volatilidades *down*, em praticamente todos os índices. Em média, o aumento foi de 16% e 12%, para as volatilidades *up* e a *down*, respetivamente. Os índices CAC e DAX foram os únicos que não evidenciaram tal superioridade. A comparação com o sub-período Tranquilo revelou um acentuado aumento dos dois tipos de volatilidade. A volatilidade *down* registou um aumento de 87%, enquanto a volatilidade *up* registou um aumento de 88%. O nível de volatilidade mais do que duplicou em sete países, merecendo particular destaque o índice PSI, com as volatilidades *down* a aumentarem 161% e as volatilidades *up* a aumentarem 135%. O índice que registou um aumento menos acentuado foi o BOV, com 34% e 38%, para as volatilidades *down* e as *up*, respetivamente. Com o objetivo de perceber se os aumentos de volatilidade, *Up* e *Down*, são estatisticamente significativos, procedeu-se ao cálculo dos testes de igualdade de variâncias (teste *F*), entre os sub-períodos Crise Financeira Global/Dot-Com e Crise Financeira Global/Tranquilo. Os resultados dos testes são apresentados na tabela 4.35.

O aumento dos dois tipos de volatilidade, no último sub-período face ao primeiro, foi estatisticamente significativo, ao nível de significância de 5%, exceto para os índices BOV, CAC e DAX. Das referidas diferenças de volatilidade estatisticamente significativas, apenas as do índice IBEX não revelaram significativo estatístico, ao nível de significância mais exigente de 1%. Por outro lado, a análise das diferenças estatísticas às volatilidades das rendibilidades diárias dos índices, entre os sub-períodos Crise Financeira Global e Tranquilo, mostra que em todos os casos e para os dois tipos de volatilidade, as diferenças revelam significado estatístico, ao nível de significância de 1%, permitindo a conclusão de que a Crise Financeira Global foi responsável por um significativo aumento dos níveis de volatilidade.

Tabela 4.35: Teste à igualdade das volatilidades *Up* e *Down*

Índices	Dot-Com		Tranquilo		CFG		CFG/Dot-Com		CFG/Tranquilo	
	<i>Down</i>	<i>Up</i>	<i>Down</i>	<i>Up</i>	<i>Down</i>	<i>Up</i>	<i>Down</i>	<i>Up</i>	<i>Down</i>	<i>Up</i>
ATG	0,0167	0,0179	0,0105	0,0100	0,0219	0,0203	1,718	1,287	2,081	4,118
	434	414	536	541	464	508	(0,000)	(0,004)	(0,000)	(0,000)
BOV	0,0211	0,0199	0,0166	0,0151	0,0224	0,0208	1,118	1,091	1,804	1,911
	427	419	524	553	457	515	(0,121)	(0,176)	(0,000)	(0,000)
CAC	0,0187	0,0183	0,0096	0,0092	0,0187	0,0178	1,008	0,948	3,818	3,793
	436	412	535	542	469	503	(0,467)	(0,717)	(0,000)	(0,000)
DAX	0,0208	0,0199	0,0111	0,0105	0,0175	0,0164	0,707	0,681	2,498	2,431
	431	417	524	553	463	509	(1,000)	(1,000)	(0,000)	(0,000)
DJ	0,0138	0,0141	0,0070	0,0068	0,0168	0,0151	1,482	1,147	5,697	4,914
	423	425	535	542	450	522	(0,000)	(0,070)	(0,000)	(0,000)
FTSE	0,0148	0,0142	0,0077	0,0070	0,0165	0,0159	1,247	1,252	4,651	5,086
	438	410	523	554	481	491	(0,009)	(0,009)	(0,000)	(0,000)
HANG	0,0163	0,0162	0,0097	0,0092	0,0219	0,0212	1,811	1,730	5,081	5,298
	446	401	540	537	469	503	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
IBEX	0,0175	0,0166	0,0089	0,0080	0,0196	0,0184	1,248	1,229	4,802	5,274
	416	432	518	559	462	510	(0,010)	(0,013)	(0,000)	(0,000)
ISEQ	0,0132	0,0113	0,0091	0,0079	0,0227	0,0200	2,956	3,124	6,249	6,449
	404	443	531	546	465	507	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
NIKKEI	0,0154	0,0151	0,0117	0,0106	0,0211	0,0174	1,871	1,339	3,265	2,712
	456	392	534	543	459	513	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,000)
PSI	0,0124	0,0115	0,0062	0,0063	0,0160	0,0148	1,661	1,648	6,787	5,543
	453	395	539	538	468	504	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
SENSEX	0,0183	0,0158	0,0154	0,0129	0,0201	0,0193	1,196	1,496	1,688	2,264
	415	432	511	566	469	503	(0,031)	(0,000)	(0,000)	(0,000)

Notas: O teste à igualdade de variâncias é baseado na estatística  $F$ , para a igualdade de médias, e é calculada como  $S_1^2/S_2^2$ , que segue uma distribuição  $F$ , com  $(n_1 - 1; n_2 - 1)$  graus de liberdade.  $S_1^2$  e  $S_2^2$  referem-se às estimativas das variâncias nos sub-períodos 1 e 2.  $n_1$  e  $n_2$  referem-se ao número de observações nos sub-períodos 1 e 2. Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

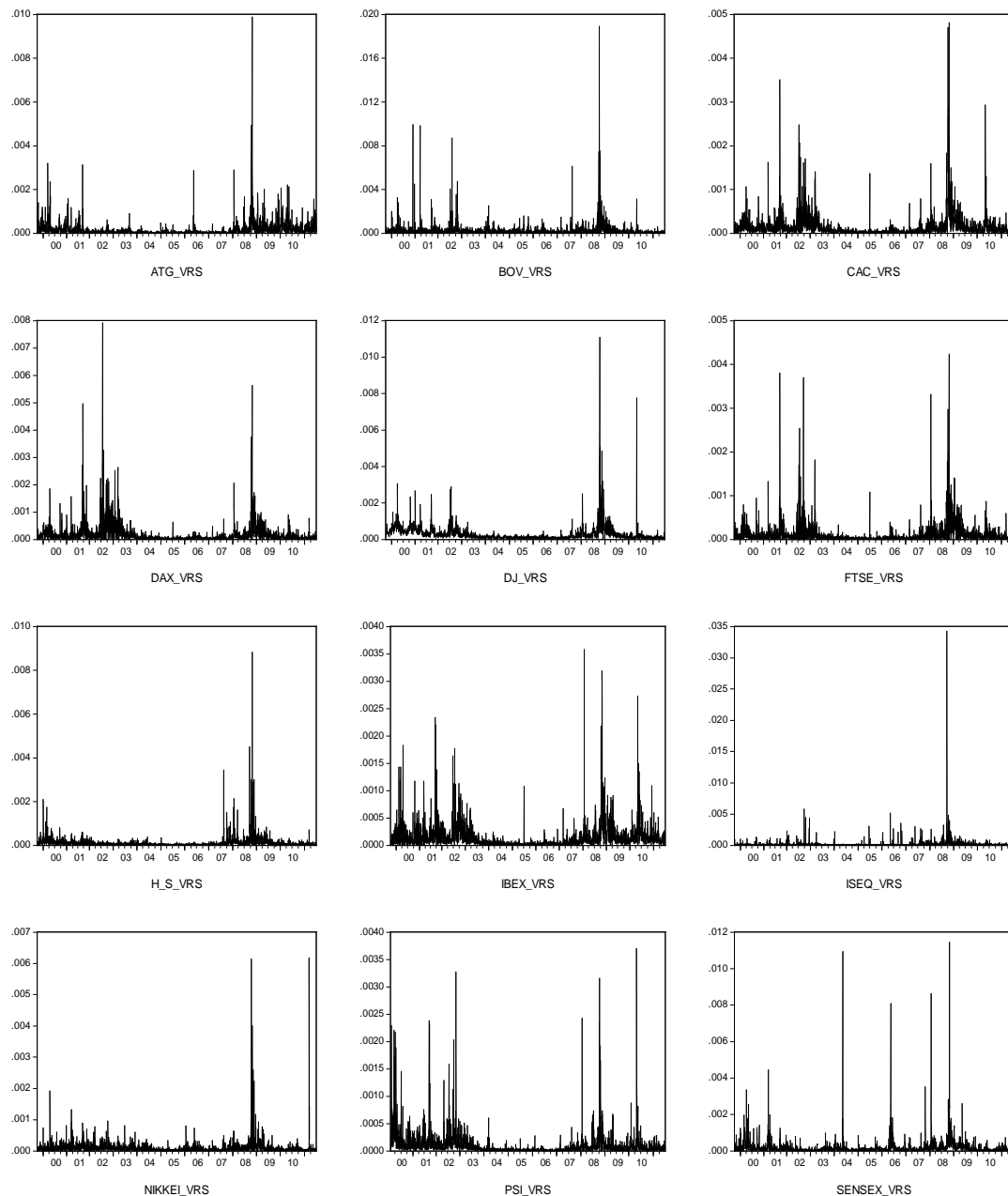
#### 4.6.2 Volatilidade intradiária

De modo a incorporar informação adicional acerca da trajetória descrita pelos índices, recorreremos a estimativas de volatilidade que consideram informação intradiária, designadamente os valores de máximo, de mínimo, de abertura e de fecho, aplicando as estimativas de Alizadeh *et al.* (1999), de Parkinson (1980), de Garman e Klass (1980) e de Rogers *et al.* (1994).

As estimativas de volatilidade intradiária média dos doze índices, de acordo com cada uma das quatro metodologias, são apresentadas na tabela 4.24.A, em apêndice. De modo consistente com os resultados obtidos por outros autores, nomeadamente os de Floros (2009), que analisou quatro índices representativos dos mercados bolsistas dos EUA, o método

simples, da diferença logarítmica entre o valor máximo e o valor mínimo intradiário, sobrestima claramente os resultados das restantes metodologias. De acordo com Brandt e Kinlay (2005) e Sinclair (2008), a metodologia sugerida por Rogers *et al.* (1994), para estimar a volatilidade intradiária, apresenta ganhos de eficiência face às restantes, pelo que, para efeitos de análise, recorreremos à referida estimativa. A figura 4.17 apresenta a evolução da volatilidade intradiária dos doze índices, com base na metodologia proposta por Rogers *et al.* (1994).

**Figura 4.17: Volatilidade intradiária dos índices, no período completo**



A análise visual permite concluir que os sub-períodos Dot-Com e Crise Financeira Global são caracterizados por uma maior concentração de volatilidade e evidenciam picos de volatilidade intradiária. O sub-período Tranquilo registou níveis de volatilidade bastante

inferiores aos dos dois restantes. A única exceção é a do índice Sensex, que no sub-período Tranquilo apresentou picos de volatilidade de dimensão muito superior à dos seus pares. Na tabela 4.36 são apresentadas as estatísticas descritivas das estimativas calculadas através da metodologia selecionada, para os três sub-períodos e para os doze mercados. Os valores que constam da tabela permitem a conclusão de que as estimativas de volatilidade intradiária evidenciam sinais de desvio face à hipótese de normalidade, já que os coeficientes de assimetria e de curtose são estatisticamente diferentes dos de uma distribuição normal<sup>30</sup>. As séries analisadas são leptocúrticas e apresentam abas assimétricas. Para se confirmar a adequação do ajustamento da distribuição normal às distribuições empíricas das doze séries, em cada um dos sub-períodos analisados, foi também aplicado o teste de aderência de Jarque-Bera, cujos valores estatísticos podem ser vistos na tabela de estatísticas descritivas. Tendo em conta os valores dos testes, concluímos que todas as séries são estatisticamente significativas ao nível de significância de 1%, rejeitando-se claramente a hipótese de normalidade das mesmas.

---

<sup>30</sup> No caso de uma distribuição normal, deverá ter-se um valor de zero para o coeficiente de assimetria e um valor de três para o coeficiente de curtose.

Tabela 4.36: Estatísticas descritivas da volatilidade intradiária, nos três sub-períodos

		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Dot-Com	Média	0,00017	0,00031	0,00021	0,00032	0,00046	0,00016	0,00013	0,00021	0,00015	0,00013	0,00020	0,00019
	Mediana	0,00009	0,00018	0,00012	0,00017	0,00039	0,00008	0,00009	0,00013	0,00007	0,00009	0,00012	0,00009
	Máximo	0,00319	0,00994	0,00351	0,00792	0,00306	0,00380	0,00209	0,00234	0,00578	0,00192	0,00327	0,00444
	Mínimo	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00008	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
	Dev. Padrão	0,00027	0,00069	0,00028	0,00051	0,00032	0,00027	0,00015	0,00024	0,00036	0,00015	0,00031	0,00032
	Assimetria	5,69135	9,68256	4,71761	6,31643	3,30450	7,41789	5,51857	3,76067	9,64842	4,42834	4,82074	5,87612
	Curtose	48,83289	119,58870	37,11543	71,82193	21,37289	82,98494	54,84964	23,77710	123,19970	37,54405	32,95527	56,18844
	Jarque-Bera	78894,0	494115,3	44320,8	173197,7	13486,4	234100,8	99411,0	17272,1	524269,2	44987,5	31936,4	104962,1
Tranquilo	Média	0,00006	0,00017	0,00005	0,00008	0,00012	0,00004	0,00005	0,00004	0,00008	0,00006	0,00003	0,00014
	Mediana	0,00003	0,00011	0,00003	0,00004	0,00010	0,00002	0,00003	0,00003	0,00003	0,00004	0,00002	0,00007
	Máximo	0,00287	0,00252	0,00137	0,00111	0,00094	0,00108	0,00039	0,00108	0,00518	0,00082	0,00060	0,01094
	Mínimo	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
	Dev. Padrão	0,00011	0,00021	0,00008	0,00011	0,00007	0,00006	0,00004	0,00006	0,00030	0,00007	0,00005	0,00045
	Assimetria	17,26671	4,03887	6,75336	3,92871	3,05780	8,36904	2,96619	7,67264	10,27218	4,27253	5,06022	18,08236
	Curtose	423,41040	28,93867	83,37423	24,73665	25,75144	131,19370	16,75346	108,14180	129,85290	32,88087	41,58128	391,19680
	Jarque-Bera	7984943,0	33120,6	298079,9	23973,2	24906,9	750031,5	10067,7	506650,7	741054,0	43344,1	71393,4	6821209,0
Crise Finan. Global	Média	0,00028	0,00031	0,00019	0,00019	0,00033	0,00017	0,00018	0,00020	0,00031	0,00013	0,00011	0,00023
	Mediana	0,00016	0,00012	0,00010	0,00009	0,00018	0,00009	0,00008	0,00012	0,00014	0,00006	0,00005	0,00011
	Máximo	0,00989	0,01893	0,00481	0,00563	0,01109	0,00423	0,00883	0,00358	0,03426	0,00618	0,00370	0,01146
	Mínimo	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00002	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
	Dev. Padrão	0,00051	0,00088	0,00035	0,00037	0,00063	0,00031	0,00043	0,00030	0,00118	0,00038	0,00026	0,00057
	Assimetria	9,61273	12,35310	7,16196	7,21058	8,84103	6,41571	11,14495	5,35999	24,69399	11,11911	7,22791	12,36729
	Curtose	147,68670	221,58260	74,64292	77,58260	117,14400	62,62016	185,20320	44,23611	703,38940	154,93840	86,33713	210,27450
	Jarque-Bera	862805,9	1959745,0	216184,3	233706,6	540331,5	150627,9	1364641,0	73521,0	19965870,0	954982,9	289738,9	1764768,0

No sub-período Dot-Com, o índice DJ foi o que apresentou volatilidade intradiária média mais elevada, superando em 3,5 vezes a do índice NIKKEI, que foi o mercado menos volátil, e em cerca de 44% o índice DAX. Esta situação é, de certo modo, inesperada. Esperar-se-ia que o DJ, como principal *player* dos mercados bolsistas internacionais, fosse menos suscetível a fenómenos de volatilidade elevada, principalmente face a mercados emergentes. Porém, se atendermos à emergência da crise das empresas tecnológicas, no final da década de 1990, que envolveu principalmente o setor da nova economia e que teve origem norte-americana, parece, de algum modo, natural que os índices norte-americanos tenham sentido, de forma mais profunda, os efeitos da referida crise. Os índices HANG e NIKKEI foram os que evidenciaram menos variabilidade, medida pelo desvio-padrão não-condicional. Por seu lado, o índice BOV foi o que registou maior grau de variabilidade na volatilidade intradiária. No sub-período Tranquilo, que foi caracterizado por uma subida consistente e generalizada dos valores dos índices bolsistas mundiais, os índices BOV, SENSEX e DJ foram os que evidenciaram níveis de volatilidade intradiária média mais elevados. Os restantes mercados apresentaram níveis de volatilidade muito inferiores. Em qualquer dos casos, os valores registados ficaram muito abaixo dos verificados no sub-período Dot-Com. Quanto à variabilidade da volatilidade intradiária, os índices SENSEX e BOV apresentaram os valores mais elevados, enquanto os índices HANG e PSI apresentaram os mais reduzidos. Relativamente ao sub-período Crise Financeira Global, o índice DJ foi o que registou volatilidade intradiária média mais elevada, seguido do índice BOV, cujos valores da volatilidade foram muito superiores, em alguns casos, aos de alguns mercados financeiros europeus, a viver diretamente os efeitos da crise das dívidas soberanas. Alguns dos valores registados, acabam por surpreender. É o que acontece no caso do índice PSI20, que registou o nível de volatilidade mais baixo, entre os mercados europeus, e cuja volatilidade intradiária média é de um terço da registada pelo DJ, embora seja representativo de um pequeno mercado desenvolvido e, sobretudo, objeto de ajuda externa, no ano de 2011. Quanto à variabilidade da volatilidade intradiária, esta foi particularmente elevada nos índices ISEQ e BOV. Para perceber se os diversos índices registaram diferenças nas performances das volatilidades médias, em cada um dos três sub-períodos, recorreremos ao teste ANOVA. Para avaliar a possível diferença de variabilidade das séries de volatilidade intradiária dos doze índices, utilizámos o teste de Bartlett. Os resultados dos testes são mostrados na tabela 4.37.

**Tabela 4.37: Testes à igualdade de médias e de variâncias das volatilidades intradiárias, em cada sub-período**

Dot-Com		Tranquilo		Crise Financeira Global	
Difer. Médias	Difer. Volat.	Difer. Médias	Difer. Volat.	Difer. Médias	Difer. Volat.
ANOVA F-test	Bartlett	ANOVA F-test	Bartlett	ANOVA F-test	Bartlett
70,0605	3540,0710	63,1694	15553,7500	16,0001	5153,3110
(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.



Em ambos os casos, as hipóteses nulas de igualdade de médias e de variâncias são rejeitadas, ao nível de significância de 1%. Em consequência, pode-se concluir que, em termos de volatilidade média e de variabilidade, dentro de cada um dos três sub-períodos considerados, os índices apresentaram diferenças de desempenho. Na tabela 4.38 são apresentados os valores dos testes à igualdade das volatilidades intradiárias médias e das respectivas variâncias, entre o sub-período Crise Financeira Global e os dois sub-períodos que o antecederam.

**Tabela 4.38: Testes à igualdade de médias e de variâncias intradiárias**

	Crise Financeira/Dot-Com				Crise Financeira/Tranquilo			
	Diferença Médias		Diferença Volatilidades		Diferença Médias		Diferença Volatilidades	
	t-test	ANOVA	F-test	Bartlett	t-test	ANOVA	F-test	Bartlett
ATG	5,660 (0,000)	32,033 (0,000)	3,516 (0,000)	327,759 (0,000)	13,948 (0,000)	194,558 (0,000)	22,151 (0,000)	1905,632 (0,000)
BOV	0,117 (0,907)	0,014 (0,907)	1,639 (0,000)	54,073 (0,000)	5,211 (0,000)	27,158 (0,000)	17,881 (0,000)	1698,505 (0,000)
CAC	-1,164 (0,245)	1,356 (0,245)	1,547 (0,000)	42,276 (0,000)	12,197 (0,000)	148,765 (0,000)	19,681 (0,000)	1790,678 (0,000)
DAX	-6,175 (0,000)	38,129 (0,000)	1,868 (0,000)	88,123 (0,000)	9,655 (0,000)	93,228 (0,000)	12,309 (0,000)	1350,255 (0,000)
DJ	-5,279 (0,000)	27,870 (0,000)	3,914 (0,000)	381,439 (0,000)	11,105 (0,000)	123,331 (0,000)	83,450 (0,000)	3259,229 (0,000)
FTSE	0,995 (0,320)	0,990 (0,320)	1,267 (0,000)	12,607 (0,000)	13,693 (0,000)	187,505 (0,000)	31,172 (0,000)	2244,654 (0,000)
HANG	3,359 (0,001)	11,280 (0,001)	8,088 (0,000)	816,913 (0,000)	10,114 (0,000)	102,287 (0,000)	105,968 (0,000)	3510,451 (0,000)
IBEX	-0,219 (0,827)	0,048 (0,827)	1,517 (0,000)	38,689 (0,000)	17,186 (0,000)	295,375 (0,000)	25,784 (0,000)	2055,192 (0,000)
ISEQ	3,883 (0,000)	15,080 (0,000)	10,777 (0,000)	1015,416 (0,000)	6,250 (0,000)	39,061 (0,000)	15,607 (0,000)	1569,509 (0,000)
NIKKEI	-0,272 (0,786)	0,074 (0,786)	6,518 (0,000)	676,213 (0,000)	5,730 (0,000)	32,838 (0,000)	26,066 (0,000)	2065,985 (0,000)
PSI	-6,951 (0,000)	48,322 (0,000)	1,475 (0,000)	32,717 (0,000)	9,694 (0,000)	93,972 (0,000)	31,518 (0,000)	2255,757 (0,000)
SENSEX	2,025 (0,043)	4,102 (0,043)	3,101 (0,000)	269,058 (0,000)	4,094 (0,000)	16,763 (0,000)	1,581 (0,000)	53,421 (0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

A análise dos resultados da tabela 4.38 permitiu diversas conclusões. Comparando os sub-períodos Crise Financeira Global e Dot-Com, conclui-se que as volatilidades médias intradiárias dos índices BOV, CAC, FTSE, IBEX e NIKKEI não revelaram diferença estatística, ao nível de significância de 5%. No caso dos índices ATG, HANG, ISEQ e SENSEX, o aumento da volatilidade média intradiária revelou-se significativo ao nível de significância de 5%. Porém,

os índices DAX, DJ e PSI sofreram uma diminuição da volatilidade intradiária média, com significado estatístico ao nível de significância de 1%. Nos testes à igualdade de variâncias das volatilidades intradiárias médias do primeiro e do terceiro sub-períodos, todos os índices registaram aumentos com significado estatístico, ao nível de significância de 1%. Os resultados obtidos não nos permitem afirmar que, comparativamente com o sub-período da crise Dot-Com, a Crise Financeira Global tenha sido acompanhada por um aumento generalizado da volatilidade intradiária dos índices, mas permitem a conclusão de um acentuado e generalizado aumento da variabilidade das volatilidades. Do segundo para o terceiro sub-período, todas as volatilidades intradiárias médias registaram fortes aumentos, com significado estatístico ao nível de significância de 5%. Em alguns casos, os aumentos foram superiores a 300%. Foi o que aconteceu com os índices ATG (404%), IBEX (370%) e FTSE (342%). Já o índice representativo do mercado português apresentou um aumento de 232%. Por outro lado, os aumentos na volatilidade média foram acompanhados por aumentos na variabilidade, comprovados pelos testes à igualdade de variâncias, que se mostraram significativos ao nível de significância de 5%.

Os resultados obtidos, da comparação entre o sub-período Crise Financeira Global e o sub-período Tranquilo, permitem concluir pela ocorrência de um aumento generalizado na volatilidade intradiária média não-condicional. Este aumento não se restringiu ao mercado americano, que esteve na origem da crise *subprime*, nem aos mercados da zona euro, a lidar com a crise das dívidas soberanas, revelando-se antes um fenómeno que terá atingido os mercados à escala global.

#### **4.6.3 Volatilidade condicionada diária e risco de mercado**

A análise visual das rendibilidades dos índices, a partir das figuras 4.1 a 4.12, sugeriu uma primeira indicação de que a volatilidade revela tendência para se concentrar em alguns períodos. Embora o segundo sub-período tenha sido caracterizado por uma certa acalmia, os restantes sub-períodos evidenciaram situações de turbulência e de grande volatilidade, em determinados momentos, sugerindo que as taxas de rendibilidades apresentaram *clusters* de volatilidade, como se poderá constatar mais adiante. O ano de 2008 foi o que evidenciou maior concentração de volatilidade, em resultado da emergência da crise financeira global. Os resultados dos testes LM de Engle (1982) e de *Ljung-Box*, apresentados na secção 4.4.3, confirmaram a forte presença de efeitos ARCH nas séries de rendibilidades, pelo que a utilização de modelos que acomodam a variabilidade da volatilidade se revelou adequada, razão pela qual recorreremos a modelos de heterocedasticidade condicionada, na estimação da volatilidade que caracterizou os doze mercados bolsistas, em cada um dos três sub-períodos. Na tabela 4.25.A, em apêndice, são apresentadas as estatísticas descritivas da volatilidade condicionada, referentes aos três sub-períodos e aos doze mercados, geradas a partir das

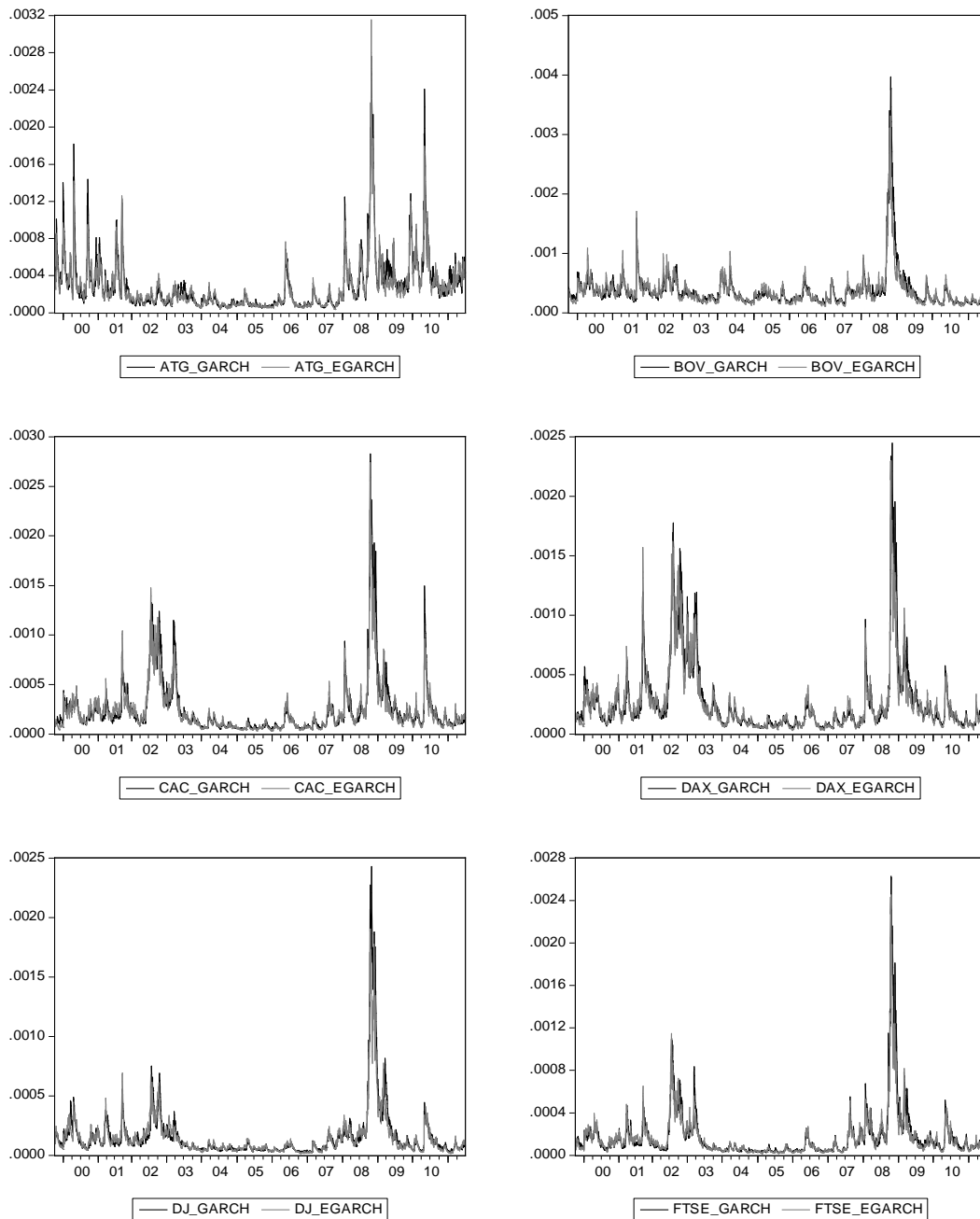
estimativas produzidas pelo modelo GARCH (1,1)<sup>31</sup>. Os valores mostrados na tabela 4.25.A permitem a conclusão de que as estimativas de volatilidade condicional evidenciam sinais de desvio face à hipótese de normalidade, já que os coeficientes de assimetria e de curtose são estatisticamente diferentes dos de uma distribuição normal (zero para o coeficiente de assimetria e três para o coeficiente de curtose). As séries analisadas são leptocúrticas e apresentam abas assimétricas. Para se confirmar da adequação do ajustamento da distribuição normal às distribuições empíricas das doze séries, em cada um dos sub-períodos analisados, foi também aplicado o teste de aderência de Jarque-Bera, cujos valores estatísticos podem ser vistos na tabela de estatísticas descritivas (tabela 4.25.A). Tendo em conta os valores dos testes, concluímos que todas as séries são estatisticamente significativas, ao nível de significância de 1%, rejeitando-se claramente a hipótese de normalidade das mesmas. No sub-período Dot-Com, o índice BOV foi o que apresentou volatilidade condicionada média mais elevada, superando em cerca de 3 vezes os índices PSI e ISEQ, que foram os mercados menos voláteis. Por seu lado, o índice DAX foi o que registou maior grau de variabilidade na volatilidade condicional, medida pelo desvio-padrão. No sub-período Tranquilo, que se caracterizou por uma subida consistente e generalizada dos valores dos índices mundiais, os índices BOV e SENSEX foram os que evidenciaram níveis médios de volatilidade condicionada mais elevados. Os restantes mercados apresentaram níveis de volatilidade muito inferiores. Em qualquer dos casos, os níveis de volatilidade ficaram aquém dos verificados no período Dot-Com. Quanto à variabilidade da volatilidade condicionada, o índice SENSEX superiorizou-se aos seus pares. Em sentido oposto, os índices DJ e PSI mostraram menor variabilidade. Relativamente ao sub-período Crise Financeira Global, as diferenças dos níveis de volatilidade dos índices não foram tão pronunciadas quanto as dos sub-períodos anteriores. O índice HANG foi o que registou volatilidade condicionada média mais elevada, seguido dos índices ATG e ISEQ. Por seu lado, o DJ e o PSI foram os índices menos voláteis. Algumas das estimativas são, de certo modo, inesperadas. É o que acontece com o índice PSI, por ter registado nos três sub-períodos amostrais a volatilidade média mais baixa de todos os mercados analisados, embora represente um pequeno mercado desenvolvido. Na figura 4.18 é apresentada a representação gráfica da evolução das variâncias condicionadas diárias dos doze índices, no período completo, estimadas através de dois modelos autoregressivos de heterocedasticidade condicionada, de acordo com as especificações GARCH (1,1) e EGARCH (1,1). Durante os sub-períodos das crises Dot-Com e Financeira Global, os doze índices analisados registaram, em média, níveis de volatilidade mais elevados. Este facto não é alheio a uma série de acontecimentos que provocaram elevada instabilidade nos mercados financeiros. No primeiro sub-período ocorreram acontecimentos de mercado relevantes, como foram o rebentamento da bolha da internet, os ataques terroristas de 11 de setembro de 2001 e os escândalos contabilísticos nas empresas americanas Enron e WorldCom, entre outros. No último sub-período, assistiu-se a uma

---

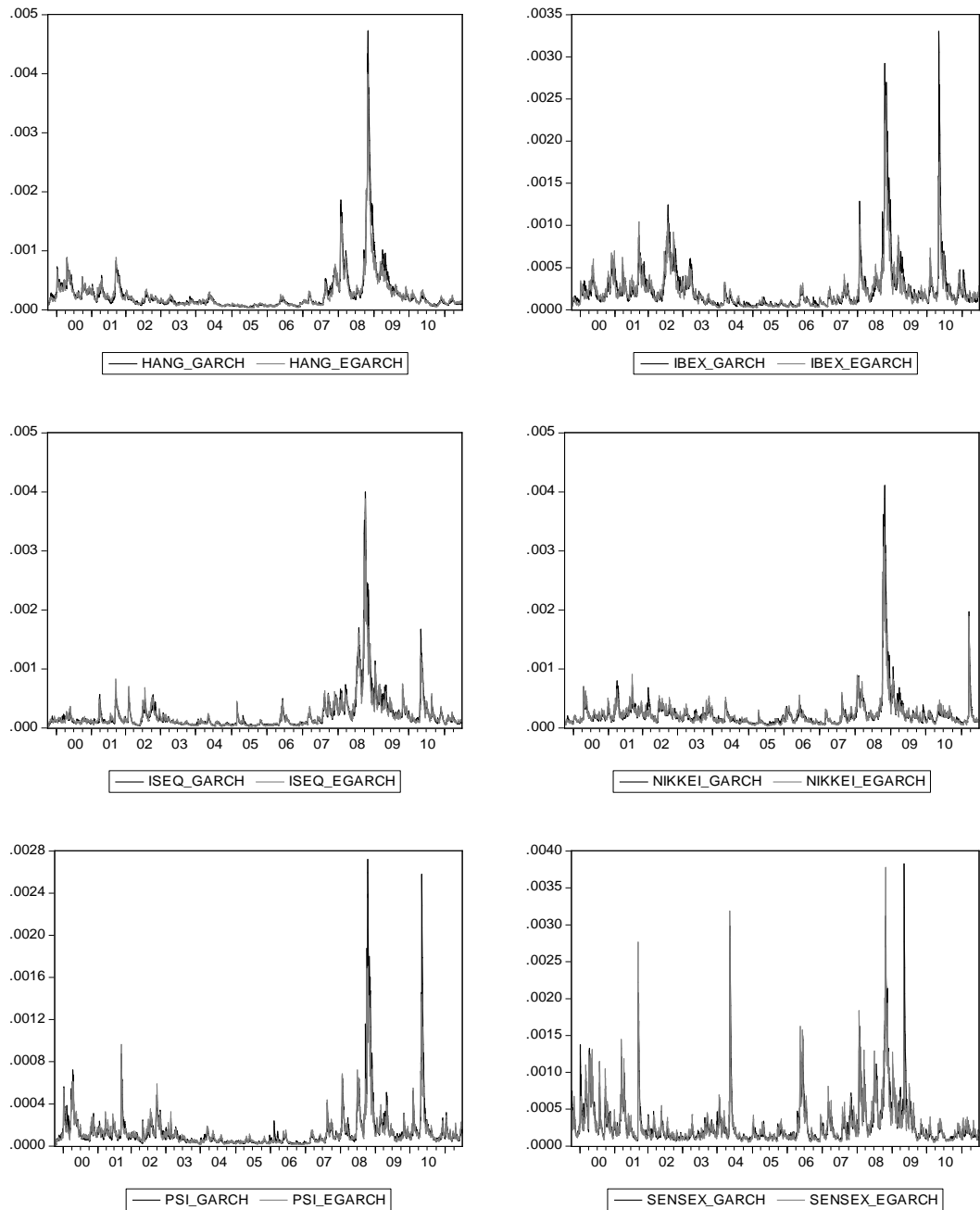
<sup>31</sup> Segundo Brooks (2002) e Hansen e Lunde (2005), só raramente os modelos de heterocedasticidade condicionada de ordem superior descrevem melhor a volatilidade, razão pela qual optámos pelo modelo mais simples para estimar a volatilidade.

seqüência de acontecimentos perturbadores do ambiente dos mercados financeiros, como a crise do crédito *subprime* e a crise das dívidas soberanas. Todos os mercados apresentaram no mês de outubro de 2008 os mais elevados níveis de volatilidade. No sub-período Tranquilo, os índices apresentaram níveis de volatilidade relativamente mais moderados, excetuando o índice Sensex.

**Figura 4.18: Evolução da Volatilidade condicionada, estimada através de modelos GARCH e EGARCH**



**Figura 4.18: Evolução da Volatilidade condicionada, estimada através de modelos GARCH e EGARCH (continuação)**



Na tabela 4.39 são apresentados os resultados de estimação do modelo GARCH (1,1). Todos os coeficientes dos modelos estimados apresentam os sinais esperados, com exceção do parâmetro  $\beta$ , no modelo do índice BOV, durante o período Dot-Com, que apresenta coeficiente negativo (-0,538). Os restantes coeficientes são não negativos, o que assegura um valor positivo da variância condicionada. Dos coeficientes da equação da variância,  $\alpha_0, \alpha_1$  e  $\beta$ , apenas os coeficientes  $\alpha_1$  e  $\beta$  do índice Bovespa, no sub-período Dot-Com, não se revelaram estatisticamente significativos, a um nível de significância de 10%. O coeficiente  $\alpha_0$ , do índice DAX, no sub-período Dot-Com, e o do índice HANG, nos sub-períodos Dot-Com e

Crise Financeira Global, mostraram ser significativos, ao nível de significância de 10%. Os restantes coeficientes da equação de variância mostraram significado estatístico, ao nível de significância de 5%, embora a maioria o fosse para o nível mais exigente de 1%. Este facto confirma a existência de efeitos ARCH e GARCH na variância. Por outro lado, a soma dos coeficientes do modelo GARCH é, para todos os índices e em todos os sub-períodos, inferior a 1, pelo que o processo de volatilidade é estacionário.

**Tabela 4.39: Resultados de estimação da volatilidade condicionada por modelos GARCH (1,1)**

	ATG			BOV			CAC		
	Dot-Com	Tranquilo	C. Global	Dot-Com	Tranquilo	C. Global	Dot-Com	Tranquilo	C. Global
$\alpha_0$	3,91E-05 (0,000)	3,10E-06 (0,002)	9,32E-06 (0,024)	6,25E-04 (0,001)	1,16E-05 (0,020)	3,64E-06 (0,003)	5,77E-06 (0,028)	2,69E-06 (0,000)	6,54E-06 (0,004)
$\alpha_1$	0,229 (0,000)	0,070 (0,000)	0,105 (0,000)	0,038 (0,218)	0,044 (0,001)	0,077 (0,000)	0,072 (0,000)	0,051 (0,000)	0,116 (0,000)
$\beta$	0,642 (0,000)	0,900 (0,000)	0,879 (0,000)	-0,538 (0,206)	0,909 (0,000)	0,913 (0,000)	0,912 (0,000)	0,915 (0,000)	0,866 (0,000)
$\alpha_1 + \beta$	0,872	0,970	0,984	-0,500	0,953	0,990	0,985	0,966	0,982
V.L.P.	0,276	0,161	0,386	0,323	0,249	0,308	0,305	0,140	0,299
	DAX			DJ			FTSE		
	Dot-Com	Tranquilo	C. Global	Dot-Com	Tranquilo	C. Global	Dot-Com	Tranquilo	C. Global
$\alpha_0$	5,25E-06 (0,051)	2,75E-06 (0,001)	4,11E-06 (0,002)	1,13E-05 (0,010)	1,80E-06 (0,007)	2,36E-06 (0,000)	5,04E-06 (0,006)	2,27E-06 (0,002)	3,32E-06 (0,011)
$\alpha_1$	0,093 (0,000)	0,063 (0,000)	0,101 (0,000)	0,105 (0,000)	0,031 (0,004)	0,103 (0,000)	0,122 (0,000)	0,075 (0,000)	0,102 (0,000)
$\beta$	0,897 (0,000)	0,909 (0,000)	0,885 (0,000)	0,837 (0,000)	0,929 (0,000)	0,887 (0,000)	0,856 (0,000)	0,880 (0,000)	0,885 (0,000)
$\alpha_1 + \beta$	0,990	0,971	0,986	0,942	0,960	0,991	0,979	0,955	0,987
V.L.P.	0,358	0,155	0,275	0,221	0,106	0,253	0,245	0,113	0,254
	HANG-SENG			IBEX			ISEQ		
	Dot-Com	Tranquilo	C. Global	Dot-Com	Tranquilo	C. Global	Dot-Com	Tranquilo	C. Global
$\alpha_0$	5,74E-06 (0,018)	8,18E-07 (0,052)	2,81E-06 (0,070)	7,57E-06 (0,045)	5,28E-06 (0,000)	1,03E-05 (0,001)	1,58E-05 (0,001)	3,39E-06 (0,000)	5,89E-06 (0,009)
$\alpha_1$	0,068 (0,000)	0,027 (0,000)	0,101 (0,000)	0,074 (0,001)	0,086 (0,000)	0,134 (0,000)	0,112 (0,000)	0,078 (0,000)	0,120 (0,000)
$\beta$	0,913 (0,000)	0,963 (0,000)	0,893 (0,000)	0,901 (0,000)	0,839 (0,000)	0,841 (0,000)	0,782 (0,000)	0,880 (0,000)	0,870 (0,000)
$\alpha_1 + \beta$	0,981	0,991	0,995	0,975	0,925	0,975	0,895	0,958	0,991
V.L.P.	0,273	0,149	0,364	0,276	0,133	0,321	0,194	0,143	0,399
	NIKKEI			PSI			SENSEX		
	Dot-Com	Tranquilo	C. Global	Dot-Com	Tranquilo	C. Global	Dot-Com	Tranquilo	C. Global
$\alpha_0$	1,26E-05 (0,020)	2,11E-06 (0,002)	1,04E-05 (0,001)	1,98E-05 (0,000)	1,17E-06 (0,001)	8,00E-06 (0,000)	1,92E-05 (0,000)	1,14E-05 (0,000)	2,47E-06 (0,017)
$\alpha_1$	0,076 (0,002)	0,062 (0,000)	0,154 (0,000)	0,170 (0,000)	0,047 (0,000)	0,169 (0,000)	0,147 (0,000)	0,150 (0,000)	0,102 (0,000)
$\beta$	0,872 (0,000)	0,922 (0,000)	0,817 (0,000)	0,697 (0,000)	0,922 (0,000)	0,802 (0,000)	0,789 (0,000)	0,790 (0,000)	0,897 (0,000)
$\alpha_1 + \beta$	0,948	0,984	0,971	0,867	0,969	0,971	0,936	0,940	0,999
V.L.P.	0,247	0,181	0,301	0,193	0,097	0,263	0,275	0,219	0,814

Notas: Os valores mostrados na tabela dizem respeito aos coeficientes estimados de cada modelo e à respetiva probabilidade, apresentada entre parêntesis, mas também à volatilidade de longo prazo (V.L.P.), calculada através de  $VLP = \sqrt{250 \times (\alpha_0 / (1 - \alpha_1 - \beta))}$ , e que proporciona uma medida de volatilidade numa base anual, de acordo com a sugestão de Alexander (2008a). Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

Para testar a ausência de autocorrelação nos quadrados dos resíduos estandardizados, foi aplicado o teste de *Ljung-Box*, cujos resultados são apresentados na tabela 4.26.A, em apêndice. Os resultados permitem constatar que, para o nível de significância de 5%, há uma forte evidência de aceitação da hipótese nula, concluindo-se que os resíduos estandardizados não estão correlacionados. Em todos os casos, os resultados do teste de *Ljung-Box* revelam que os *p-values* são bastante superiores ao nível de significância de 5%. Para verificar da persistência da variância, aplicamos o teste ARCH-LM aos resíduos dos modelos, cujos resultados são mostrados na tabela 4.26.A, em apêndice. Da análise individual de cada um dos coeficientes e dos respectivos valores de probabilidade, conclui-se que estes não são estatisticamente diferentes de zero. Testando os coeficientes em grupo, a probabilidade (estatística F) é significativa, pelo que se aceita a hipótese nula. Os resíduos das séries revelaram ser suficientemente branqueados pelos modelos, havendo, portanto, motivo para acreditar que estes têm capacidade para modelar a heterocedasticidade condicionada, pelo que a inferência estatística do modelo não deve ser posta em causa.

Na análise da volatilidade condicionada foi ainda considerado o modelo GARCH ortogonal, de acordo com a proposta de Alexander (2001), por reduzir o número de variáveis analisadas. A tabela 4.40 apresenta os resultados das estimações dos modelos GARCH (1,1), relativos a cada um dos fatores selecionados pela análise de componentes principais, aplicada às rendibilidades diárias dos índices (tabelas 4.30, 4.31 e 4.32), nos três sub-períodos amostrais. Com exceção dos termos constantes dos modelos, todos os coeficientes estimados apresentaram os sinais esperados e revelaram significado estatístico, ao nível de significância de 5%. Por seu lado, os testes de *Ljung-Box* e ARCH-LM mostraram que os resíduos das séries dos fatores principais são branqueados pelos modelos, pelos que estes revelaram capacidade para modelar a heterocedasticidade condicionada.

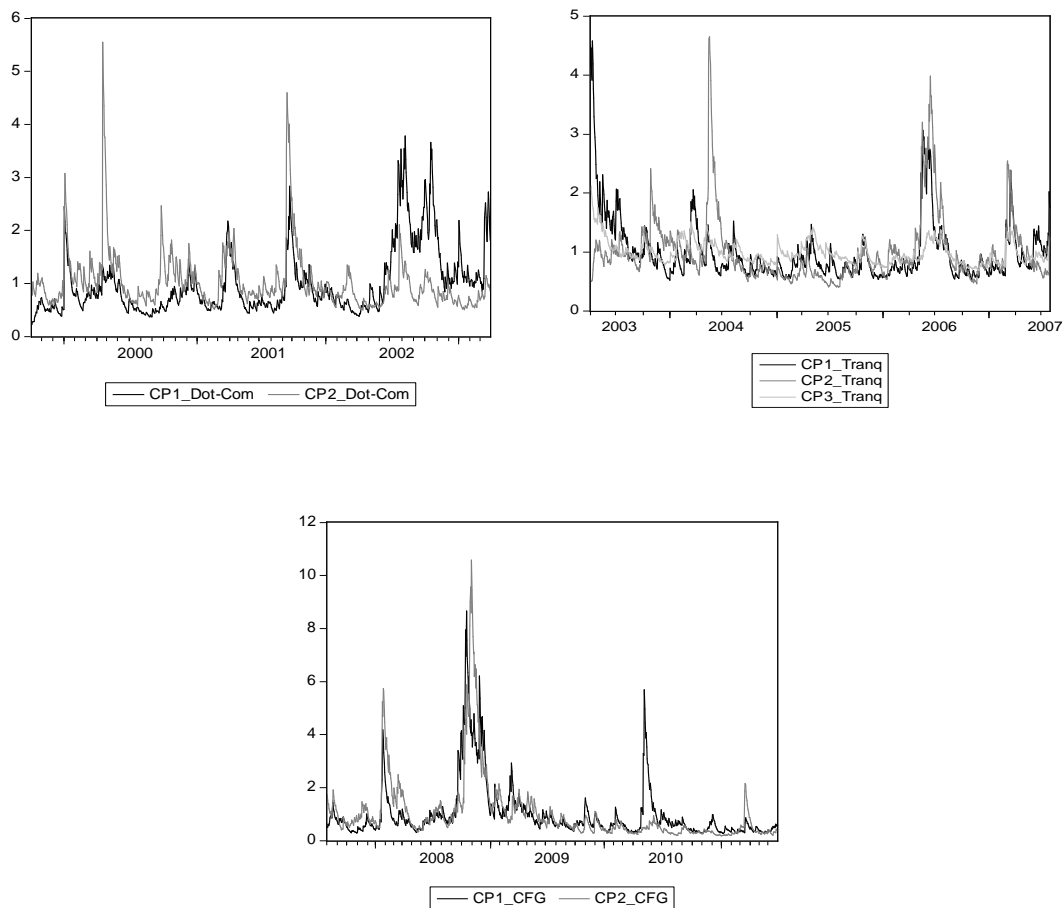
**Tabela 4.40: Resultados de estimação do modelo GARCH ortogonal**

	Dot-Com		Tranquilo			C. Global	
	CP1	CP2	CP1	CP2	CP3	CP1	CP2
$c$	0,017 (0,539)	0,023 (0,487)	0,013 (0,633)	0,010 (0,733)	0,009 (0,758)	0,027 (0,294)	0,019 (0,430)
$\alpha_0$	0,037 (0,002)	0,055 (0,010)	0,044 (0,001)	0,027 (0,002)	0,045 (0,049)	0,023 (0,001)	0,014 (0,011)
$\alpha_1$	0,100 (0,000)	0,096 (0,000)	0,071 (0,000)	0,069 (0,000)	0,030 (0,014)	0,117 (0,000)	0,119 (0,000)
$\beta$	0,865 (0,000)	0,854 (0,000)	0,883 (0,000)	0,905 (0,000)	0,924 (0,000)	0,860 (0,000)	0,868 (0,000)
$\alpha_1 + \beta$	0,965	0,949	0,953	0,974	0,954	0,978	0,987
V.L.P	2,223	2,597	1,953	1,637	1,596	2,839	2,331
LB: $Q_{(20)}^2$	13,061 (0,875)	23,089 (0,284)	24,351 (0,227)	6,396 (0,998)	11,526 (0,931)	29,503 (0,078)	10,986 (0,947)
LM test: $F_{(20)}$	0,592 (0,920)	1,088 (0,357)	1,186 (0,258)	0,340 (0,997)	0,531 (0,955)	1,481 (0,080)	0,550 (0,945)

Notas: Nas quatro últimas linhas são apresentados os resultados dos testes de *Ljung-Box* e de ARCH-LM. Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

Na figura 4.19 é mostrada a evolução da volatilidade condicionada gerada pelo modelo GARCH ortogonal, com base em cada uma das componentes, nos três sub-períodos amostrais.

**Figura 4.19: Evolução da volatilidade condicionada dos fatores principais, estimada através do modelo GARCH ortogonal**



Tal como já tínhamos concluído anteriormente, a volatilidade condicionada diária apresenta elevada variabilidade no tempo, destacando-se principalmente o último sub-período, em que as estimativas de volatilidade condicionada, relativas às duas componentes principais selecionadas, evidenciaram picos de volatilidade muito elevados, em especial no mês de outubro de 2008, confirmando as conclusões obtidas através dos modelos univariados.

#### 4.6.3.1 Análise da evolução da volatilidade condicionada diária

A análise visual das figuras 4.1 a 4.12 permitiu uma primeira conclusão de que os sub-períodos Dot-Com e Crise Financeira Global se caracterizaram por uma maior concentração de volatilidade e por evidenciarem picos de volatilidade diária. O sub-período Tranquilo registou níveis de volatilidade bastante inferiores aos dos dois restantes. A única exceção refere-se ao índice SENSEX, que no sub-período Tranquilo apresentou alguns picos de volatilidade, de dimensão muito superior à dos seus pares, à semelhança do que já tínhamos concluído aquando da análise da volatilidade intradiária. Para uma conclusão mais fundamentada,



analisámos os testes à igualdade das volatilidades condicionadas médias e à igualdade de variâncias, entre o sub-período Crise Financeira Global e os dois sub-períodos que o antecederam (tabela 4.41).

**Tabela 4.41: Testes à igualdade de médias e de variâncias entre sub-períodos e respetivos *p-values***

	Crise Financeira Global/Dot-Com				Crise Financeira Global/Tranquilo			
	Diferença Médias		Diferença Volatilidades		Diferença Médias		Diferença Volatilidades	
	t-test	ANOVA	F-test	Bartlett	t-test	ANOVA	F-test	Bartlett
ATG	3,672	13,482	2175,525	6071,184	27,731	768,997	19,545	1783,981
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
BOV	1,794	3,218	11,165	1039,594	9,810	96,239	26,388	2078,178
	(0,073)	(0,073)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
CAC	0,823	0,033	2,431	169,574	17,503	306,358	18,741	1743,510
	(0,855)	(0,855)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
DAX	-6,571	43,184	1,183	6,361	12,745	162,430	7,937	969,367
	(0,000)	(0,000)	(0,011)	(0,012)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
DJ	4,143	17,168	9,124	897,986	16,326	266,554	147,403	3859,426
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
FTSE	4,014	16,112	3,986	390,601	17,811	317,231	47,292	2668,864
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
HANG-SENG	9,329	87,029	15,696	1289,555	19,722	388,975	178,092	4060,199
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
IBEX	4,211	17,732	6,033	627,222	19,610	384,561	60,734	2927,508
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
ISEQ	15,872	251,928	26,860	1704,144	22,554	508,674	85,414	3283,633
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
NIKKEI	6,710	45,023	18,327	1406,947	13,242	175,355	46,231	2645,536
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
PSI	7,135	50,909	8,753	869,533	17,903	320,535	147,359	3859,112
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
SENSEX	4,802	23,058	2,423	168,393	10,716	114,840	2,840	270,776
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

A comparação dos sub-períodos Crise Financeira Global e Dot-Com permite a conclusão de que as volatilidades condicionadas médias dos índices revelaram diferenças estatísticas, ao nível de significância de 1%, com exceção dos índices BOV, CAC e DAX. O índice BOV revelou diferença estatística, ao nível de significância de 10%. No caso do índice CAC, este não revelou diferença estatística, enquanto o índice DAX sofreu uma diminuição da volatilidade condicionada média, significativa ao nível de significância de 1%. Estes resultados são consistentes com os da volatilidade de longo prazo, reportados na tabela 4.39. Face ao primeiro sub-período, só os índices BOV, CAC e DAX não viram aumentar a volatilidade de longo prazo, com a emergência da crise global, enquanto face ao segundo sub-período todos

os índices registaram acentuados aumentos. Nos testes à igualdade das variâncias das volatilidades condicionais do primeiro e do terceiro sub-períodos, todos os índices registaram aumentos com significado estatístico, ao nível de significância de 5%. A comparação dos dois sub-períodos mais recentes permite a conclusão de que todas as volatilidades médias diárias registaram fortes aumentos, com significado estatístico, ao nível de significância de 1%. Em alguns casos, os aumentos das volatilidades médias foram superiores a 300%. Foi o que aconteceu com os índices ISEQ (409%), PSI (362%), HANG (338%) e DJ (303%). Já o índice representativo do mercado brasileiro apresentou um aumento de 58%. Por outro lado, os aumentos na volatilidade média foram acompanhados por aumentos na variabilidade, comprovados pelos testes à igualdade de variâncias, que se mostraram significativos ao nível de significância de 1%. Os resultados permitem, portanto, concluir pela ocorrência de um aumento generalizado na volatilidade condicionada dos índices. Este aumento não se restringiu ao mercado americano, que esteve na origem da crise *subprime*, nem aos mercados da zona euro, no epicentro da crise das dívidas soberanas, revelando-se antes um fenómeno que terá atingido os mercados à escala global. Com o objetivo de identificar possíveis diferenças nas volatilidades condicionadas médias e na variabilidade dessas estimativas, em cada um dos três sub-períodos, aplicámos o teste-F ANOVA e o teste de Bartlett, cujos resultados são mostrados na tabela 4.42.

**Tabela 4.42: Testes à igualdade de médias e de variâncias da volatilidade condicionada diária dos índices, em cada sub-período**

Dot-Com		Tranquilo		Crise Financeira Global	
Difer. Médias	Difer. Volat.	Difer. Médias	Difer. Volat.	Difer. Médias	Difer. Volat.
ANOVA F-test	Bartlett	ANOVA F-test	Bartlett	ANOVA F-test	Bartlett
211,249	6.003	604,373	14346,55	36,661	1.305
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

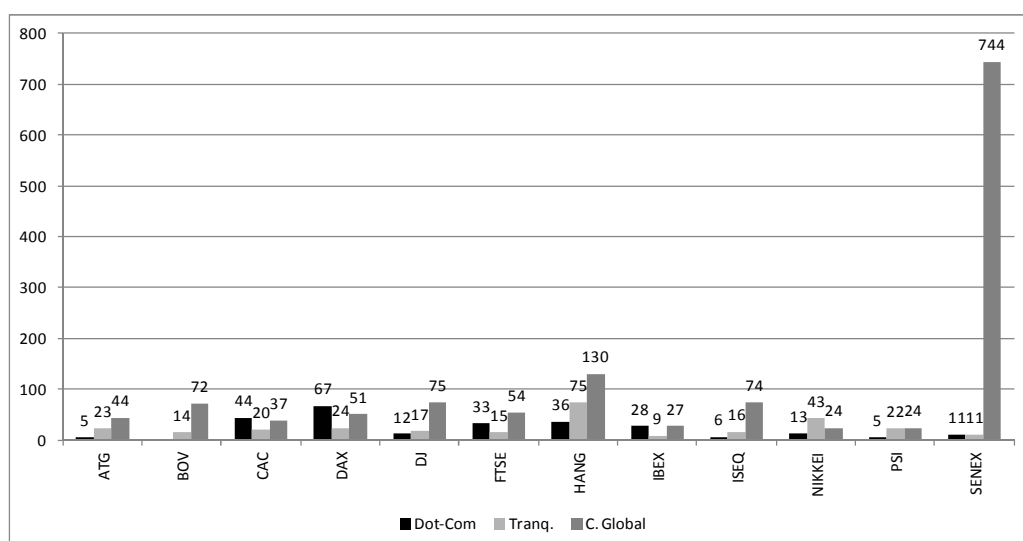
Os resultados permitem rejeitar as hipóteses nulas de igualdade de médias e de variâncias, ao nível de significância de 1%, em qualquer dos sub-períodos. Em consequência, há razões para acreditar que, em cada um dos sub-períodos amostrais, os mercados evidenciaram níveis de volatilidade condicionada média e de variabilidade diferentes.

#### 4.6.3.2 Análise de sensibilidade e de persistência dos mercados

No modelo GARCH (1,1), o parâmetro  $\alpha_1$  mede a reação da volatilidade condicional a choques de mercado. Quando o parâmetro  $\alpha_1$  tem um valor superior a 0,1, a volatilidade é muito sensível a eventos de mercado (Alexander, 2008a). No sub-período Crise Financeira Global, os coeficientes  $\alpha_1$ , das estimativas dos modelos GARCH (1,1), apresentadas na tabela 4.3.9, tiveram valores superiores a 0,1, com exceção do relativo ao índice BOV, pelo se conclui que neste sub-período a volatilidade se mostrou muito sensível a eventos de mercado. Face ao

sub-período Tranquilo, este aumento de sensibilidade foi particularmente significativo nos índices HANG (269%), PSI (258%) e DJ (234%). Os resultados obtidos para o sub-período Crise Financeira Global contrastam com os do sub-período Dot-Com, em que apenas cinco índices revelaram superioridade a 0,1, e principalmente com os do sub-período Tranquilo, em que só o índice SENSEX registou tal superioridade. Se considerado o modelo GARCH ortogonal, apenas no último sub-período todos os fatores apresentaram sensibilidade superior a 0,1. Este facto permite a conclusão de que nos sub-períodos de crise, os mercados foram mais sensíveis a eventos de mercado. Em especial no sub-período Crise Financeira Global, os mercados bolsistas revelaram-se mais sensíveis do que nos dois precedentes. No modelo GARCH, a persistência de volatilidade é avaliada através da soma dos parâmetros  $\alpha_1$  e  $\beta$ . Valores próximos da unidade dão indicação de forte persistência ou de memória longa. Na tabela 4.39 são apresentados os valores da persistência da volatilidade de cada índice e em cada sub-período, calculados com base nas estimativas do modelo GARCH. Estes resultados mostram que no sub-período Tranquilo, face ao precedente, a persistência aumentou em oito dos doze índices, enquanto no sub-período Crise Financeira Global, face ao sub-período Tranquilo, o aumento só não aconteceu no caso do índice NIKKEI. Por sua vez, a comparação entre o primeiro e o terceiro sub-períodos mostra superioridade do último em 75% dos casos. Apenas os índices CAC, DAX e NIKKEI não foram mais persistentes. Este facto sugere um aumento da persistência da volatilidade condicionada nos mercados bolsistas, contribuindo a Crise Financeira Global decisivamente para tal. Este facto foi ainda confirmado através do modelo GARCH ortogonal, cujos valores de persistência nos fatores estimados revelaram superioridade no último sub-período face aos registados nos anteriores (tabela 4.40). Na figura 4.20 são apresentados os resultados relativos à vida mediana. Tal como já tínhamos concluído atrás, apenas a volatilidade do índice NIKKEI não se mostrou mais persistente no sub-período Crise Financeira Global do que no precedente.

**Figura 4.20: Vida mediana nos três sub-períodos**



Os resultados obtidos indicam igualmente que, durante os sub-períodos estudados, a volatilidade das taxas de rendibilidades diárias dos vários índices se revelou bastante persistente, em especial no último sub-período, com a vida mediana a mostrar-se particularmente elevada nos índices HANG e SENSEX, registando valores de 130 e 744, respetivamente. Neste sub-período, os índices NIKKEI e PSI foram os que registaram a vida mediana mais baixa, com um valor de 24. Nos dois casos, um choque não antecipado na taxa de rendibilidade diária produz, em média, efeitos sobre a volatilidade durante 24 dias. As estimativas dos coeficientes dos modelos GARCH (1,1) permitem, ainda, concluir pela estacionaridade em covariância, pois a soma dos coeficientes associados ao desfasamento da variância e ao desfasamento dos resíduos quadráticos é, em todos os índices e em qualquer dos sub-períodos, inferior à unidade. De acordo com Tsay (2005) e Alexander (2008a), a soma dos coeficientes  $\alpha$  e  $\beta$  determina a taxa de convergência da volatilidade condicional, para o nível médio de longo prazo. Quando a soma destes coeficientes é relativamente elevada (superior a 0,99), os termos da estrutura de previsões da volatilidade, a partir do modelo GARCH, são relativamente planos. No sub-período Crise Financeira Global, esta superioridade verificou-se nos índices BOV, DJ, HANG, ISEQ e SENSEX. Relativamente aos sub-períodos precedentes, no primeiro essa superioridade não se verificou em nenhum dos casos, enquanto no segundo apenas o índice HANG a verificou.

#### 4.6.3.3 Análise do efeito assimétrico

Diversos estudos têm revelado que existe alguma correlação entre a volatilidade e a ocorrência de perdas significativas nos mercados bolsistas. Designa-se esta relação por efeito assimétrico (ou *leverage effect*). Uma alternativa eficiente para verificar a existência de efeito assimétrico envolve a utilização de modelos de heterocedasticidade condicionada. Para analisar o efeito assimétrico foram, então, estimados modelos EGARCH (1,1) e TGARCH (1,1), a partir das rendibilidades logarítmicas dos doze índices, cujos resultados são apresentados nas tabelas 4.43 e 4.27.A (a última em apêndice), respetivamente. Em ambos os modelos, o efeito assimétrico é capturado pelo coeficiente  $\gamma$ . No modelo EGARCH (1,1), quando o coeficiente assimétrico tem sinal negativo, os choques positivos produzem volatilidade menos acentuada do que os choques negativos de idêntica dimensão. Da análise das estimativas dos modelos EGARCH (1,1), conclui-se que todos os coeficientes  $\gamma$  apresentaram sinal negativo, ou seja, evidenciaram presença de efeito assimétrico. Adicionalmente, nos três sub-períodos, estes coeficientes revelaram ser estatisticamente diferentes de zero, ao nível de significância de 1%. As exceções foram o índice HANG, no sub-período Tranquilo, que apresentou significância estatística, ao nível de significância de 5%, e o índice PSI, no sub-período Tranquilo, cujo coeficiente de assimetria não se revelou estatisticamente diferente de zero. Por sua vez, as estimativas do modelo TGARCH (1,1) mostraram que o coeficiente de assimetria do índice HANG, no sub-período Tranquilo, revelou significado estatístico, ao nível de significância de 10%, enquanto o NIKKEI, no segundo sub-período, teve significado estatístico ao nível de significância de 5%. Nos restantes casos, o significado estatístico dos

coeficientes aconteceu para o nível mais exigente de 1%. As conclusões dos dois modelos são, pois, muito idênticas, reforçando a consistência dos resultados. A elevada significância dos coeficientes de assimetria mostra, claramente, a existência de choques assimétricos na volatilidade das rendibilidades diárias dos índices, com os choques negativos a produzirem volatilidade mais acentuada do que os choques positivos de idêntica dimensão.

**Tabela 4.43: Resultados da estimação da volatilidade condicional por modelos EGARCH (1,1)**

	ATG			BOV			CAC		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
$\alpha_0$	-1,151 (0,000)	-0,455 (0,000)	-0,378 (0,000)	-1,063 (0,014)	-2,020 (0,000)	-0,221 (0,000)	-0,301 (0,000)	-0,332 (0,000)	-0,375 (0,000)
$\alpha_1$	0,341 (0,000)	0,154 (0,000)	0,165 (0,000)	0,114 (0,036)	0,027 (0,474)	0,146 (0,000)	0,137 (0,000)	0,068 (0,001)	0,139 (0,000)
$\gamma$	-0,100 (0,000)	-0,044 (0,001)	-0,079 (0,000)	-0,074 (0,000)	-0,238 (0,000)	-0,090 (0,000)	-0,055 (0,000)	-0,129 (0,000)	-0,194 (0,000)
$\beta$	0,894 (0,000)	0,963 (0,000)	0,969 (0,000)	0,875 (0,000)	0,758 (0,000)	0,987 (0,000)	0,977 (0,000)	0,970 (0,000)	0,969 (0,000)
	DAX			DJ			FTSE		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
$\alpha_0$	-0,372 (0,000)	-0,338 (0,000)	-0,327 (0,000)	-0,239 (0,002)	-0,579 (0,000)	-0,349 (0,000)	-0,306 (0,000)	-0,365 (0,000)	-0,291 (0,000)
$\alpha_1$	0,187 (0,000)	0,103 (0,000)	0,142 (0,000)	0,056 (0,035)	0,075 (0,001)	0,142 (0,000)	0,139 (0,000)	0,072 (0,004)	0,114 (0,000)
$\gamma$	-0,049 (0,002)	-0,111 (0,000)	-0,155 (0,000)	-0,112 (0,000)	-0,107 (0,000)	-0,147 (0,000)	-0,094 (0,000)	-0,125 (0,000)	-0,149 (0,000)
$\beta$	0,972 (0,000)	0,971 (0,000)	0,975 (0,000)	0,978 (0,000)	0,947 (0,000)	0,973 (0,000)	0,978 (0,000)	0,968 (0,000)	0,977 (0,000)
	HANG-SENG			IBEX			ISEQ		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
$\alpha_0$	-0,290 (0,001)	-0,192 (0,006)	-0,259 (0,000)	-0,335 (0,000)	-1,039 (0,000)	-0,333 (0,000)	-0,734 (0,000)	-0,968 (0,000)	-0,349 (0,000)
$\alpha_1$	0,147 (0,000)	0,072 (0,000)	0,178 (0,000)	0,109 (0,003)	0,138 (0,000)	0,147 (0,000)	0,120 (0,000)	0,134 (0,000)	0,221 (0,000)
$\gamma$	-0,060 (0,000)	-0,018 (0,040)	-0,066 (0,000)	-0,085 (0,000)	-0,160 (0,000)	-0,162 (0,000)	-0,124 (0,000)	-0,135 (0,000)	-0,071 (0,000)
$\beta$	0,979 (0,000)	0,985 (0,000)	0,985 (0,000)	0,970 (0,000)	0,902 (0,000)	0,974 (0,000)	0,928 (0,000)	0,908 (0,000)	0,978 (0,000)
	NIKKEI			PSI			SENSEX		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
$\alpha_0$	-0,560 0,002	-0,502 (0,000)	-0,426 (0,000)	-1,293 (0,000)	-0,489 (0,000)	-0,558 (0,000)	-0,981 (0,000)	-1,229 (0,000)	-0,308 (0,000)
$\alpha_1$	0,146 (0,000)	0,171 (0,000)	0,196 (0,000)	0,268 (0,000)	0,118 (0,000)	0,225 (0,000)	0,284 (0,000)	0,274 (0,000)	0,220 (0,000)
$\gamma$	-0,055 (0,009)	-0,078 (0,000)	-0,126 (0,000)	-0,108 (0,000)	-0,005 0,735	-0,134 (0,000)	-0,125 (0,000)	-0,172 (0,000)	-0,074 (0,000)
$\beta$	0,947 (0,000)	0,959 (0,000)	0,968 (0,000)	0,880 (0,000)	0,961 (0,000)	0,957 (0,000)	0,908 (0,000)	0,882 (0,000)	0,983 (0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

A comparação dos coeficientes de assimetria, nos três sub-períodos e para os dois modelos considerados, permite a conclusão de que se verificou uma tendência de subida dos níveis de assimetria, confirmada em ambos os modelos. Do primeiro para o segundo sub-período, apenas os índices ATG, DJ, HANG e PSI não registaram um aumento dos níveis de assimetria, o mesmo acontecendo do segundo para o terceiro sub-período, nos índices BOV, ISEQ e SENSEX. Comparando o primeiro e o terceiro sub-períodos, apenas os índices ATG, ISEQ e SENSEX não registaram aumento. Os resultados revelaram que os mercados são mais sensíveis a “más notícias” do que a “boas notícias”, e que a Crise Financeira Global contribuiu para acentuar o efeito assimétrico.

Para averiguar da correta especificação dos modelos, analisámos o comportamento dos resíduos, de modo a perceber se estes apresentaram um comportamento idêntico ao de um processo ruído branco. Com esse intuito, recorreremos aos testes de *Ljung-Box* e ARCH-LM, cujas estatísticas são mostradas nas tabelas 4.28.A e 4.29.A, em apêndice, relativas aos modelos EGARCH (1,1) e TGARCH (1,1), respetivamente. Os resultados dos testes de *Ljung-Box* (tabela 4.28.A), aos resíduos dos modelos EGARCH (1,1), permitem concluir que, relativamente aos índices DAX (sub-período Dot-Com), BOV (sub-período Tranquilo) e HANG (sub-período Crise Financeira Global), não se aceita a hipótese nula, pois os valores dos *p-value* são bastante superiores ao nível de significância de 5%, ou seja, a correlação do quadrado dos resíduos não é ruído branco. Quanto aos restantes índices, há uma forte evidência de aceitação da hipótese nula, concluindo-se que os resíduos estandardizados não estão correlacionados. Estas conclusões foram confirmadas com a aplicação do teste LM (tabela 4.28.A). O teste aos coeficientes em grupo mostra que a probabilidade (F-Statistic) não é significativa nos casos referidos anteriormente, rejeitando-se a hipótese nula. Nesses casos, o modelo EGARCH (1,1) mostrou que os resíduos das séries não foram suficientemente branqueados. Nos restantes casos, todos os valores da estatística do teste superaram, claramente, o nível de significância de 5%. Relativamente ao modelo TGARCH (1,1), os testes de *Ljung-Box* e LM, cujos resultados são mostrados na tabela 4.29.A, permitiram concluir que para o índice CAC, no sub-período Crise Financeira Global, não se aceita a hipótese nula, uma vez que os valores dos *p-value* são bastante superiores ao nível de significância de 5%, o mesmo acontecendo para o teste *Ljung-Box* e o índice DAX, no sub-período Dot-Com. Nos restantes casos, o modelo TGARCH revelou capacidade para branquear os resíduos das séries.

#### **4.6.3.4 Análise do risco de mercado**

Nesta secção analisamos o risco de mercado evidenciado pelos diversos índices, nos três sub-períodos, recorrendo à estimativa *Value-at-Risk*. Nas tabelas 4.44, 4.45 e 4.46 são apresentados os valores médios do VaR, ordenados de forma crescente, bem como o índice de risco (IR) e o risco relativo (RR), considerando a distribuição normal, a distribuição t-Student e a Teoria dos Valores Extremos. Relativamente ao índice de risco, que expressa o risco relativo de cada mercado em relação ao VaR médio global, e tendo em conta as estimativas

produzidas com base na distribuição normal, conclui-se que no sub-período Dot-Com apenas os índices PSI, ISEQ, DJ, FTSE e NIKKEI registaram valores inferiores a 1, ou seja, evidenciaram um nível médio de risco inferior ao da média dos doze mercados. O mesmo aconteceu com os índices PSI, DJ, FTSE, IBEX, ISEQ, CAC e HANG, no sub-período Tranquilo, e com os índices DJ, PSI, FTSE, DAX e CAC, no sub-período seguinte. Se consideradas as estimativas baseadas na distribuição t-Student, as conclusões não se alteram significativamente, sendo apenas acrescentados os índices IBEX e NIKKEI, aos conjuntos vistos anteriormente, relativos aos sub-períodos Dot-Com e Crise Financeira Global, respetivamente, e retirado o índice HANG, no segundo sub-período. Por seu lado, a análise baseada na TVE deu origem a conclusões ligeiramente distintas, ao conduzir a uma redução do número de índices com nível de risco inferior ao da média dos mercados estudados. No primeiro sub-período, apenas os índices PSI, ISEQ e FTSE apresentaram tal comportamento, o mesmo acontecendo com os índices PSI, DJ e FTSE, nos sub-períodos seguintes.

Por razões de simplificação, a medida de risco foi ainda agrupada em cinco categorias (baixo, médio-baixo, médio, médio-alto e alto), correspondentes ao risco relativo de cada mercado, no contexto global. Como era expectável, as três alternativas produziram resultados não totalmente coincidentes. Porém, quando analisada a categoria “baixo”, os resultados foram muito idênticos, evidenciando os índices PSI, DJ, ISEQ e FTSE como os que apresentaram os mais baixos níveis de risco, independentemente do sub-período considerado. Deste conjunto, destaca-se claramente o índice PSI, por apresentar os níveis mais baixos de risco, nas três alternativas de estimação e nos três sub-períodos, com exceção do sub-período Crise Financeira Global, para a estimação baseada na distribuição gaussiana. Este resultado não deixa de ser surpreendente, se tida em consideração a dimensão relativa deste mercado, mas também a situação de dificuldade económico-financeira, que viria a motivar um plano de assistência financeira internacional, com consequências na economia e nos mercados financeiros. Quanto à categoria “alto”, no primeiro sub-período, as três metodologias produziram resultados não totalmente coincidentes. A metodologia baseada na distribuição normal identificou como índices de risco mais elevado o CAC, o DAX e o BOV. Por sua vez, recorrendo à distribuição t-Student foram identificados os índices ATG, BOV e DAX, enquanto a Teoria dos Valores Extremos evidenciou os índices ATG, BOV e SENSEX. Nos dois primeiros sub-períodos, o índice BOV apresentou o nível de risco mais elevado, sendo substituído nessa condição pelos índices ATG e ISEQ, no último sub-período. À semelhança do que aconteceu com Portugal, em 2011, estes países também solicitaram intervenção financeira internacional. Era, portanto, expectável que esta situação tivesse reflexos nos mercados bolsistas, designadamente ao nível do risco. Contudo, como tivemos oportunidade de evidenciar anteriormente, as repercussões verificadas nos mercados bolsistas da Grécia e da Irlanda não se fizeram sentir com a mesma intensidade no mercado bolsistas português, posicionando-o, por essa razão, como uma boa alternativa de diversificação do risco no plano internacional.

**Tabela 4.44: Índices de risco no pressuposto de distribuição normal**

	Dot-Com			Tranquilo				CFG			
	VaR	IR	RR		VaR	IR	RR		VaR	IR	RR
PSI	0,0270	0,7456	Baixo	PSI	0,0143	0,6451	Baixo	DJ	0,0315	0,8029	Baixo
ISEQ	0,0275	0,7590		DJ	0,0158	0,7101		PSI	0,0318	0,8106	
DJ	0,0311	0,8573		FTSE	0,0163	0,7334		FTSE	0,0330	0,8407	
FTSE	0,0314	0,8671	Médio Baixo	IBEX	0,0191	0,8626	Médio Baixo	DAX	0,0348	0,8878	Médio Baixo
NIKKEI	0,0351	0,9672	Médio	ISEQ	0,0193	0,8681	Médio	CAC	0,0379	0,9655	Médio
HANG	0,0368	1,0150		CAC	0,0209	0,9414		NIKKEI	0,0394	1,0043	
SENSEX	0,0376	1,0369		HANG	0,0218	0,9841		IBEX	0,0397	1,0132	
ATG	0,0379	1,0464	Médio Alto	ATG	0,0233	1,0501	Médio Alto	SENSEX	0,0421	1,0732	Médio Alto
IBEX	0,0383	1,0555		DAX	0,0238	1,0704		HANG	0,0438	1,1160	
CAC	0,0406	1,1202	Alto	NIKKEI	0,0253	1,1402	Alto	BOV	0,0438	1,1169	Alto
DAX	0,0442	1,2188		SENSEX	0,0302	1,3590		ISEQ	0,0457	1,1659	
BOV	0,0475	1,3109		BOV	0,0363	1,6355		ATG	0,0472	1,2029	

Notas: O Índice de Risco foi obtido através da relação entre o VaR médio de cada índice e a média das médias dos doze índices, em que 1 = risco médio, >1 = superior ao risco médio e <1 = inferior ao risco médio. O Risco Relativo expressa o risco nas seguintes categorias: Baixo (percentil de 20%), Médio-Baixo (do percentil de 20% ao de 40%), Médio (do percentil de 40% ao de 60%), Médio-Alto (do percentil de 60% ao de 80%) e Alto (superior ao percentil de 80%).

**Tabela 4.45: Índices de risco no pressuposto de distribuição t-Student**

	Dot-Com			Tranquilo				CFG			
	VaR	IR	RR		VaR	IR	RR		VaR	IR	RR
PSI	0,0289	0,7468	Baixo	PSI	0,0159	0,6679	Baixo	PSI	0,0340	0,8148	Baixo
ISEQ	0,0297	0,7683		DJ	0,0168	0,7048		FTSE	0,0346	0,8285	
FTSE	0,0324	0,8384		FTSE	0,0169	0,7095		DJ	0,0355	0,8507	
DJ	0,0332	0,8600	Médio Baixo	IBEX	0,0209	0,8798	Médio Baixo	DAX	0,0373	0,8937	Médio Baixo
NIKKEI	0,0367	0,9487		ISEQ	0,0214	0,8992		CAC	0,0396	0,9496	
IBEX	0,0383	0,9909	Médio	CAC	0,0217	0,9110	Médio	NIKKEI	0,0409	0,9793	Médio
HANG	0,0392	1,0148		ATG	0,0245	1,0284		IBEX	0,0428	1,0262	
CAC	0,0419	1,0834	Médio Alto	DAX	0,0246	1,0359	Médio Alto	HANG	0,0444	1,0633	Médio Alto
SENSEX	0,0433	1,1189		HANG	0,0247	1,0399		SENSEX	0,0452	1,0829	
ATG	0,0449	1,1610	Alto	NIKKEI	0,0272	1,1418	Alto	BOV	0,0476	1,1417	Alto
DAX	0,0457	1,1825		SENSEX	0,0325	1,3677		ISEQ	0,0493	1,1821	
BOV	0,0497	1,2863		BOV	0,0384	1,6141		ATG	0,0495	1,1873	

Notas: Esta tabela apresenta o VaR médio de cada mercado, obtido a partir das estimativas do modelo EGARCH(1,1), considerando a distribuição t-Student e o nível de confiança de 99%. O Índice de Risco foi obtido através da relação entre o VaR médio de cada índice e a média das médias dos doze índices, em que 1 = risco médio, >1 = superior ao risco médio e <1 = inferior ao risco médio. O Risco Relativo expressa o risco nas seguintes categorias: Baixo (percentil de 20%), Médio-Baixo (do percentil de 20% ao de 40%), Médio (do percentil de 40% ao de 60%), Médio-Alto (do percentil de 60% ao de 80%) e Alto (superior ao percentil de 80%).



**Tabela 4.46: Índices de risco no pressuposto de TVE**

	Dot-Com			Tranquilo			CFG				
	VaR	IR	RR		VaR	IR	RR		VaR	IR	RR
PSI	0,0303	0,9341	Baixo	PSI	0,0143	0,7566	Baixo	PSI	0,0355	0,9108	Baixo
ISEQ	0,0309	0,9526		DJ	0,0170	0,9026		FTSE	0,0366	0,9373	
FTSE	0,0322	0,9942		FTSE	0,0181	0,9608		DJ	0,0390	0,9985	
DJ	0,0331	1,0232	Médio Baixo	ISEQ	0,0218	1,1569	Médio Baixo	DAX	0,0392	1,0059	Médio Baixo
IBEX	0,0382	1,1804		IBEX	0,0220	1,1668		CAC	0,0413	1,0594	
NIKKEI	0,0385	1,1893	Médio	CAC	0,0228	1,2081	Médio Baixo	SENSEX	0,0431	1,1037	Médio
HANG	0,0399	1,2321		ATG	0,0233	1,2338		HANG	0,0431	1,1044	
CAC	0,0416	1,2859	Médio Alto	HANG	0,0249	1,3176	Médio Alto	IBEX	0,0440	1,1273	Médio Alto
DAX	0,0423	1,3064		DAX	0,0250	1,3261		NIKKEI	0,0451	1,1569	
ATG	0,0432	1,3353		NIKKEI	0,0292	1,5488		BOV	0,0495	1,2688	
SENSEX	0,0441	1,3620	Alto	SENSEX	0,0344	1,8228	Alto	ATG	0,0505	1,2944	Alto
BOV	0,0512	1,5811		BOV	0,0401	2,1255		ISEQ	0,0521	1,3356	

Notas: Esta tabela apresenta o VaR médio de cada mercado, obtido a partir das estimativas do modelo EGARCH(1,1)-t, considerando a Teoria dos Valores Extremos e o nível de confiança de 99%. O Índice de Risco foi obtido através da relação entre o VaR médio de cada índice e a média das médias dos doze índices, em que 1 = risco médio, >1 = superior ao risco médio e <1 = inferior ao risco médio. O Risco Relativo expressa o risco nas seguintes categorias: Baixo (percentil de 20%), Médio-Baixo (do percentil de 20% ao de 40%), Médio (do percentil de 40% ao de 60%), Médio-Alto (do percentil de 60% ao de 80%) e Alto (superior ao percentil de 80%).

Com o objetivo de concluir acerca da evolução do risco de mercado ao longo do período amostral, foram aplicados os testes t e F, à igualdade das estimativas do *Value-at-Risk*, entre o sub-período Crise Financeira Global e os dois sub-períodos que o antecederam (tabela 4.47), tendo em conta as estimativas produzidas pelas três metodologias. A comparação dos sub-períodos Crise Financeira Global e Tranquilo permite concluir que as estimativas do risco de mercado, de cada um dos índices, registaram um aumento com significado estatístico, ao nível de significância de 1%, nas três metodologias de estimação. Estes resultados evidenciam, pois, o papel da Crise Global como elemento responsável pelo aumento do risco de mercado. Por seu lado, a comparação entre as estimativas, produzidas pelas três alternativas de estimação, relativas ao último e ao primeiro sub-períodos, revela uma coincidência de resultados, no caso dos índices ATG, DJ, FTSE, HANG, IBEX, ISEQ, NIKKEI e PSI, os quais reportaram um aumento do risco de mercado, com significado estatístico, para o nível de significância de 1%. Relativamente aos restantes índices, as conclusões dependeram do modo de estimação das medidas de risco. De acordo o pressuposto de distribuição gaussiana e de distribuição t-Student, também o índice SENSEX revelou um aumento de risco com significado estatístico, para os níveis de significância de 1% e 5%, respetivamente.

Tabela 4.47: Testes à igualdade de médias do VaR e respetivos *p-values*

	Normal				t-Student				TVE			
	CFG/Dot-Com		CFG/Tranquilo		CFG/Dot-Com		CFG/Tranquilo		CFG/Dot-Com		CFG/Tranquilo	
	Difer. Médias		Difer. Médias		Difer. Médias		Difer. Médias		Difer. Médias		Difer. Médias	
	T	ANOVA	t	ANOVA	t	ANOVA	t	ANOVA	t	ANOVA	t	ANOVA
ATG	12,109	146,625	35,178	1237,524	6,735	45,359	51,489	2651,124	10,573	111,785	55,248	3052,341
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
BOV	1,135	1,288	10,273	105,527	-2,390	5,712	11,531	132,965	-1,863	3,470	11,282	127,277
	(0,257)	(0,257)	(0,000)	(0,000)	(0,017)	(0,017)	(0,000)	(0,000)	(0,063)	(0,063)	(0,000)	(0,000)
CAC	-0,722	0,521	21,078	444,277	-3,107	9,654	31,554	995,653	-0,410	0,168	31,217	974,516
	(0,470)	(0,470)	(0,000)	(0,000)	(0,002)	(0,002)	(0,000)	(0,000)	(0,682)	(0,682)	(0,000)	(0,000)
DAX	-9,157	83,857	15,861	251,565	-10,554	111,379	21,517	463,001	-3,839	14,740	23,151	535,990
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
DJ	4,306	18,546	20,050	401,991	3,047	9,284	30,592	935,872	7,311	53,450	32,709	1069,878
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,002)	(0,002)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
FTSE	3,851	14,829	21,924	480,659	3,320	11,021	35,172	1237,100	6,498	42,227	34,620	1198,528
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
HANG	9,224	85,082	21,410	458,375	6,446	41,549	29,315	859,340	4,102	16,823	27,998	783,899
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
IBEX	4,456	19,857	23,536	553,959	6,653	44,257	38,209	1459,924	8,319	69,206	37,249	1387,458
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
ISEQ	18,019	324,691	25,418	646,056	25,468	648,593	41,639	1733,775	26,172	684,985	42,809	1832,647
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
NIKKEI	7,412	54,944	16,060	257,910	6,105	37,268	22,085	487,727	8,799	77,426	23,308	543,266
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
PSI	8,685	75,431	23,791	566,019	9,501	90,266	40,927	1675,031	9,375	87,891	46,317	2145,280
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
SENSEX	6,460	41,726	14,542	211,465	2,126	4,519	16,663	277,666	-1,188	1,412	11,640	135,486
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,034)	(0,034)	(0,000)	(0,000)	(0,235)	(0,235)	(0,000)	(0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

Por sua vez, a distribuição t-Student e a TVE reportaram uma diminuição do risco de mercado dos índices BOV, CAC e DAX, durante a Crise Financeira Global, face aos valores registados durante a crise Dot-Com, o mesmo acontecendo com o índice SENSEX para a segunda metodologia. Porém, as diminuições das estimativas médias dos índices CAC e SENSEX, obtidas da aplicação da TVE, não evidenciaram significado estatístico, ao nível de significância de 10%. Em resumo, os testes t e F, à igualdade de médias, mostraram um aumento do risco de mercado, em todos os índices, durante a Crise Financeira Global, face ao sub-período Tranquilo, mas também em grande parte dos índices face ao sub-período da crise das empresas tecnológicas. Este aumento de risco não ocorreu apenas nos mercados europeus e no mercado dos EUA, revelando-se um fenómeno que terá afetado, transversalmente, os mercados bolsistas mundiais.

## **4.7 Ligações, movimentos e transmissão de risco entre mercados**

### **4.7.1 Ligações, movimentos e transmissão de volatilidade intradiária**

#### **4.7.1.1 Correlações contemporâneas entre as volatilidades intradiárias dos mercados europeus**

Para estudar a existência de ligações entre os mercados europeus, calcularam-se as matrizes de correlação das séries de volatilidade intradiária dos mercados, relativas a cada um dos três sub-períodos deste estudo, cujos valores são mostrados nas tabelas 4.30.A, 4.31.A e 4.48, respetivamente (as duas primeiras apresentadas em apêndice). Estes resultados mostram que, em geral, os coeficientes de correlação contemporânea entre os mercados aumentaram e que são todos positivos, sugerindo a existência de um fator comum que conduz os mercados na mesma direção. Com base nas matrizes de correlação, foram calculados os rácios de verosimilhança, relativos aos três sub-períodos, de acordo com a sugestão de Pindyck e Rotemberg (1990). Em todos os sub-períodos, os rácios apresentaram significância estatística, para o nível de significância de 1%, aumentando de valor ao longo do período amostral. Este facto pode ser interpretado como um primeira indicação de que, em geral, as correlações entre as volatilidades intradiárias nos mercados estudados tenderam a aumentar. O valor do rácio de verosimilhança foi particularmente elevado no sub-período de Crise Financeira Global (5287), se comparado com os obtidos para os dois sub-períodos precedentes, de 3205 e 3371, nos sub-períodos Dot-Com e Tranquilo, respetivamente, o que denuncia a existência uma ligação mais forte entre os mercados bolsistas. Analisando o significado estatístico das correlações não-condicionais, entre as volatilidades intradiárias dos vários índices europeus, conclui-se que apenas as correlações entre os pares ISEQ-ATG, no sub-período Dot-Com, e ISEQ-ATG e ISEQ-PSI, no sub-período Tranquilo, não se revelaram estatisticamente

significativas. Em todos os restantes casos, as correlações revelaram-se estatisticamente significativas, ao nível de significância de 1%.

**Tabela 4.48: Correlações contemporâneas entre as volatilidades intradiárias dos índices europeus durante o sub-período Crise Financeira Global**

	ATG	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
ATG	1						
CAC	0,630 (0,000)	1					
DAX	0,690 (0,000)	0,828 (0,000)	1				
FTSE	0,641 (0,000)	0,763 (0,000)	0,841 (0,000)	1			
IBEX	0,510 (0,000)	0,740 (0,000)	0,717 (0,000)	0,690 (0,000)	1		
ISEQ	0,180 (0,000)	0,360 (0,000)	0,251 (0,000)	0,331 (0,000)	0,170 (0,000)	1	
PSI	0,526 (0,000)	0,568 (0,000)	0,626 (0,000)	0,601 (0,000)	0,634 (0,000)	0,235 (0,000)	1

Notas: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*. O rácio de verosimilhança da matriz de correlações tem o valor de 5287.

No sub-período Crise Financeira Global todas as correlações não-condicionais foram positivas e estatisticamente significativas, ao nível de significância de 1%, destacando-se os valores excepcionalmente elevados das correlações entre os pares DAX-FTSE (0,84) e DAX-CAC (0,83). As correlações mais ténues ocorreram nos pares que envolveram o índice ISEQ. Comparativamente com os dois primeiros sub-períodos, os valores das correlações não-condicionais, no sub-período Crise Financeira Global, sofreram um incremento generalizado. Apenas em dois casos tal não se verificou, concretamente nos pares IBEX-ISEQ e CAC-IBEX, nos sub-períodos Dot-Com e Tranquilo, respetivamente. No sentido de perceber se o aumento generalizado dos coeficientes de correlação teve significado estatístico, foi aplicado o teste em duas amostras, de acordo com a proposta de Forbes e Rigobon (2002), descrita no apêndice 3.3.A. Os resultados do teste são apresentados na tabela 4.49, em que se compara o sub-período Crise Financeira Global com os dois precedentes. Em relação ao sub-período Dot-Com, os coeficientes de correlação registaram no sub-período Crise Financeira Global um aumento generalizado. Dos 21 pares de correlações, 20 aumentaram de valor. Destes, 17 tiveram um aumento estatisticamente significativo, ao nível de significância de 5%, superando o valor crítico de 1,96. Do conjunto dos sete índices analisados, os índices ATG e PSI foram os únicos que apresentaram aumentos de correlação com os todos os seus pares, estatisticamente significativos ao nível de significância de 1%, por superarem o valor crítico de 2,58. No sub-período Crise Financeira Global, face ao sub-período Tranquilo, os níveis de dependência linear entre os diversos mercados alteraram-se de forma substancial. Dos 21 pares de correlações calculados, 20 viram o seu valor aumentar, face ao sub-período

precedente. Apenas o par CAC-IBEX diminuiu de valor, sendo esta diminuição estatisticamente significativa a 5%. Dos aumentos verificados, 17 são estatisticamente significativos, ao nível de significância de 5%, enquanto um é significativo ao nível de 10%, por superar o valor crítico de 1,64. Os índices ATG e PSI revelaram um aumento de correlações com todos os restantes índices, estatisticamente significativo ao nível de significância de 1%, superando o valor crítico de 2,58.

**Tabela 4.49: Teste à igualdade das correlações das volatilidades intradiárias**

Crise Financeira Global versus Crise Dot-Com						
	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
ATG	12,34	15,52	12,86	7,27	3,11	6,83
CAC		4,00	0,02	1,47	4,19	5,84
DAX			6,42	1,24	2,13	8,30
FTSE				2,50	3,92	7,16
IBEX					-0,20	6,76
ISEQ						2,65
Crise Financeira Global versus período tranquilo						
	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
ATG	11,48	15,71	12,01	8,03	3,59	9,35
CAC		4,60	1,94	-4,49	6,09	2,96
DAX			12,78	4,51	3,66	6,28
FTSE				0,74	2,74	6,48
IBEX					1,30	7,28
ISEQ						4,56

O aumento das correlações contemporâneas entre as volatilidades intradiárias sugere que os mercados europeus descreveram movimentos comuns no curto prazo e que a Crise Financeira Global deu origem a um fenómeno de contágio entre os mercados analisados, não explicado simplesmente com alterações, ocorridas ao nível dos fundamentos económicos.

#### 4.7.1.2 Análise de volatilidades extremas intradiárias dos mercados europeus

Nesta secção são analisadas as volatilidades extremas intradiárias, com o objetivo de perceber das dinâmicas intradiárias das sessões de negociação dos mercados europeus, em cada sub-período amostral. As tabelas 4.50 e 4.51 apresentam as percentagens de volatilidades extremas e de coincidências temporais das mesmas, em cada um dos três sub-períodos amostrais, calculadas para os percentis extremos de 5% e de 95%, que correspondem a volatilidades baixas e elevadas, respetivamente, a partir das estimativas de volatilidade intradiária, de acordo com a metodologia proposta por Rogers *et al.* (1994). A análise da tabela 4.50 revela que as crises Dot-Com e Financeira Global afetaram significativamente a volatilidade intradiária dos mercados bolsistas estudados, com todos os índices a apresentarem maior percentagem de sessões com volatilidade elevada nestes dois sub-períodos. A percentagem de observações extremas elevadas foi de 1,28% no sub-período Dot-Com, de 0,12% no sub-período Tranquilo, e de 1,53% no sub-período Crise Financeira Global.

Em comparação com o primeiro sub-período, os índices ATG, FTSE, IBEX e ISEQ registaram, durante o sub-período Crise Financeira Global, uma maior percentagem de sessões com volatilidade intradiária elevada. Face ao sub-período Tranquilo, todos os índices apresentaram, no último sub-período, um expressivo aumento de sessões caracterizadas por este nível de volatilidade.

**Tabela 4.50: Percentagem de volatilidades extremas intradiárias, em cada um dos sub-períodos (percentis de 5% e de 95%)**

	Percentil 5%			Percentil 95%			Total de Percentis Extremos		
	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG
ATG	0,53%	2,90%	1,59%	1,20%	0,11%	3,72%	1,74%	3,01%	5,31%
CAC	0,57%	3,75%	0,71%	2,62%	0,18%	2,23%	3,19%	3,93%	2,94%
DAX	1,31%	2,83%	0,89%	3,01%	0,25%	1,77%	4,32%	3,08%	2,66%
FTSE	1,10%	2,55%	1,38%	2,02%	0,07%	2,94%	3,12%	2,62%	4,32%
IBEX	1,06%	3,54%	0,43%	2,20%	0,07%	2,76%	3,26%	3,61%	3,19%
ISEQ	0,67%	2,09%	2,27%	0,96%	0,67%	3,40%	1,63%	2,76%	5,67%
PSI	0,04%	3,26%	1,74%	3,40%	0,07%	1,56%	3,44%	3,33%	3,29%
Total	0,44%	1,74%	0,75%	1,28%	0,12%	1,53%	1,72%	1,86%	2,28%

No sub-período Dot-Com, destacaram-se os índices DAX (3,01%) e PSI (3,40%), enquanto no sub-período Crise Financeira Global o fizeram os índices ATG (3,72%) e ISEQ (3,40%), por apresentarem nos respetivos sub-períodos as maiores percentagens de sessões com volatilidades extremas elevadas.

Os índices DAX e PSI destacaram-se no terceiro sub-período, por apresentarem as percentagens mais baixas no percentil superior. Se o primeiro caso era, de certo modo expectável, o segundo caso revela-se uma surpresa, uma vez que este índice é representativo de um pequeno mercado e, por essa razão, poderia ser mais suscetível a influências externas, com consequências na volatilidade. Em termos globais, as volatilidades extremas baixas registaram uma maior incidência no sub-período Tranquilo (1,74%), face aos 0,44% e 0,75%, nos sub-períodos Dot-Com e Crise Financeira Global, respetivamente. Apenas o índice ISEQ não registou, no segundo sub-período, a maior percentagem de sessões caracterizadas por volatilidade baixa (percentil de 5%), mas sim no terceiro sub-período. A tabela 4.51 permite analisar a coincidência temporal de volatilidades extremas, nos diversos mercados. A percentagem de sessões não caracterizadas por volatilidades extremas elevadas foi muito superior no sub-período Tranquilo (96,9%), em comparação com o sub-período Dot-Com (71,2%) e o sub-período Crise Financeira Global (76,1%). Por outro lado, no sub-período Tranquilo, apenas 0,4% das sessões reportaram mais do que um mercado com volatilidades extremas elevadas, o que contrasta com a clara superioridade dos 12,7% e dos 11%, nos sub-períodos Dot-Com e Crise Financeira Global, respetivamente. Merece, igualmente, destaque o facto de o primeiro e o terceiro sub-períodos reportarem sessões de coincidência de volatilidades extremas elevadas, em todas as alternativas consideradas (de 1 a 7), em especial o último sub-período, com uma percentagem de coincidências nos sete mercados em

0,9% das sessões, correspondente a nove sessões de mercado. Sete dessas nove sessões, com coincidência plena de todos os mercados, aconteceram no mês de outubro de 2008.

Nas tabelas 4.32.A e 4.33.A, em apêndice, são apresentadas as percentagens de volatilidades intradiárias extremas e de coincidência temporal desse tipo de volatilidades, nos diversos mercados europeus, para os percentis mais restritivos de 1% e de 99%. As percentagens médias globais de observações extremas elevadas foram de 0,25%, 0,03% e 0,32%, nos sub-períodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente. Em comparação com o primeiro sub-período, só os índices DAX e PSI não registaram no sub-período Crise Financeira Global uma variação positiva da percentagem de sessões com volatilidade intradiária elevada. Face ao sub-período Tranquilo, todos os índices apresentaram, no último sub-período, um significativo aumento de sessões caracterizadas por este tipo de volatilidade. No segundo sub-período, os índices DAX, IBEX e PSI não registaram qualquer sessão com volatilidade intradiária extrema elevada. Para além disso, também os restantes índices, com exceção do ISEQ (0,25%), apresentaram percentagens pouco expressivas. A tabela 4.33.A permite analisar a coincidência temporal das volatilidades extremas, nos diversos mercados. O terceiro sub-período reportou sessões de coincidência de volatilidades extremas elevadas em todas as alternativas consideradas (de 1 a 7). Em 0,3% de sessões de mercado, todos os índices registaram, em simultâneo, este nível de volatilidade. Nos restantes sub-períodos, só foram identificadas, no máximo, coincidências temporais em cinco e em dois mercados, no primeiro e segundo sub-períodos, respetivamente. Sublinha-se ainda o facto de, no mês de outubro de 2008, se terem registado duas sessões em que todos os mercados evidenciaram conjuntamente volatilidade extrema. Para uma análise mais restritiva, foram calculadas as volatilidades intradiárias anormais extremas, de acordo com a sugestão de Francisco e Gonçalves (2008), para os percentis 2,5% e 97,5%. Os resultados desses cálculos, para as percentagens de volatilidades anormais extremas e para a sua coincidência temporal, são mostrados nas tabelas 4.34.A e 4.35.A, em apêndice. As percentagens médias globais das volatilidades intradiárias anormais extremas, no percentil mais elevado, foram de 0,20%, 0,02% e 0,23%, nos sub-períodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente. Cinco dos sete índices registaram uma variação positiva da percentagem de incidência de volatilidades anormais extremas, no último sub-período face ao primeiro. Apenas os índices DAX e PSI não evidenciaram tal superioridade. Comparados os dois últimos sub-períodos, todos os índices registaram superioridade percentual nas observações anormais extremas durante a Crise Financeira Global. Os resultados das coincidências temporais das volatilidades anormais extremas, apresentados na tabela 4.35.A, permitem uma análise mais apurada do comportamento dos mercados. O facto mais marcante, evidenciado nesta análise, relaciona-se com a ocorrência de duas sessões, no último sub-período, em que os sete mercados europeus registaram, simultaneamente, volatilidades intradiárias anormais extremas elevadas, designadamente no mês crítico de outubro de 2008. Em nenhum dos outros dois sub-períodos foram detetados tais níveis de simultaneidade.

**Tabela 4.51: Percentagem de dias com volatilidades intradiárias nos extremos, com coincidência temporal entre mercados, nos três sub-períodos e no período completo (percentis de 5% e de 95%)**

Nº Mercados	Observações no Extremo Baixo (%)				Observações no Extremo Elevado (%)				Observações nos Extremos (%)			
	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo
0	83,9%	63,7%	79,6%	74,7%	71,2%	96,9%	76,1%	82,7%	77,5%	80,3%	77,9%	78,7%
1	13,3%	23,6%	15,7%	18,1%	16,1%	2,7%	12,9%	9,9%	14,7%	13,1%	14,3%	14,0%
2	2,6%	8,2%	3,7%	5,1%	5,3%	0,2%	3,6%	2,8%	3,9%	4,2%	3,7%	3,9%
3	0,3%	3,3%	0,8%	1,6%	2,7%	0,1%	2,4%	1,6%	1,5%	1,7%	1,6%	1,6%
4	0,0%	1,1%	0,0%	0,4%	2,7%	0,1%	1,9%	1,4%	1,4%	0,6%	0,9%	0,9%
5	0,0%	0,1%	0,1%	0,1%	1,3%	0,0%	1,2%	0,8%	0,6%	0,0%	0,7%	0,4%
6	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,5%	0,0%	1,0%	0,5%	0,3%	0,0%	0,5%	0,2%
7	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%	0,9%	0,4%	0,1%	0,0%	0,5%	0,2%

Nota: O cálculo dos percentis das volatilidades extremas baseou-se nas estimativas produzidas através da metodologia de Rogers *et al.* (1994), no período completo.



Em síntese, os resultados obtidos nesta secção, para os diversos percentis e para as volatilidades intradiárias anormais extremas, realçam a influência da Crise Financeira Global no comportamento dos índices, que passaram a descrever níveis de volatilidade muito semelhantes, com algumas sessões de negociação a revelarem reações extremas simultâneas, em todos os mercados, especialmente no mês de outubro de 2008. Tal com já tínhamos concluído anteriormente, aquando da análise das rendibilidades extremas, o mês de outubro deu maior expressão ao episódio de contágio, com os mercados europeus a revelarem forte interação intradiária.

#### **4.7.1.3 Transmissão de volatilidade intradiária entre os mercados europeus**

Para analisar a transmissão de volatilidade intradiária entre os mercados bolsistas europeus, recorreu-se a um modelo VAR, de acordo com a especificação enunciada na equação 3.53, ajustando a dimensão dos vetores coluna e das matrizes dos coeficientes ao número de mercados europeus. Antes de estimar o modelo VAR, verificou-se da estacionaridade das séries de volatilidades intradiárias, uma vez que o modelo empírico, baseado no vetor autorregressivo, pressupõe a consideração de variáveis estacionárias (Brooks, 2002). Com o objetivo de testar a estacionaridade das séries de volatilidades intradiárias, foram aplicados os tradicionais testes ADF e PP. As hipóteses nulas destes testes estipulam que a série tem raiz unitária, ou seja, que a série é integrada de ordem 1, face à hipótese alternativa de a série não possuir raiz unitária. As tabelas 4.36.A, 4.37.A e 4.38.A, em apêndice, apresentam os resultados dos testes à estacionaridade das séries, nos três sub-períodos. As séries de volatilidades intradiárias evidenciaram estacionaridade, ao nível de significância de 5%, em ambos os testes e nos três sub-períodos amostrais, cumprindo-se, assim, o pressuposto prévio à estimação do vetor autorregressivo. Para calcular o desfasamento ótimo do vetor autorregressivo, recorreu-se aos habituais critérios de informação de AIC e SIC. Contudo, como para os desfasamentos determinados pelos critérios de informação, os resíduos dos modelos VAR estimados apresentaram evidências de autocorrelação, de heterocedasticidade e de não normalidade, embora o gráfico de raízes inversas do polinómio característico autorregressivo revelasse estabilidade do modelo, foi aumentado o número de desfasamentos, até os resíduos do modelo se aproximarem de um processo ruído branco, seguindo a sugestão de Gallagher e Taylor (2002). Assim, para estimar os modelos VAR, foram escolhidas as ordens de 35, 32 e 38, para cada um dos três sub-períodos, respetivamente. Para averiguar da significância das relações de causalidade, testou-se a hipótese nula de que não existe relação causal entre os índices, com base no procedimento *VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests*. Este procedimento avalia a significância conjunta de cada variável endógena desfasada em cada uma das equações do VAR através dos valores da estatística  $\chi^2$  mas também a significância conjunta de todas as variáveis endógenas desfasadas na equação por meio da estatística F. Para cada equação do modelo VAR estimado, apresentam-se as estatísticas do teste Wald sobre a significância conjunta de cada uma das outras variáveis endógenas, considerando os desfasamentos selecionados anteriormente. Os resultados dos

testes constam das tabelas 4.39.A, 4.40.A e 4.52 (as duas primeiras são apresentadas em apêndice). No primeiro sub-período, os índices CAC e FTSE foram os mais endógenos, por terem sido causados, no sentido de Granger, por quatro dos seus pares. Por seu lado, o índice mais exógeno foi o IBEX. Já no segundo sub-período, os índices ATG e DAX tiveram maior expressão em termos de endogeneidade, enquanto o ISEQ a teve em exogeneidade. Durante o sub-período Crise Financeira Global, o índice mais exógeno foi o ISEQ, por causar no sentido de Granger todos os restantes índices, enquanto o menos exógeno foi o ATG, tendo apenas causado o índice PSI. Por sua vez, os índices CAC e DAX foram os mais endógenos, ao serem influenciados por cinco dos seus pares. Importa, também, sublinhar que, durante o último sub-período, cada um dos índices individualmente foi causado, no sentido de Granger, pelos restantes índices de forma conjunta, contrariamente ao que se verificou nos dois sub-períodos precedentes. No sub-período Dot-Com, o índice ATG não foi causado, no sentido de Granger, pelo efeito conjunto dos restantes índices desfasados. O mesmo ocorreu no sub-período Tranquilo, relativamente aos índices IBEX, ISEQ e PSI.

**Tabela 4.52: Testes de causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Tests à volatilidade intradiária no sub-período Crise Financeira Global**

		Variáveis Dependentes						
		ATG	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
Variáveis excluídas	ATG		41,086 (0,337)	29,542 (0,835)	27,793 (0,888)	30,440 (0,804)	39,437 (0,406)	69,236 (0,002)
	CAC	64,875 (0,004)		60,818 (0,011)	36,351 (0,546)	81,449 (0,000)	90,732 (0,000)	63,218 (0,006)
	DAX	40,459 (0,362)	81,241 (0,000)		63,448 (0,006)	69,544 (0,001)	44,551 (0,215)	36,285 (0,549)
	FTSE	25,267 (0,944)	66,981 (0,003)	88,874 (0,000)		48,943 (0,110)	79,516 (0,000)	24,030 (0,962)
	IBEX	43,096 (0,262)	107,336 (0,000)	55,247 (0,035)	45,795 (0,180)		44,952 (0,204)	64,823 (0,004)
	ISEQ	240,826 (0,000)	621,512 (0,000)	507,658 (0,000)	289,671 (0,000)	104,216 (0,000)		177,352 (0,000)
	PSI	29,598 (0,833)	199,722 (0,000)	61,809 (0,009)	42,722 (0,275)	184,343 (0,000)	51,744 (0,068)	
	Todos	1515,336 (0,000)	2736,598 (0,000)	2679,178 (0,000)	1171,899 (0,000)	918,404 (0,000)	309,605 (0,000)	796,425 (0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

As análises de causalidade permitiram detetar diversas ligações de causalidade unidirecional. Em concreto, foram detetadas 21, 10 e 24 relações de causalidade unidirecional com significância estatística, ao nível de significância de 5%, nos períodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira global, respetivamente, o que corresponde a 50%, 24% e 57% de ligações estatisticamente significativas entre os pares de mercado, nos três sub-períodos. Por outro lado, no segundo sub-período foi encontrada apenas uma relação de causalidade mútua, com

significância estatística, ao nível de significância de 5%, entre o par de índices DAX-PSI. No primeiro sub-período foram registadas 6 relações de causalidade bidirecional significativas (ns 5%), envolvendo os pares ATG-IBEX, ATG-PSI, CAC-DAX, CAC-FTSE, CAC-IBEX e DAX-FTSE. No último sub-período, o número de relações de causalidade bidirecional aumentou para oito, envolvendo os pares CAC-DAX, CAC-IBEX, CAC-ISEQ, CAC-PSI, DAX-FTSE, DAX-IBEX, FTSE-ISEQ e IBEX-PSI. Os resultados obtidos sugerem que, nos períodos de crise, ocorreu um aumento das ligações de curto prazo das volatilidades intradiárias dos índices, com especial ênfase para o sub-período correspondente à Crise Financeira Global. O teste de causalidade de Granger ajuda a perceber as ligações entre os mercados, mas não permite saber se os índices produzem um efeito negativo ou um efeito positivo nos seus pares, nem permite saber se umas ligações são mais fortes do que outras. Com este objetivo, recorreremos a funções impulso-resposta generalizadas das volatilidades intradiárias dos índices, de amplitude correspondente a um desvio-padrão, de modo a obter evidências adicionais acerca dos mecanismos de transmissão dos movimentos de curto prazo dos mercados bolsistas.

Os resultados das funções impulso-resposta generalizadas da volatilidade intradiária dos índices, nos três sub-períodos, são mostrados nas figuras 4.16.A, 4.17.A e 4.18.A, em apêndice. Estes resultados mostram, por um lado, a rápida resposta a choques noutros mercados, com reflexo no dia seguinte, o que evidencia a rapidez dos mercados no processamento de informação, mas por outro lado revelam a não existência de efeitos duradouros. A resposta mais forte dada por cada um dos diversos índices ocorre no dia seguinte ao do estímulo ou inovação dos restantes índices. Na generalidade dos casos, a resposta a inovações diminui tendencialmente de magnitude, esbatendo-se ao fim de dois a três dias, independentemente dos índices e do sub-período considerados. Considerando o prazo de um dia, a resposta de cada mercado a choques no seu próprio mercado excede, em todos os casos e em todos sub-períodos, a resposta a choques noutros mercados. Para o mesmo horizonte temporal, os pares de índices IBEX e FTSE, FTSE e CAC, DAX e FTSE, foram os que produziram inovações mais intensas nos seus pares, no primeiro, segundo e terceiro sub-períodos, respetivamente. Nas tabelas 4.41.A, 4.42.A e 4.43.A, todas em apêndice, são mostradas as respostas acumuladas em 1, 5 e 10 dias, nos três sub-períodos, respetivamente. Se considerado o prazo de 10 dias, no sub-período Tranquilo, conclui-se que o efeito das respostas acumuladas dos índices, em consequência de impulsos dos próprios índices, superaram claramente as respostas acumuladas em resultado de inovações nos seus pares. Porém, nos outros dois sub-períodos, ocorreram situações em que tal não se verificou. No primeiro sub-período, as respostas acumuladas pelo DAX, a inovações produzidas pelo CAC, superaram as acumuladas pelo próprio DAX; o mesmo se verificou no caso do índice IBEX, em que os estímulos do CAC foram superiores aos do próprio IBEX. No último sub-período, esta situação também se verificou, no caso do índice IBEX, cuja dimensão das respostas acumuladas a inovações do PSI superou as do próprio. Considerando a resposta acumulada dos vários índices, a inovações generalizadas de um desvio-padrão nos seus pares, para os prazos

de 1, 5 e 10 dias, nos sub-períodos das crises Financeira Global e Dot-Com, conclui-se que apenas os índices ATG e ISEQ revelaram um efeito acumulado superior durante o sub-período mais recente, tendo os restantes índices revelado uma resposta acumulada de menor dimensão. Quando comparados os dois últimos sub-períodos, todos os índices apresentaram, de um modo geral, uma resposta acumulada a estímulos de outros mercados superior durante o sub-período Crise Financeira Global.

#### 4.7.1.4 Análise de componentes principais das volatilidades intradiárias

Com o objetivo de estudar o comovimento de longo prazo das volatilidades intradiárias dos mercados, nos três sub-períodos amostrais, foi aplicada a análise de componentes principais às estimativas de volatilidade, obtidas de acordo com a proposta de Rogers *et al.* (1994). Os resultados da análise de componentes principais, relativos aos sub-períodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, são apresentados nas tabelas 4.53, 4.54 e 4.55, respetivamente. A análise reteve fatores com valores próprios superiores à unidade e recorreu ao método Varimax, para a rotação dos fatores. No sub-período Dot-Com foram selecionadas duas componentes principais, cujo poder explicativo acumulado foi de 64,282% da variabilidade total (tabela 4.53).

**Tabela 4.53: Cargas das componentes principais da volatilidade intradiária no sub-período Dot-Com**

Mercados	Componente principal 1	Componente principal 2
CAC	0,893	
DAX	0,888	
FTSE	0,861	
IBEX	0,802	
ISEQ	0,275	
ATG		0,896
PSI		0,628
Valor próprio	3,443	1,057
Variância explicada	45,234	19,048
Variância explicada acumulada	45,234	64,282
Medida de Kaiser-Meyer-Olkin	0,854	
Teste de esfericidade de Bartlett	2290,602 (0,000)	

Nota: O valor entre parêntesis indica o *p-value*.

A primeira componente principal é composta pelos índices CAC, DAX, FTSE, IBEX, e ISEQ. Esta componente principal teve um valor próprio de 3,443 e explicou 45,234% da variabilidade total. Por seu lado, os índices ATG e PSI tiveram cargas fatoriais mais elevados na segunda componente principal. Esta componente teve um valor próprio de 1,057 e explicou 19,048% da variabilidade. No sub-período Tranquilo, à semelhança do sub-período anterior, foram

selecionadas duas componentes principais, com significado estatístico, que em conjunto explicaram 64,208% da variância acumulada. Na tabela 4.54 são mostrados os pesos dos fatores. A primeira componente principal incluiu os índices CAC, IBEX, DAX, FTSE, PSI e ATG, explicando 49,481% da variância. A segunda componente principal foi composta, exclusivamente, pelo índice ISEQ, que explicou 14,727% da variância. Nas componentes principais as volatilidades intradiárias dos índices apresentaram correlações elevadas e positivas e descreveram comportamentos idênticos, pelo que os padrões de risco dos respectivos mercados revelaram perfis idênticos no longo prazo.

**Tabela 4.54: Cargas das componentes principais da volatilidade intradiária no sub-período Tranquilo**

Mercados	Componente principal 1	Componente principal 2
CAC	0,928	
IBEX	0,861	
DAX	0,817	
FTSE	0,817	
PSI	0,628	
ATG	0,348	
ISEQ		0,949
Valor próprio	3,464	1,031
Variância explicada	49,481	14,727
Variância explicada acumulada	49,481	64,208
Medida de Kaiser-Meyer-Olkin	0,832	
Teste de esfericidade de Bartlett	3358,151 (0,000)	

Nota: O valor entre parêntesis indica o *p-value*.

Relativamente ao sub-período Crise Financeira Global, cuja informação estatística é mostrada na tabela 4.55, foi identificada uma única componente principal, com significado estatístico, que explicou 63,851% da variância. Estes resultados mostram que as volatilidades intradiárias dos mercados bolsistas europeus se comovimentaram em conjunto. A emergência da Crise Financeira Global contribuiu para que as volatilidades descrevessem trajetórias semelhantes e expressassem relações de equilíbrio no longo prazo e, em consequência, se tivessem acentuado os níveis de risco dos mercados.

**Tabela 4.55: Cargas das componentes principais da volatilidade intradiária no sub-período Crise Financeira Global**

Mercados	Componente principal 1
DAX	0,922
CAC	0,898
FTSE	0,897
IBEX	0,832
ATG	0,770
PSI	0,763
ISEQ	0,378
Valor próprio	4,470
Variância explicada	63,851
Variância explicada acumulada	63,851
Medida de Kaiser-Meyer-Olkin	0,871
Teste de esfericidade de Bartlett	4751,052 (0,000)

Nota: O valor entre parêntesis indica o *p-value*.

Para analisar o grau de explicação da variabilidade da volatilidade intradiária dos índices, por fatores associados às componentes principais e aos fatores específicos de cada país, foi elaborada a tabela de comunalidades (tabela 4.56).

**Tabela 4.56: Comunalidades das volatilidades intradiárias, em cada sub-período**

	ATG	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
Dot-Com	0,80	0,82	0,80	0,76	0,72	0,08	0,51
Tranquilo	0,17	0,86	0,67	0,72	0,75	0,91	0,41
CFG	0,59	0,81	0,85	0,80	0,69	0,14	0,58

No sub-período Dot-Com, apenas a variabilidade da variância intradiária do índice ISEQ foi explicada, maioritariamente, por fatores específicos desse mercado. Quanto aos restantes índices europeus, a variabilidade das volatilidades foi explicada em mais de 50% por fatores comuns, associados a estímulos nos outros mercados. Em todos os casos, com exceção do índice PSI (51%), o grau de explicação foi superior a 70%.

No segundo sub-período, os índices ATG e PSI foram explicados maioritariamente por fatores específicos desses mercados, à semelhança do que aconteceu na análise das rendibilidades, desenvolvida anteriormente, com base na tabela 4.33. Os índices CAC, IBEX e ISEQ viram aumentar o valor da respetiva comunalidade. O inverso aconteceu com os restantes índices. Os resultados obtidos para o sub-período Crise Financeira Global, permitem concluir que a capacidade de explicação da variabilidade da volatilidade intradiária dos índices dependeu, maioritariamente, de fatores comuns, exceto no caso do índice ISEQ, em que os fatores

específicos prevaleceram. Face aos dois sub-períodos anteriores, foram registados quatro aumentos nos valores das comunalidades, em cada um dos casos. Em termos globais, destacaram-se os índices CAC, DAX, IBEX e ISEQ, por apresentarem, nos três sub-períodos, uma grande superioridade da componente comum face à específica, enquanto elemento de explicação da variabilidade da volatilidade. Destes, evidenciou-se o índice CAC, explicado em mais de 80% por fatores comuns, nos três sub-períodos. O critério de Kaiser-Meyer-Olkin e o teste de Esfericidade de Bartlett, à qualidade dos resultados, são apresentadas nas duas últimas linhas das tabelas 4.53, 4.54 e 4.55. Os resultados do critério de KMO revelam que a análise teve um bom desempenho em todos os sub-períodos. O mesmo acontecendo com o teste de esfericidade de Bartlett, que rejeita a hipótese nula, ao nível de significância de 1%. Em ambas as medidas, em especial no último sub-período, conclui-se que as volatilidades intradiárias dos índices se revelaram correlacionadas e descreveram trajetórias idênticas. A qualidade das estimativas da análise de componentes principais foi também confirmada pelos resultados das matrizes anti-imagem, para cada um dos três sub-períodos, os quais são apresentados na tabela 4.44.A, em apêndice. Nos três sub-períodos, os elementos da diagonal principal registaram valores superiores ao nível aceitável de 50%, sendo os valores compreendidos entre 0.730 e 0.941, entre 0.645 e 0.947, e entre 0.663 e 0.931, nos sub-períodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente. Por outro lado, em todos os sub-períodos, os valores fora da diagonal principal são baixos, como é requerido na análise.

## **4.7.2 Ligações, movimentos e transmissão de volatilidade condicionada diária**

### **4.7.2.1 Correlações contemporâneas entre as volatilidades condicionadas diárias**

Para estudar a existência de comovimentos na volatilidade diária dos diversos mercados, em cada um dos sub-períodos amostrais, calcularam-se os coeficientes de correlação das estimativas de volatilidade condicionada, obtidas através dos modelos GARCH (1,1) e EGARCH (1,1), bem como os rácios de verosimilhança das matrizes de coeficientes de correlação, de acordo com a sugestão de Pindyck e Rotemberg (1990), e averiguou-se do significado estatístico de ambas as medidas estatísticas. A primeira medida fornece uma indicação acerca da significância individual de cada par de índices, enquanto a segunda proporciona uma indicação da significância conjunta da matriz de correlações. Nas tabelas 4.57, 4.58 e 4.59 são mostradas as correlações entre as volatilidades diárias condicionadas dos índices dos vários mercados estudados, bem como os rácios de verosimilhança, considerando as estimativas produzidas pelo modelo EGARCH (1,1), relativas a cada um dos três sub-períodos amostrais.

Tabela 4.57: Correlações contemporâneas entre as volatilidades condicionais diárias (EGARCH 1,1), no sub-período Dot-Com

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	1											
BOV	0,256 (0,000)	1										
CAC	-0,060 (0,082)	0,400 (0,000)	1									
DAX	-0,101 (0,003)	0,385 (0,000)	0,933 (0,000)	1								
DJ	0,106 (0,002)	0,514 (0,000)	0,794 (0,000)	0,764 (0,000)	1							
FTSE	0,012 (0,723)	0,427 (0,000)	0,926 (0,000)	0,865 (0,000)	0,832 (0,000)	1						
HANG	0,401 (0,000)	0,506 (0,000)	0,112 (0,001)	0,078 (0,023)	0,303 (0,000)	0,198 (0,000)	1					
IBEX	0,006 (0,872)	0,536 (0,000)	0,848 (0,000)	0,777 (0,000)	0,769 (0,000)	0,820 (0,000)	0,322 (0,000)	1				
ISEQ	0,157 (0,000)	0,424 (0,000)	0,572 (0,000)	0,551 (0,000)	0,685 (0,000)	0,602 (0,000)	0,318 (0,000)	0,633 (0,000)	1			
NIKKEI	0,112 (0,001)	0,514 (0,000)	0,467 (0,000)	0,435 (0,000)	0,488 (0,000)	0,460 (0,000)	0,442 (0,000)	0,590 (0,000)	0,550 (0,000)	1		
PSI	0,334 (0,000)	0,658 (0,000)	0,359 (0,000)	0,337 (0,000)	0,427 (0,000)	0,364 (0,000)	0,506 (0,000)	0,442 (0,000)	0,419 (0,000)	0,323 (0,000)	1	
SENSEX	0,408 (0,000)	0,446 (0,000)	-0,033 (0,337)	-0,044 (0,200)	0,243 (0,000)	0,055 (0,112)	0,656 (0,000)	0,086 (0,012)	0,210 (0,000)	0,277 (0,000)	0,451 (0,000)	1

Notas: Os valores entre parêntesis dizem respeito aos *p-values*. O rácio de verosimilhança da matriz de correlações tem o valor de 9051.



Tabela 4.58: Correlações contemporâneas entre as volatilidades condicionais diárias (EGARCH 1,1), no sub-período Tranquilo

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	1											
BOV	0,277 (0,000)	1										
CAC	0,622 (0,000)	0,292 (0,000)	1									
DAX	0,534 (0,000)	0,194 (0,000)	0,935 (0,000)	1								
DJ	0,438 (0,000)	0,439 (0,000)	0,770 (0,000)	0,750 (0,000)	1							
FTSE	0,679 (0,000)	0,329 (0,000)	0,939 (0,000)	0,851 (0,000)	0,703 (0,000)	1						
HANG	0,496 (0,000)	0,144 (0,000)	0,593 (0,000)	0,544 (0,000)	0,337 (0,000)	0,598 (0,000)	1					
IBEX	0,571 (0,000)	0,416 (0,000)	0,770 (0,000)	0,692 (0,000)	0,689 (0,000)	0,766 (0,000)	0,472 (0,000)	1				
ISEQ	0,511 (0,000)	0,390 (0,000)	0,461 (0,000)	0,314 (0,000)	0,431 (0,000)	0,523 (0,000)	0,366 (0,000)	0,601 (0,000)	1			
NIKKEI	0,446 (0,000)	0,153 (0,000)	0,466 (0,000)	0,375 (0,000)	0,294 (0,000)	0,434 (0,000)	0,510 (0,000)	0,331 (0,000)	0,294 (0,000)	1		
PSI	0,451 (0,000)	0,136 (0,000)	0,655 (0,000)	0,711 (0,000)	0,578 (0,000)	0,638 (0,000)	0,564 (0,000)	0,552 (0,000)	0,262 (0,000)	0,256 (0,000)	1	
SENSEX	0,536 (0,000)	0,308 (0,000)	0,412 (0,000)	0,300 (0,000)	0,321 (0,000)	0,442 (0,000)	0,479 (0,000)	0,448 (0,000)	0,431 (0,000)	0,479 (0,000)	0,265 (0,000)	1

Notas: Os valores entre parêntesis dizem respeito aos *p-values*. O rácio de verosimilhança da matriz de correlações tem o valor de 11221.

Tabela 4.59: Correlações contemporâneas entre as volatilidades condicionais diárias (EGARCH 1,1), no sub-período Crise Financeira Global

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	1											
BOV	0,710 (0,000)	1										
CAC	0,744 (0,000)	0,864 (0,000)	1									
DAX	0,722 (0,000)	0,871 (0,000)	0,953 (0,000)	1								
DJ	0,667 (0,000)	0,921 (0,000)	0,915 (0,000)	0,934 (0,000)	1							
FTSE	0,706 (0,000)	0,920 (0,000)	0,963 (0,000)	0,950 (0,000)	0,940 (0,000)	1						
HANG	0,658 (0,000)	0,880 (0,000)	0,735 (0,000)	0,795 (0,000)	0,791 (0,000)	0,798 (0,000)	1					
IBEX	0,840 (0,000)	0,811 (0,000)	0,914 (0,000)	0,858 (0,000)	0,819 (0,000)	0,865 (0,000)	0,726 (0,000)	1				
ISEQ	0,556 (0,000)	0,816 (0,000)	0,800 (0,000)	0,726 (0,000)	0,784 (0,000)	0,812 (0,000)	0,596 (0,000)	0,709 (0,000)	1			
NIKKEI	0,712 (0,000)	0,873 (0,000)	0,817 (0,000)	0,854 (0,000)	0,823 (0,000)	0,856 (0,000)	0,865 (0,000)	0,783 (0,000)	0,641 (0,000)	1		
PSI	0,755 (0,000)	0,744 (0,000)	0,868 (0,000)	0,757 (0,000)	0,727 (0,000)	0,809 (0,000)	0,579 (0,000)	0,877 (0,000)	0,776 (0,000)	0,662 (0,000)	1	
SENSEX	0,641 (0,000)	0,853 (0,000)	0,738 (0,000)	0,800 (0,000)	0,779 (0,000)	0,800 (0,000)	0,897 (0,000)	0,707 (0,000)	0,651 (0,000)	0,808 (0,000)	0,617 (0,000)	1

Notas: Os valores entre parêntesis dizem respeito aos *p-values*. O rácio de verosimilhança da matriz de correlações tem o valor de 21360.

A partir das matrizes de coeficientes de correlação, foram calculados os rácios de verosimilhança. Estes rácios evidenciaram elevado significado estatístico, ao nível de significância de 1%, superando o valor crítico de 95,63. Por outro lado, mostraram uma tendência crescente, registando os valores de 9051, 11221 e 21360, nos sub-períodos, Dot-com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente. Este facto pode ser entendido como um sinal de que, em geral, as correlações entre os mercados tenderam a aumentar durante o período amostral estudado, pelo que se incrementaram os níveis de associação linear entre os mercados, descrevendo percursos mais semelhantes, em termos de volatilidade. O aumento no valor desse rácio foi expressivo quer no sub-período Tranquilo quer no sub-período Crise Financeira Global. O elevado valor do rácio de verosimilhança, principalmente no último sub-período, bem como o seu significado estatístico, permite uma primeira indicação de que a turbulência vivida pelos mercados estudados possa ter ocorrido em simultâneo.

A análise da matriz de correlações do sub-período Dot-Com (tabela 4.57) revela que a esmagadora maioria dos coeficientes de correlação são não nulos e estatisticamente significativos, ao nível de significância de 5%. Contudo, alguns coeficientes não se mostraram estatisticamente significativos, em especial nos pares que envolveram os índices ATG e SENSEX. As correlações entre as volatilidades dos mercados revelaram-se, em geral, positivas. Apenas os pares ATG-CAC, ATG-DAX, CAC-SENSEX e DAX-SENSEX apresentaram correlação negativa, embora só a correlação do segundo par tivesse significado estatístico, ao nível de significância de 5%, de acordo com os valores dos *p-values*. O sinal positivo dos coeficientes de correlação sugere a existência de uma tendência comum, que conduz a volatilidade dos mercados na mesma direção. Porém, diversos pares de índices apresentaram correlações muito fracas, inferiores a 0,2, em especial envolvendo o índice ATG. Em sentido oposto, oito pares registaram correlações fortes (sete pares europeus) e dois registaram correlações muito fortes, designadamente os pares CAC-DAX e CAC-FTSE, ambos com uma correlação de 0,93.

No sub-período Tranquilo, todos os pares de índices reportaram correlações positivas e estatisticamente significativas, ao nível de significância de 1%, tendo em conta as respetivas probabilidades (tabela 4.58). Neste sub-período, apenas os pares que envolveram o índice BOV com os índices DAX, HANG, NIKKEI e PSI apresentaram uma correlação muito fraca. Dezassete pares registaram uma correlação fraca. A maioria dos pares de índices registou uma correlação moderada, sete registaram uma correlação forte, enquanto os pares CAC-DAX e CAC-FTSE tiveram uma correlação muito forte.

No sub-período Crise Financeira Global, à semelhança do que aconteceu no sub-período Tranquilo, todos os pares de índices apresentaram correlações positivas e significativas, ao nível de significância de 1%, como se pode concluir da análise da tabela 4.59. Do conjunto de pares de correlações, não foram registadas correlações muito fracas e fracas, dez tiveram uma correlação moderada, quarenta e sete tiveram uma correlação forte, e nove registaram

uma correlação muito forte, o que confirma a superioridade das correlações relativamente ao verificado nos sub-períodos anteriores. Da comparação dos valores das correlações contemporâneas relativas ao sub-período Crise Financeira Global e aos dois sub-períodos precedentes, conclui-se pela superioridade dos primeiros, em todos os pares de relações lineares. Com o objetivo de perceber se o aumento generalizado das correlações teve significado estatístico, foi aplicado o teste em duas amostras, de acordo com a proposta de Forbes e Rigobon (2002), através do qual é comparado o sub-período Crise Financeira Global com os dois precedentes. Os resultados deste teste são apresentados na tabela 4.60.

**Tabela 4.60: Teste à igualdade das correlações das volatilidades condicionais diárias (EGARCH)**

Crise Financeira Global versus Crise Dot-Com											
	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	13,28	21,64	21,55	14,86	18,42	7,75	25,82	9,96	16,55	13,55	6,94
BOV		18,85	19,76	21,80	24,07	17,41	11,31	14,72	16,54	3,61	16,69
CAC			3,88	10,15	7,40	17,57	6,40	9,51	13,60	20,21	20,81
DAX				14,50	10,99	21,36	5,26	6,38	17,13	13,58	24,26
DJ					11,55	16,17	2,85	4,59	13,47	9,89	16,88
FTSE						18,95	3,33	9,30	16,56	15,78	22,17
HANG							12,45	7,61	17,83	2,20	14,30
IBEX								2,96	7,96	18,82	16,88
ISEQ									3,00	12,52	11,95
NIKKEI										9,80	17,76
PSI											4,98

Crise Financeira Global versus sub-período Tranquilo											
	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	12,71	4,86	6,68	7,09	1,11	5,20	12,08	1,34	8,68	10,54	3,40
BOV		21,33	24,08	23,73	26,36	26,02	14,52	15,48	25,18	17,35	19,99
CAC			3,51	11,37	5,35	5,44	11,17	12,65	13,55	11,45	10,75
DAX				15,13	12,04	10,01	9,14	12,56	18,55	2,13	16,65
DJ					18,26	15,27	6,49	12,55	18,24	5,53	15,00
FTSE						8,48	6,37	11,68	17,16	7,80	13,15
HANG							8,58	6,42	15,87	0,48	19,78
IBEX								4,02	14,94	15,63	8,40
ISEQ									9,63	16,20	6,66
NIKKEI										11,29	12,64
PSI											9,48

No sub-período Crise Financeira Global, face ao sub-período Dot-Com, os níveis de dependência linear entre os diversos mercados alteraram-se de forma substancial, com todos os pares de correlações a registarem um incremento. Para além disso, em todos os casos, os aumentos tiveram significado estatístico, ao nível de significância de 5%, superando o valor crítico de 1,96. Em relação ao sub-período Tranquilo, os coeficientes de correlação observaram no último sub-período um aumento, extensivo a todos os pares de correlações.

Dos aumentos registados, apenas os pares ATG-FTSE, ATG-ISEQ e HANG-PSI não apresentaram um aumento estatisticamente significativo, ao nível de significância de 5%, ou seja, não superaram o valor crítico de 1,96.

Nas tabelas 4.45.A, 4.46.A e 4.47.A, em apêndice, são apresentadas as correlações entre as volatilidades diárias dos índices dos vários mercados estudados, bem como os rácios de verosimilhança das respetivas matrizes de correlação, referentes a cada um dos três sub-períodos amostrais, obtidos a partir das estimativas produzidas pelos modelos GARCH (1,1). A tabela 4.48.A, em apêndice, apresenta os resultados do teste à igualdade das correlações das volatilidades condicionais diárias. Em geral, as conclusões não se alteraram face às obtidas com base no modelo EGARCH (1,1), reforçando a ideia de aumento de ligações entre os mercados e de ocorrência de um fenómeno de contágio, em resultado da emergência da crise financeira global. A associação entre o aumento de volatilidade dos ativos financeiros e a turbulência financeira é um dos factos estilizados inerentes aos mercados financeiros internacionais. Este facto possibilita que, empiricamente, as crises possam ser identificadas com os períodos em que ocorrem volatilidades extremas. Os episódios de contágio estão associados à propagação de volatilidade entre mercados internacionais. Sendo a volatilidade dos preços dos ativos financeiros uma boa aproximação à incerteza do mercado, o fenómeno de contágio pode ser entendido como a expressão da propagação da incerteza entre os mercados financeiros internacionais. Como tivemos oportunidade de concluir anteriormente, a Crise Financeira Global contribuiu para um significativo aumento da volatilidade e da turbulência dos mercados financeiros, mas também para um aprofundamento da relação linear entre os mercados. De acordo com a proposta de Forbes e Rigobon (2000), estes factos podem ser entendidos como um fenómeno de contágio por alteração, que implicou a propagação de risco entre os mercados financeiros.

#### **4.7.2.2 Análise de volatilidades extremas diárias**

A análise das volatilidades condicionadas extremas diárias proporciona informação acerca da ocorrência de volatilidades baixas e elevadas, em cada sub-período amostral. Na tabela 4.61 são apresentadas as percentagens de volatilidades extremas, relativas a cada um dos três sub-períodos, para os dois percentis extremos, de 5% e de 95%, correspondentes a volatilidades baixas e elevadas, respetivamente, a partir das volatilidades condicionadas diárias, estimadas através do modelo EGARCH (1,1), para o período completo. A análise destes valores revela que as crises Dot-Com e Financeira Global afetaram significativamente a volatilidade condicionada dos mercados bolsistas internacionais. A percentagem de observações extremas elevadas, proporcionada pelo percentil 95, teve maior prevalência nos sub-períodos correspondentes a fases de desvalorização dos índices, em especial no sub-período Crise Financeira Global. A percentagem de observações extremas elevadas foi de 1,61% no sub-período Dot-Com, de 0,15% no sub-período Tranquilo, e de 3,23% no sub-período Crise Financeira Global. Face ao primeiro sub-período, apenas os índices CAC e DAX não

apresentaram, no último sub-período, uma maior prevalência de volatilidades elevadas, à semelhança do que aconteceu com as rendibilidades extremas negativas, analisadas anteriormente. Em comparação com o sub-período Tranquilo, todas as percentagens de volatilidades extremas elevadas registaram um acentuado aumento. Por outro lado, todos os índices, sem exceção, revelaram maior prevalência de volatilidades extremas elevadas nos dois sub-períodos de crise.

**Tabela 4.61: Percentagem de volatilidades diárias extremas em cada um dos sub-períodos (percentis de 5% e de 95%)**

	Percentil 5%			Percentil 95%			Total de Percentis Extremos		
	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG
ATG	0,00%	4,49%	0,52%	1,42%	0,03%	3,56%	1,42%	4,52%	4,07%
BOV	0,00%	2,21%	2,80%	1,79%	0,45%	2,76%	1,79%	2,66%	5,56%
CAC	0,17%	4,80%	0,03%	2,52%	0,07%	2,31%	2,69%	4,87%	2,35%
DAX	0,00%	4,25%	0,76%	3,21%	0,10%	1,69%	3,21%	4,35%	2,45%
DJ	0,00%	3,69%	1,28%	1,48%	0,00%	3,45%	1,48%	3,69%	4,73%
FTSE	0,07%	4,90%	0,00%	2,17%	0,00%	2,83%	2,24%	4,90%	2,83%
HANG	0,00%	4,66%	0,35%	0,55%	0,00%	4,45%	0,55%	4,66%	4,80%
IBEX	0,00%	4,97%	0,00%	2,00%	0,00%	3,00%	2,00%	4,97%	3,00%
ISEQ	0,28%	4,73%	0,00%	0,28%	0,00%	4,69%	0,55%	4,73%	4,69%
NIKKEI	0,24%	4,31%	0,45%	0,93%	0,17%	3,90%	1,17%	4,49%	4,35%
PSI	0,24%	4,69%	0,00%	1,24%	0,00%	3,73%	1,48%	4,69%	3,73%
SENSEX	0,35%	3,18%	1,48%	1,69%	0,97%	2,35%	2,04%	4,14%	3,83%
Total	0,11%	4,24%	0,64%	1,61%	0,15%	3,23%	1,72%	4,39%	3,87%

Do conjunto composto pelas séries de volatilidades condicionadas dos doze índices analisados, destacaram-se as relativas aos índices ISEQ e HANG, no percentil 95 e no sub-período Crise Financeira Global, por apresentarem os maiores valores percentuais de volatilidades extremas elevadas, com 4,69% e 4,45%, respetivamente. Já o índice DAX foi o que registou a menor percentagem de volatilidades extremas elevadas, com 1,69% de observações. Relativamente às volatilidades extremas baixas, estas tiveram uma maior prevalência de observações no sub-período Tranquilo (4,24%), face aos 0,11% e 0,64%, dos sub-períodos Dot-Com e Crise Financeira Global, respetivamente. Por outro lado, todos os índices, sem exceção, registaram no segundo sub-período a maior percentagem de volatilidades extremas baixas. As conclusões obtidas da análise da tabela 4.61 permitiram compreender a ocorrência de episódios de volatilidade extrema, baixa e elevada, em cada um dos sub-períodos, mas não foram suficientes para inferir a ocorrência de situações de contágio entre os mercados. Com o objetivo de aprofundar a análise anterior e de verificar da possibilidade de ocorrência de contágio entre os mercados, foi construída a tabela 4.62, que traduz a coincidência temporal de volatilidades extremas nos diversos mercados. A análise desta tabela permite concluir que, em termos globais, a percentagem de dias em que não ocorreram volatilidades extremas elevadas foi muito superior no sub-período Tranquilo (96,1%), comparativamente com o que

aconteceu no sub-período Dot-Com (75,1%) e no sub-período Crise Financeira Global (69,3%). Para além disso, no sub-período Tranquilo, apenas 0,8% das sessões reportaram mais do que um mercado com volatilidades extremas elevadas, o que contrasta com os 12% e os 18%, nos sub-períodos Dot-Com e Crise Financeira Global, respetivamente. Destaca-se, igualmente, o facto de apenas o sub-período Crise Financeira Global reportar sessões com coincidência de volatilidades extremas elevadas, em todas as possibilidades (número de mercados, de 1 a 12). Em particular, sublinha-se o facto de em 3,7% das sessões (36 sessões diárias), se terem registado, em simultâneo, volatilidades extremas elevadas nos doze mercados, o que reforça a ideia de que os mercados exibiram, no horizonte temporal considerado, padrões de comportamento de volatilidade muito semelhantes. Nas tabelas 4.49.A e 4.50.A, ambas em apêndice, são mostrados os resultados das percentagens de volatilidades extremas e das percentagens de coincidências temporais de volatilidades extremas, respetivamente, nos diversos mercados, para os percentis mais restritivos de 1% e de 99%. As percentagens de observações extremas elevadas foram de 0,07%, 0,02% e 0,91%, nos sub-períodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global. O último sub-período reportou sessões com volatilidades extremas elevadas em todos os índices, ao contrário dos outros sub-períodos. No primeiro sub-período tal não aconteceu nos índices BOV, DJ, HANG, IBEX, ISEQ e NIKKEI, o mesmo acontecendo no segundo sub-período, para todos os índices, exceto para o SENSEX, que reportou seis sessões de volatilidades extremas elevadas. Estes resultados reforçam a ideia de que a emergência da Crise Financeira Global contribuiu para um aumento da volatilidade condicionada, com todos os índices a registarem, neste sub-período, a maior percentagem de observações extremas elevadas. Em geral, estas percentagens foram bastante homogêneas, sugerindo um comportamento semelhante dos mercados em termos de volatilidade.

Quanto às volatilidades extremas baixas, todos os índices, sem exceção, registaram no sub-período Tranquilo uma maior prevalência, o que faz deste um sub-período consideravelmente mais calmo, se comparado com os restantes. Para analisar a coincidência temporal das volatilidades extremas elevadas foi construída a tabela 4.50.A, em apêndice. Os resultados obtidos, para os dois percentis mais restritivos, permitem concluir que apenas no sub-período Crise Financeira Global foram reportadas sessões com coincidência de volatilidades extremas elevadas, nas diversas alternativas, de um a doze mercados. Neste sub-período, foram registadas 10 sessões com volatilidades extremas elevadas, em todos os mercados em simultâneo. Este facto diferencia claramente o sub-período Crise Financeira Global dos anteriores, uma vez que no sub-período Dot-Com só ocorreu simultaneidade de volatilidades extremas elevadas em dois e em três mercados, enquanto no sub-período tranquilo não se verificaram coincidências temporais. Com o objetivo de restringir a análise das volatilidades condicionadas, recorreremos, novamente, à proposta de Francisco e Gonçalves (2008), de modo a calcular as percentagens de volatilidades anormais extremas diárias, bem como a sua coincidência temporal, em cada um dos três sub-períodos amostrais. Esses cálculos são reportados nas tabelas 4.51.A e 4.52.A, ambas em apêndice.

Tabela 4.62: Percentagem de dias com volatilidades diárias nos extremos, com coincidência temporal entre mercados, nos três sub-períodos e no período completo (percentis de 5% e 95%)

Nº Mercados	Observações no Extremo Baixo (%)				Observações no Extremo Elevado (%)				Observações nos Extremos (%)			
	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo
0	97,1%	50,5%	83,1%	75,1%	75,1%	96,1%	69,3%	81,0%	86,1%	73,3%	76,2%	78,0%
1	2,1%	15,4%	11,2%	10,1%	12,9%	3,2%	13,0%	9,3%	7,5%	9,3%	12,1%	9,7%
2	0,0%	12,5%	5,5%	6,5%	3,2%	0,6%	4,5%	2,7%	1,6%	6,5%	5,0%	4,6%
3	0,8%	8,0%	0,1%	3,2%	1,8%	0,2%	2,5%	1,4%	1,3%	4,1%	1,3%	2,3%
4	0,0%	5,5%	0,1%	2,1%	2,0%	0,0%	1,6%	1,1%	1,0%	2,7%	0,9%	1,6%
5	0,0%	3,4%	0,0%	1,3%	2,2%	0,0%	2,2%	1,4%	1,1%	1,7%	1,1%	1,3%
6	0,0%	1,8%	0,0%	0,7%	1,5%	0,0%	1,4%	0,9%	0,8%	0,9%	0,7%	0,8%
7	0,0%	1,3%	0,0%	0,5%	0,2%	0,0%	0,4%	0,2%	0,1%	0,6%	0,2%	0,3%
8	0,0%	0,9%	0,0%	0,3%	0,0%	0,0%	0,3%	0,1%	0,0%	0,5%	0,2%	0,2%
9	0,0%	0,3%	0,0%	0,1%	0,2%	0,0%	0,4%	0,2%	0,1%	0,1%	0,2%	0,2%
10	0,0%	0,4%	0,0%	0,1%	0,4%	0,0%	0,3%	0,2%	0,2%	0,2%	0,2%	0,2%
11	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,3%	0,1%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%
12	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,5%	0,0%	3,7%	1,4%	0,2%	0,0%	1,9%	0,7%



As volatilidades diárias anormais extremas elevadas revelaram-se muito superiores no sub-período Crise Financeira Global (0,89%), em comparação com o sub-período Dot-Com (0,06%) e o sub-período Tranquilo (0,01%). No último sub-período, todos os índices aumentaram significativamente as percentagens de ocorrência de volatilidades anormais extremas elevadas, face aos dois primeiros. Por outro lado, partindo dos resultados da tabela 4.52.A, conclui-se que, no sub-período Crise Financeira Global, a percentagem de sessões em que todos os mercados evidenciaram coincidência temporal de volatilidades anormais extremas elevadas foi de 0,9%. Este valor percentual corresponde a nove sessões de negociação. O mês de outubro de 2008 demonstrou ser o lapso de tempo mais crítico, registando oito sessões com coincidência plena, cinco delas consecutivas. Estes resultados contrastam com os dos dois primeiros sub-períodos. No primeiro só foram registadas simultaneidades em, no máximo, seis mercados. Enquanto, no segundo não foram identificadas coincidências temporais. Em resumo, os resultados obtidos nesta secção destacam o papel da Crise Financeira Global no comportamento da volatilidade diária dos índices, com os doze mercados estudados a descreverem percursos de volatilidade muito semelhantes. Em momentos de elevada turbulência, como foram os vividos no mês de outubro de 2008, os mercados tiveram reações extremas simultâneas, o que evidencia uma situação de contágio, traduzida na volatilidade, denunciando um significativo aumento do risco de mercado e esbatendo os benefícios associados a uma possível estratégia de diversificação internacional do investimento.

#### **4.7.2.3 Transmissão de volatilidade condicionada diária**

Com o objetivo de estudar a transmissão de volatilidade entre os mercados, consideraram-se os resíduos dos vetores autorregressivos estimados no ponto 4.5.6, para filtrar a estrutura da autocovariância das séries de rendibilidades. A partir destes, foram estimados modelos MGARCH (1,1), diagonal VECH, relativos aos sub-períodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, cujas estimativas são apresentadas nas tabelas 4.53.A, 4.54.A e 4.63 (as duas primeiras em apêndice), respetivamente. Durante a crise Dot-Com, alguns dos coeficientes estimados não tiveram significado estatístico, em especial os da matriz  $A$  (tabela 4.53.A). Merece destaque particular o índice NIKKEI, em que nenhum dos coeficientes, no cruzamento com os restantes índices, tem significado estatístico, ao nível de significância de 5%. No sub-período Tranquilo, face ao sub-período precedente, aumentou o número de coeficientes com significado estatístico, embora este número tenha ficado muito aquém do verificado no último sub-período. Relativamente aos coeficientes dos efeitos próprios da volatilidade ( $A_{ij}$ , para  $i = j$ ), estimados para o sub-período Dot-Com, a variância condicionada dos índices ATG e SENSEX parece ser a mais afetada pelos choques próprios, em comparação com os restantes índices, embora, em todos os casos, os choques na volatilidade próprios tenham significado estatístico, para o nível de significância de 5%. Em termos de efeitos de choques cruzados ( $A_{ij}$ , para  $i \neq j$ ), alguns dos parâmetros não revelaram significado estatístico. Neste sentido, merece ser destacado o índice NIKKEI, em que nenhum dos parâmetros tem significado estatístico, ao nível de significância de 5%. A magnitude dos

choques cruzados é mais fraca no par ISEQ-NIKKEI (0,0019) e mais forte no par ATG-DJ (0,0827). Refira-se, também, que no caso dos índices ATG, BOV, DJ, FTSE, PSI e SENSEX, os choques na volatilidade próprios foram de maior dimensão do que os choques de volatilidade cruzados; o inverso aconteceu nos restantes índices, contrariando de certo modo o que seria expectável. Os valores das estimativas do modelo multivariado, relativo ao sub-período Tranquilo, são apresentados na tabela 4.54.A. A análise desta tabela permite concluir que a variância dos índices SENSEX e IBEX foi mais afetada pelos choques próprios. Este tipo de choques teve significado estatístico em todos os índices, ao nível de significância de 5%. Em termos de efeitos cruzados, a magnitude dos choques foi mais fraca no par DJ-NIKKEI (0,0071) e mais forte no par FTSE-IBEX (0,0730). Do conjunto de índices estudados, destacou-se o índice IBEX, em que todos os efeitos de choques cruzados com os restantes índices se revelaram estatisticamente significativos, ao nível de significância de 5%. Em sentido contrário, e para o mesmo nível de significância, seis dos choques cruzados entre o índice HANG e os seus pares não revelaram significado estatístico, o mesmo acontecendo com cinco pares de cruzamentos, que envolvem os índices NIKKEI e SENSEX. Comparando os choques na volatilidade próprios com os choques cruzados, conclui-se que o primeiro tipo de choques teve maior expressão apenas nos índices DJ, ISEQ, NIKKEI, PSI20 e SENSEX. Na tabela 4.63 são mostradas as estimativas dos coeficientes das equações de variância-covariância, no sub-período Crise Financeira Global. Todos os coeficientes estimados tiveram significado em termos estatísticos, ao nível de significância de 1%, com exceção de um coeficiente da matriz  $A$ , relativo ao par NIKKEI-DJ, que apenas se revelou significativo ao nível de significância menos exigente de 5%, pelo que quer os efeitos de choques próprios quer os de efeitos cruzados revelaram significado estatístico, com os primeiros a registarem especial magnitude nos índices ISEQ (0,1643), PSI (0,1623) e NIKKEI (0,1580), e os segundos a terem maior expressão no par ATG-PSI (0,1158). Importa ainda referir que nos índices DJ, ISEQ, NIKKEI, PSI e SENSEX, os efeitos de choques na volatilidade próprios foram de maior dimensão do que os choques cruzados. Estes resultados estão em linha com os obtidos noutros estudos (Worthington e Higgs, 2004; Saleem, 2008), e sugerem a existência de fortes efeitos ARCH e GARCH. Comparando o sub-período da Crise Financeira Global com o da crise Dot-com, conclui-se que uma grande parte dos coeficientes, que traduzem os efeitos de choques próprios, sofreu um aumento de valor. Apenas os índices ATG, BOV e SENSEX não descreveram essa evolução. Relativamente aos coeficientes de efeitos cruzados, só o par ATG-NIKKEI não registou um aumento de valor. A comparação do sub-período mais recente com o precedente sinaliza um aumento de todos os coeficientes de efeitos de choques cruzados, sem exceção, enquanto os coeficientes de choques próprios só não aumentaram nos índices IBEX e SENSEX. Por seu lado, a comparação entre os dois primeiros sub-períodos revela que no sub-período Dot-Com os coeficientes de efeitos próprios registaram um valor mais elevado, com exceção do índice IBEX, o mesmo acontecendo com cerca de 70% dos coeficientes de efeitos cruzados.

**Tabela 4.63: Estimativas dos coeficientes das equações de variância-covariância no sub-período Crise Financeira Global**

Cij	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	0,000 (0,017)											
BOV	0,000 (0,014)	0,000 (0,001)										
CAC	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)									
DAX	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)								
DJ	0,000 (0,023)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)							
FTSE	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)						
HANG	0,000 (0,018)	0,000 (0,006)	0,000 (0,003)	0,000 (0,013)	0,000 (0,006)	0,000 (0,002)	0,000 (0,004)					
IBEX	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,006)	0,000 (0,000)				
ISEQ	0,000 (0,014)	0,000 (0,001)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,014)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)			
NIKKEI	0,000 (0,151)	0,000 (0,035)	0,000 (0,001)	0,000 (0,002)	0,000 (0,057)	0,000 (0,006)	0,000 (0,005)	0,000 (0,012)	0,000 (0,054)	0,000 (0,000)		
PSI	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,009)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,090)	0,000 (0,000)	
SENSEX	0,000 (0,086)	0,000 (0,009)	0,000 (0,006)	0,000 (0,009)	0,000 (0,036)	0,000 (0,006)	0,000 (0,003)	0,000 (0,011)	0,000 (0,011)	0,000 (0,044)	0,000 (0,011)	0,000 (0,003)
Aij	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	0,109 (0,000)											
BOV	0,086 (0,000)	0,086 (0,000)										
CAC	0,089 (0,000)	0,084 (0,000)	0,095 (0,000)									
DAX	0,082 (0,000)	0,077 (0,000)	0,079 (0,000)	0,080 (0,000)								
DJ	0,097 (0,000)	0,089 (0,000)	0,093 (0,000)	0,079 (0,000)	0,106 (0,000)							
FTSE	0,092 (0,000)	0,083 (0,000)	0,089 (0,000)	0,076 (0,000)	0,087 (0,000)	0,087 (0,000)						
HANG	0,085 (0,000)	0,077 (0,000)	0,087 (0,000)	0,069 (0,000)	0,081 (0,000)	0,077 (0,000)	0,074 (0,000)					
IBEX	0,089 (0,000)	0,085 (0,000)	0,092 (0,000)	0,079 (0,000)	0,096 (0,000)	0,086 (0,000)	0,081 (0,000)	0,107 (0,000)				
ISEQ	0,109 (0,000)	0,094 (0,000)	0,105 (0,000)	0,084 (0,000)	0,104 (0,000)	0,100 (0,000)	0,080 (0,000)	0,112 (0,000)	0,164 (0,000)			
NIKKEI	0,060 (0,005)	0,080 (0,002)	0,094 (0,000)	0,084 (0,000)	0,062 (0,011)	0,068 (0,000)	0,071 (0,000)	0,093 (0,000)	0,095 (0,004)	0,158 (0,000)		
PSI	0,116 (0,000)	0,098 (0,000)	0,102 (0,000)	0,088 (0,000)	0,101 (0,000)	0,104 (0,000)	0,104 (0,000)	0,109 (0,000)	0,109 (0,000)	0,075 (0,004)	0,162 (0,000)	
SENSEX	0,095 (0,000)	0,091 (0,000)	0,093 (0,000)	0,082 (0,000)	0,084 (0,000)	0,083 (0,000)	0,086 (0,000)	0,084 (0,000)	0,091 (0,000)	0,072 (0,004)	0,099 (0,000)	0,113 (0,000)

Notas: O modelo foi otimizado com base no algoritmo de Marquardt. Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

**Tabela 4.63: Estimativas dos coeficientes das equações de variância-covariância no sub-período Crise Financeira Global (continuação)**

Bij	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	0,896											
	(0,000)											
BOV	0,879	0,904										
	(0,000)	(0,000)										
CAC	0,881	0,887	0,877									
	(0,000)	(0,000)	(0,000)									
DAX	0,884	0,894	0,893	0,896								
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)								
DJ	0,878	0,893	0,879	0,897	0,889							
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)							
FTSE	0,881	0,890	0,881	0,896	0,887	0,888						
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)						
HANG	0,891	0,901	0,890	0,913	0,878	0,897	0,924					
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)					
IBEX	0,876	0,867	0,871	0,881	0,870	0,876	0,889	0,858				
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)				
ISEQ	0,863	0,858	0,857	0,875	0,860	0,858	0,860	0,842	0,822			
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)			
NIKKEI	0,841	0,813	0,811	0,821	0,833	0,861	0,899	0,811	0,762	0,804		
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)		
PSI	0,825	0,839	0,840	0,848	0,838	0,832	0,842	0,824	0,829	0,826	0,761	
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	
SENSEX	0,890	0,884	0,881	0,886	0,891	0,886	0,891	0,886	0,862	0,861	0,853	0,898
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)

Notas: O modelo foi otimizado com base no algoritmo de Marquardt. Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

Estes factos permitem a conclusão de que, em geral, os efeitos na volatilidade de choques próprios e de choques cruzados são superiores nas fases de crise, correspondentes a quedas dos índices bolsistas, face a fases de valorização dos índices, como a verificada no sub-período Tranquilo. Além disso, os valores dos choques na volatilidade, quer próprios quer cruzados, registaram no último sub-período um acréscimo expressivo, transmitindo a ideia de uma maior exposição dos mercados a acontecimentos desfasados ocorridos no próprio mercado, mas sobretudo a choques ocorridos nos restantes mercados, em virtude da grave crise financeira iniciada no setor *subprime* norte-americano e que, mais tarde, viria a assumir novos contornos, com a crise das dívidas soberanas, envolvendo diretamente os países da zona euro.

Os coeficientes da matriz de variância-covariância, nos três sub-períodos, são consistentes com os obtidos em estudos similares, nomeadamente os de Theodossiou e Lee (1993) e Worthington e Higgs (2004). Todos os coeficientes não diagonais da variância condicional desfasada revelaram-se positivos. Além disso, a grande maioria também se revelou estatisticamente significativa. Apenas três coeficientes no sub-período Dot-Com não revelaram significado estatístico, ao nível de significância de 5%. Nos restantes sub-períodos, todos os coeficientes foram estatisticamente significativos, ao nível de significância mais exigente de 1%, dando uma clara indicação da presença de elevada persistência na

volatilidade. Os valores mais baixos dos efeitos próprios de contágio de volatilidade, nos três sub-períodos, dizem respeito aos índices ATG ( $b_{1,1} = 0,6802$ ), IBEX ( $b_{8,8} = 0,6957$ ) e PSI ( $b_{11,11} = 0,7614$ ), respetivamente. Por sua vez, os valores mais elevados dos efeitos próprios de contágio de volatilidade, nos três sub-períodos, pertencem aos índices IBEX ( $b_{8,8} = 0,9029$ ), HANG ( $b_{7,7} = 0,9609$ ) e HANG ( $b_{7,7} = 0,9241$ ), respetivamente. Estes valores significam que as volatilidades passadas do índice IBEX, no primeiro sub-período, e do índice HANG, no segundo e no terceiro sub-períodos, tiveram impactos mais fortes nas volatilidades futuras próprias, em comparação com o que aconteceu nos restantes mercados. A significância estatística da esmagadora maioria dos coeficientes  $b_{ij}$  (quando  $i \neq j$ ) proporciona evidência empírica a favor da presença de elevados e positivos contágios de volatilidade entre os mercados. As estimativas da persistência de volatilidade cruzada e desfasada, em muitos casos superiores a 0,8, principalmente nos dois últimos sub-períodos, suportam a ideia de persistência da volatilidade originada em cada um dos mercados. A soma dos coeficientes ARCH e GARCH desfasados ( $a_{ij} + b_{ij}$ ) foi, em todos os casos, no sub-período da Crise Financeira Global, superior à soma dos coeficientes registados no primeiro sub-período. Face ao segundo sub-período, a superioridade verificou-se em 10 casos. Por sua vez, a comparação da soma dos coeficientes não diagonais ( $a_{ij} + b_{ij}$ ) revela uma vencedora superioridade do último sub-período face aos anteriores, em 100% dos casos face ao primeiro sub-período e em 88% face ao segundo. Os valores calculados, principalmente os relativos ao sub-período Crise Financeira Global, são muito próximos da unidade, suportando o pressuposto de covariância estacionária e de volatilidade persistente nos dados considerados.

Na tabela 4.55.A, em apêndice, são apresentados os resultados dos testes de normalidade, dos testes de raiz unitária e dos testes Ljung-Box aos resíduos estandardizados do modelo. Dada a natureza das séries financeiras, os resíduos resultantes da estimação do modelo não são normalmente distribuídos. No entanto, atendendo às estatísticas de assimetria e de curtose dos resíduos do modelo, podemos concluir que os resíduos estandardizados se aproximam mais da distribuição normal do que as séries de rendibilidades iniciais. Por seu lado, os resultados do teste ADF sugerem que todas as séries dos resíduos estandardizados nos três sub-períodos são estacionárias. As tabelas 4.56.A, 4.57.A e 4.58.A (todas em apêndice) mostram as estimativas das estatísticas de Portmanteau Box-Pierce/Ljung-Box e as estatísticas ajustadas para os sistemas de resíduos, considerando o método de Cholesky, para a ortogonalização da covariância, nos três sub-períodos. Tanto as estatísticas Q, de Box-Pierce, como as estatísticas Q ajustadas mostram a não rejeição da hipótese nula, de ausência de autocorrelação, ao nível de significância de 5%, com exceção dos *lags* 11 e 12, no sub-período Tranquilo. Assim, podemos concluir que as evidências de autocorrelação nas séries de rendibilidades desapareceram dos resíduos do sistema, havendo razões para acreditar que o modelo MGARCH (1,1), diagonal VECH, absorveu uma grande parte da inércia dos efeitos ARCH e GARCH, presente nas séries de rendibilidades. Dado que todas as equações

dos modelos estimados proporcionaram uma adequada descrição dos dados, podemos concluir que as equações condicionais estão corretamente especificadas. Por outro lado, o modelo utilizado assegurou que a matriz de variâncias e covariâncias condicionais é semidefinida positiva, cumprindo as condições impostas pelo próprio modelo.

#### 4.7.2.4 Análise de componentes principais das volatilidades diárias

Para se saber do eventual comovimento de longo prazo das volatilidades condicionadas dos mercados, nos três sub-períodos amostrais, aplicamos a análise de componentes principais às estimativas de volatilidade, produzidas por modelos EGARCH (1,1), cujos parâmetros de estimação são mostrados na tabela 4.43. Os resultados da análise de componentes principais, relativos aos sub-períodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, são apresentados nas tabelas 4.64, 4.65 e 4.66, respectivamente. Estes resultados foram produzidos a partir da aplicação da regra de retenção de fatores, com valores próprios superiores a 1, e do método Varimax para a rotação dos fatores. A análise da tabela 4.64 permite constatar que, no sub-período Dot-Com, foram selecionados duas componentes principais estatisticamente significativas, cujo poder explicativo acumulado foi de 70,348% da variância total.

**Tabela 4.64: Cargas das componentes principais da volatilidade condicionada, no sub-período Dot-Com**

Mercados	Componente principal 1	Componente principal 2
CAC	0,961	
FTSE	0,935	
DAX	0,932	
IBEX	0,900	
DJ	0,863	
ISEQ	0,695	
NIKKEI	0,564	
SENSEX		0,834
HANG		0,829
PSI		0,663
ATG		0,655
BOV		0,641
Valor próprio	6,015	2,427
Variância explicada	50,124	20,225
Variância explicada acumulada	50,124	70,348
Medida de Kaiser-Meyer-Olkin	0,869	
Teste de esfericidade de Bartlett	8988,007 (0,000)	

Notas: As estimativas de volatilidade condicionada diária foram obtidas a partir de modelos EGARCH (1,1). O valor entre parêntesis indica o *p-value*.

Os mercados bolsistas com pesos fatoriais mais elevados, em cada componente principal, descrevem padrões de movimento semelhantes no longo prazo e são altamente

correlacionados. Por este motivo, a incorporação destes mercados bolsistas na mesma carteira de investimento limita os possíveis benefícios da diversificação. Para maximizar os benefícios de diversificação da carteira, os investidores devem investir em mercados bolsistas com pesos fatoriais elevados, em diferentes componentes principais. A primeira componente principal é composta pelos índices CAC, FTSE, DAX, IBEX, DJ, ISEQ e NIKKEI. Esta componente principal registou um valor próprio de 6,015 e explicou 50,124% da variância total. Os índices SENSEX, HANG, PSI, ATG, e BOV tiveram cargas mais elevadas na segunda componente principal. Esta componente registou um valor próprio de 2,427 e explicou 20,225% da variância. No sub-período Tranquilo foram selecionadas três componentes principais, com significado estatístico. As cargas fatoriais das componentes principais são mostradas na tabela 4.65.

**Tabela 4.65: Cargas das componentes principais da volatilidade condicionada no sub-período Tranquilo**

Mercados	Componente principal 1	Componente principal 2	Componente principal 3
DAX	0,926		
CAC	0,868		
PSI	0,804		
FTSE	0,803		
DJ	0,764		
IBEX	0,666		
NIKKEI		0,785	
SENSEX		0,747	
HANG		0,689	
ATG		0,594	
BOV			0,846
ISEQ			0,662
Valor próprio	6,560	1,297	1,152
Variância explicada	54,667	10,804	9,603
Variância explicada acumulada	54,667	65,472	75,075
Medida de Kaiser-Meyer-Olkin	0,881		
Teste de esfericidade de Bartlett	11160,501 (0,000)		

Notas: As estimativas de volatilidade condicionada diária foram obtidas a partir de modelos EGARCH (1,1). O valor entre parêntesis indica o *p-value*.

A variância acumulada explicada pelos três fatores é de 75,075%. A primeira componente principal explica 54,667% da variância. A segunda componente principal explica 10,804% da variância. A última componente principal explica 9,603% da variância. A primeira componente principal é composta pelos índices DAX, CAC, PSI, FTSE, DJ e IBEX; a segunda inclui os três índices asiáticos e o índice do mercado grego, enquanto a terceira componente inclui os índices BOV e ISEQ. Em cada uma das três componentes principais, as volatilidades condicionadas dos índices estão altamente correlacionadas e apresentam comportamentos

idênticos, pelo que os padrões de risco dos respectivos mercados revelam perfis similares. As estatísticas da tabela 4.66, relativas ao sub-período Crise Financeira Global, mostram a existência de uma única componente principal, com significado estatístico, que explica 81,033% da variância. Estes resultados permitem a conclusão de que a volatilidade condicionada dos mercados bolsistas mundiais foi marcada por um comovimento conjunto, apresentando as estimativas de volatilidade um comportamento muito semelhante no longo prazo, o que implicou uma diminuição das oportunidades de diversificação da carteira global e um aumento dos níveis do risco dos mercados, a nível global, em consequência da emergência da Crise Financeira Global.

**Tabela 4.66: Cargas das componentes principais da volatilidade condicionada no sub-período Crise Financeira Global**

Mercados	Componente principal 1
FTSE	0,968
CAC	0,958
BOV	0,952
DAX	0,950
DJ	0,939
IBEX	0,918
NIKKEI	0,900
HANG	0,864
SENSEX	0,861
PSI	0,848
ISEQ	0,821
ATG	0,804
Valor próprio	9,724
Variância explicada	81,033
Variância explicada acumulada	81,033
Medida de Kaiser-Meyer-Olkin	0,926
Teste de esfericidade de Bartlett	21232,075 (0,000)

Notas: As estimativas de volatilidade condicionada diária foram obtidas a partir de modelos EGARCH (1,1). O valor entre parêntesis indica o *p-value*.

A tabela 4.67 apresenta as comunalidades das volatilidades condicionadas diárias, obtidas a partir das componentes principais, estimadas para cada um dos sub-períodos. No sub-período Dot-Com, as variabilidades das volatilidades condicionadas dos índices ATG e NIKKEI foram explicadas, maioritariamente, por fatores específicos dos respetivos mercados. Relativamente aos restantes índices, as variabilidades encontraram explicação, sobretudo, em fatores comuns. Os índices CAC, DAX, DJ, FTSE e IBEX registaram valores de comunalidades superiores a 80%, pelo que as respetivas variabilidades dependeram, em grande parte, de influências dos seus pares.



**Tabela 4.67: Comunalidades das volatilidades condicionadas diárias**

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Dot-Com	0,44	0,63	0,92	0,87	0,80	0,88	0,71	0,84	0,58	0,48	0,59	0,70
Tranquilo	0,63	0,73	0,92	0,91	0,79	0,88	0,70	0,77	0,63	0,65	0,69	0,70
CFG	0,65	0,91	0,92	0,90	0,88	0,94	0,75	0,84	0,67	0,81	0,72	0,74

Nos sub-períodos Tranquilo e Crise Financeira Global, os fatores comuns tiveram um elevado peso na explicação das variabilidades dos índices. Nestes dois sub-períodos, os valores das comunalidades foram, em todos os casos, superiores a 60% e registaram, em geral, aumentos face ao sub-período Dot-Com. No último sub-período, esse aumento verificou-se em todos os índices. Comparativamente com o segundo sub-período, só os índices CAC e DAX não observaram uma variação positiva, embora em ambos os casos se tenham registado variações residuais. Os índices BOV (0,91), CAC (0,92), DAX (0,90) e FTSE (0,94) apresentaram valores muito elevados. Nos restantes índices, as comunalidades também registaram valores elevados, o que realça o peso dos fatores comuns. Estes resultados sugerem que a explicação da variabilidade da volatilidade condicionada dos índices foi, ao longo do período amostral analisado, encontrando um peso cada vez maior nos fatores comuns, em detrimento dos fatores domésticos. A crise financeira global foi determinante no reforço desse peso e no aprofundamento das ligações de longo prazo entre os mercados, designadamente através da volatilidade dos mesmos.

Em resumo, a análise de componentes principais revelou a existência de duas componentes principais no primeiro sub-período, de três no segundo e de uma no terceiro. Este facto sinaliza um reforço do comovimento no longo prazo da volatilidade dos mercados, com a emergência da Crise Financeira Global. Por outro lado, a variabilidade da volatilidade condicionada de cada um dos mercados foi determinada essencialmente por acontecimentos nos outros mercados, relegando para um segundo nível de importância os fatores de ordem idiosincrática. Para avaliar a qualidade das estimativas, nos três sub-períodos, foi calculada a medida KMO e foi aplicado o teste de Esfericidade de Bartlett. Os resultados destes testes são apresentados nas duas últimas linhas das tabelas 4.64, 4.65 e 4.66. A medida KMO mostra que, nos sub-períodos Dot-com e Tranquilo, a análise teve um bom desempenho, enquanto no último sub-período o desempenho pode ser classificado de excelente. O teste de esfericidade de Bartlett confirma que, em todos os sub-períodos, a qualidade da análise é adequada, rejeitando-se a hipótese nula, uma vez que o respetivo *p-value* é inferior ao nível de significância de 1%, concluindo-se, portanto, que as volatilidades condicionadas dos índices estão correlacionadas e têm elevado significado estatístico. A qualidade das estimativas da análise de componentes principais foi também confirmada pelos resultados das matrizes anti-imagem, apresentadas na tabela 4.59.A, em apêndice. Nos três sub-períodos, os elementos da diagonal principal tiveram valores superiores ao nível aceitável de 50%, estando os valores compreendidos entre 0.757 e 0.917, entre 0.816 e 0.951, e entre 0.894 e 0.968, nos sub-

períodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente. Por outro lado, em todos os sub-períodos, os valores não posicionados na diagonal principal são baixos, o que reforça a ideia de qualidade das estimativas produzidas pela análise.

### 4.7.3 Ligações e movimentos através da estimativa *Value-at-Risk*

#### 4.7.3.1 Análise de risco anormal extremo

Com o objetivo de identificar a ocorrência de episódios de risco anormal extremo, em cada sub-período amostral, bem como a sua coincidência temporal nos mercados internacionais, recorreremos à mesma metodologia aplicada anteriormente, em relação às rendibilidades e às volatilidades, intradiárias e diárias, mas agora considerando as estimativas do risco de mercado produzidas pela metodologia *Value-at-Risk*, de acordo com a sugestão de Francisco e Gonçalves (2008), para as observações anormais extremas.

Na tabela 4.68 são apresentadas as percentagens de sessões com níveis de risco anormal extremo, baixo e elevado, em cada um dos três sub-períodos, estimadas através do modelo EGARCH (1,1), para o pressuposto de distribuição normal.

**Tabela 4.68: Percentagem de sessões com risco anormal extremo, em cada um dos sub-períodos amostrais (distribuição normal)**

	Anormal Baixo			Anormal Elevado			Total de Percentis Extremos		
	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG
ATG	0,00%	0,83%	0,00%	0,14%	0,00%	0,79%	0,14%	0,83%	0,79%
BOV	0,00%	0,14%	1,00%	0,00%	0,00%	1,10%	0,00%	0,14%	2,11%
CAC	0,00%	1,07%	0,00%	0,00%	0,00%	0,72%	0,00%	1,07%	0,72%
DAX	0,00%	0,93%	0,31%	0,14%	0,00%	0,69%	0,14%	0,93%	1,00%
DJ	0,00%	0,62%	0,24%	0,00%	0,00%	1,07%	0,00%	0,62%	1,31%
FTSE	0,00%	0,90%	0,00%	0,00%	0,00%	0,76%	0,00%	0,90%	0,76%
HANG	0,00%	1,28%	0,14%	0,00%	0,00%	0,97%	0,00%	1,28%	1,10%
IBEX	0,00%	1,24%	0,00%	0,00%	0,00%	1,00%	0,00%	1,24%	1,00%
ISEQ	0,21%	0,90%	0,00%	0,00%	0,00%	0,79%	0,21%	0,90%	0,79%
NIKKEI	0,00%	0,97%	0,10%	0,00%	0,00%	1,10%	0,00%	0,97%	1,21%
PSI	0,14%	0,83%	0,00%	0,03%	0,00%	0,86%	0,17%	0,83%	0,86%
SENSEX	0,00%	0,03%	1,04%	0,07%	0,07%	0,86%	0,07%	0,10%	1,90%
Total	0,03%	0,81%	0,24%	0,03%	0,01%	0,89%	0,06%	0,82%	1,13%

A análise destas percentagens revela que as crises Dot-Com e Financeira Global afetaram significativamente o risco de mercado das praças bolsistas internacionais, em especial a última crise. A percentagem de observações extremas elevadas foi de 0,03% no sub-período Dot-Com, de 0,01% no sub-período Tranquilo, e de 0,89% no sub-período Crise Financeira Global. Face aos dois primeiros sub-períodos, todos os índices apresentaram, durante a crise

global, uma maior incidência de sessões caracterizadas por risco anormal extremo elevado. Relativamente ao risco de mercado anormal extremo baixo, os resultados evidenciam uma maior incidência de observações no sub-período Tranquilo (0,81%), face aos 0,03% e 0,24%, dos sub-períodos Dot-Com e Crise Financeira Global, respetivamente. Apenas os índices BOV e SENSEX não registaram no segundo sub-período a maior percentagem de sessões caracterizadas por este tipo de risco de mercado.

Com o propósito de aprofundar a análise anterior e de verificar a simultaneidade de episódios de risco, em vários mercados, foi construída a tabela 4.69, que traduz a coincidência temporal de sessões de mercado com risco extremo. A análise desta tabela permite concluir que a percentagem de sessões caracterizadas por ausência de risco anormal extremo elevado foi superior no sub-período Tranquilo (99,81%), comparativamente com o que aconteceu no sub-período Dot-Com (98,94%) e no sub-período Crise Financeira Global (93,93%). Adicionalmente, no sub-período Tranquilo, nenhuma sessão reportou mais do que um mercado com risco extremo elevado, o que contrasta com os 0,12% e os 4,42%, nos sub-períodos Dot-Com e Crise Financeira Global, respetivamente. Destaca-se, igualmente, o facto de apenas o sub-período Crise Financeira Global reportar sessões com coincidência de risco extremo elevado, em todas as possibilidades (número de mercados, de 1 a 12). Em especial, destaca-se o facto de em 0,93% das sessões (9 sessões diárias) se terem registado, em simultâneo, níveis de risco extremo elevado nos doze mercados, o que reforça a ideia de que os mercados exibiram, em determinados momentos, padrões de risco muito semelhantes.

Nas tabelas 4.60.A e 4.61.A, em apêndice, são mostrados os resultados das percentagens de sessões com risco extremo e de coincidência de sessões com risco extremo nos vários mercados, respetivamente, considerando, em ambos os casos, as estimadas do modelo EGARCH (1,1), no pressuposto de distribuição t-Student. As percentagens de observações extremas elevadas foram de 0,06%, 0,01% e 0,93% nos sub-períodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente. Face aos dois primeiros sub-períodos, todos os índices apresentaram, no último sub-período, uma maior incidência de sessões caracterizadas por risco anormal extremo elevado. Quanto ao risco anormal extremo baixo, verificou-se uma maior incidência de observações no sub-período Tranquilo (0,75%), face aos outros dois sub-períodos Dot-Com (0,03%) e Crise Financeira Global (0,23%). Dos doze índices analisados, apenas o BOV e o SENSEX não registaram no segundo sub-período a maior percentagem de sessões caracterizadas por risco anormal extremo baixo.

**Tabela 4.69: Percentagem de sessões com risco de mercado nos extremos, com coincidência temporal entre mercados, nos três sub-períodos e no período completo (distribuição normal)**

Nº Mercados	Obs. Extremo Anormais Baixas (%)				Obs. Extremo Anormais Elevadas (%)				Total Obs. Extremos (%)			
	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo
0	99,41%	83,47%	92,08%	91,03%	98,94%	99,81%	93,93%	97,58%	99,17%	91,64%	93,00%	94,30%
1	0,24%	9,66%	7,41%	6,14%	0,94%	0,19%	1,65%	0,90%	0,59%	4,92%	4,53%	3,52%
2	0,35%	5,01%	0,51%	2,14%	0,00%	0,00%	0,51%	0,17%	0,18%	2,51%	0,51%	1,16%
3	0,00%	1,21%	0,00%	0,45%	0,12%	0,00%	0,51%	0,21%	0,06%	0,60%	0,26%	0,33%
4	0,00%	0,37%	0,00%	0,14%	0,00%	0,00%	0,41%	0,14%	0,00%	0,19%	0,21%	0,14%
5	0,00%	0,28%	0,00%	0,10%	0,00%	0,00%	0,62%	0,21%	0,00%	0,14%	0,31%	0,16%
6	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,31%	0,10%	0,00%	0,00%	0,15%	0,05%
7	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,10%	0,03%	0,00%	0,00%	0,05%	0,02%
8	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,21%	0,07%	0,00%	0,00%	0,10%	0,03%
9	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,62%	0,21%	0,00%	0,00%	0,31%	0,10%
10	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,10%	0,03%	0,00%	0,00%	0,05%	0,02%
11	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,10%	0,03%	0,00%	0,00%	0,05%	0,02%
12	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,93%	0,31%	0,00%	0,00%	0,46%	0,16%

Para analisar a coincidência de sessões com risco elevado, recorreu-se à tabela 4.61.A, cujos resultados mostram que o último sub-período foi caracterizado por diversas sessões pautadas por risco elevado em vários mercados. De modo especial, destaca-se o facto de em 10 sessões todos os mercados terem registado este tipo de risco, contrariamente ao verificado nos sub-períodos precedentes.

Na tabela 4.62.A, em apêndice, são mostrados os resultados obtidos através da TVE, os quais permitem conclusões muito idênticas às obtidas através das outras duas metodologias. A percentagem de sessões de negociação caracterizadas por risco elevado foi de 0,07%, 0,02% e 0,93%, nos sub-períodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente. Por seu lado, na tabela 4.63.A, também em apêndice, são mostrados os resultados das coincidências de risco extremo nos mercados, os quais reportaram 8 sessões (0,82%) em que todos os mercados evidenciaram esse nível de risco.

Em resumo, os resultados obtidos nesta secção, para as diversas metodologias de estimação, traduzem a influência da Crise Financeira Global no aumento do risco de mercado. Os mercados bolsistas apresentaram, em determinados momentos, níveis de risco muito semelhantes, com algumas sessões de negociação a serem caracterizadas por risco de mercado anormal elevado, extensivo a todos os mercados, sobretudo no mês de outubro de 2008, e em particular na segunda metade deste mês, dando expressão a uma forte turbulência dos mercados, por um lado, e a uma grande proximidade e a um episódio de contágio entre os mercados bolsistas internacionais, por outro lado.

#### **4.7.3.2 Análise de componentes principais às estimativas VaR**

Analisadas as ligações de curto prazo entre os mercados bolsistas, recorreremos à análise de componentes principais, com o objetivo de estudar a ocorrência de comovimentos de longo prazo, em cada sub-período amostral, considerando as estimativas de VaR, designadamente as assentes no pressuposto de normalidade, de t-Student e TVE. As componentes principais resultantes da análise são mostradas nas tabelas 4.70, 4.71 e 4.72, referentes aos sub-períodos Dot-Com, Tranquilo e Crise Financeira Global, respetivamente. Na estimação dos resultados foram retidos fatores com valores próprios superiores a 1 e recorreu-se ao método Varimax para a rotação dos fatores. A análise da tabela 4.70 permite concluir que no primeiro sub-período foram retidas duas componentes principais estatisticamente significativas. Porém, a retenção de índices nos fatores principais dependeu da metodologia de estimação do *Value-at-Risk*. O pressuposto de normalidade reteve na primeira componente principal os índices CAC, DAX, FTSE, IBEX, DJ, ISEQ e NIKKEI, para um poder explicativo de 47,393%; na segunda componente foram retidos os restantes índices, que em conjunto revelaram um poder explicativo de 21,921%. Por sua vez, os pressupostos de distribuição t-Student e de Teoria de Valores Extremos, conduziram a resultados coincidentes, sendo retidos dois fatores principais, embora a sua composição se tenha alterado, ligeiramente, em comparação com o pressuposto de distribuição gaussiana. Da primeira componente principal fizeram parte os

índices IBEX, DJ, FTSE, CAC, DAX, ISEQ, BOV e NIKKEI. Em conjunto, estes índices revelaram um poder explicativo de 48,770% da variabilidade da estimativa de risco. Da segunda componente fizeram parte os restantes índices, que em conjunto explicaram 21,728% da variabilidade da medida de risco de mercado. No sub-período Tranquilo, as três alternativas consideradas na análise produziram resultados muito idênticos, tendo retido três componentes principais, com significado estatístico, que em conjunto explicaram mais de 75% da variabilidade da medida de risco. As cargas das componentes principais são mostradas na tabela 4.71. Na primeira componente principal incluem-se os índices CAC, DAX, DJ, FTSE, IBEX e PSI, na segunda os índices ATG, HANG, NIKKEI e SENSEX, enquanto na terceira se integram os índices BOV e ISEQ. As estatísticas da tabela 4.72, relativas ao sub-período da Crise Financeira Global, revelam a existência de uma única componente principal, com significado estatístico, nas três alternativas de estimação, e que explica mais de 79% da variância da medida de risco, destacando-se o facto de os pressupostos t-Student e TVE produzirem resultados muito idênticos. Os resultados mostram que as bolsas internacionais foram pautadas por um equilíbrio de longo prazo da medida de risco de mercado, o que implicou uma diminuição das oportunidades de diversificação da carteira global, em consequência da emergência da Crise Financeira Global. Dito de outro modo, os mercados viram, em geral, aumentar o risco de mercado, mas igualmente tenderam a descrever movimentos muito semelhantes, o que colocou os investidores perante desafios acrescidos na gestão das suas carteiras internacionais.

Tabela 4.70: Cargas das componentes principais das estimativas VaR no sub-período Dot-Com

Normal			t-Student			TVE		
Mercados	CP 1	CP 2	Mercados	CP 1	CP 2	Mercados	CP 1	CP 2
CAC	0,958		IBEX	0,957		CAC	0,957	
DAX	0,931		DJ	0,934		DAX	0,934	
FTSE	0,928		FTSE	0,930		FTSE	0,930	
IBEX	0,905		CAC	0,901		IBEX	0,901	
DJ	0,859		DAX	0,861		DJ	0,861	
ISEQ	0,729		ISEQ	0,738		ISEQ	0,738	
NIKKEI	0,621		BOV	0,657		NIKKEI	0,657	
HANG		0,830	NIKKEI	0,588		BOV	0,588	
SENSEX		0,827	PSI		0,845	HANG		0,845
ATG		0,620	SENSEX		0,842	SENSEX		0,842
PSI		0,589	HANG		0,628	ATG		0,628
BOV		0,567	ATG		0,574	PSI		0,574
Valor próprio	5,687	2,631	Valor próprio	5,852	2,607	Valor próprio	5,852	2,607
Variância explicada	47,393	21,921	Variância explicada	48,770	21,728	Variância explicada	48,770	21,728
Variância explicada acumulada	47,393	69,314	Variância explicada acumulada	48,770	70,498	Variância explicada acumulada	48,770	70,498
Medida de Kaiser-Meyer-Olkin	0,861		Medida de Kaiser-Meyer-Olkin	0,875		Medida de Kaiser-Meyer-Olkin	0,875	
Teste de esfericidade de Bartlett	9018,082 (0,000)		Teste de esfericidade de Bartlett	9296,434 (0,000)		Teste de esfericidade de Bartlett	9296,434 (0,000)	

Nota: O valor entre parêntesis indica o *p-value*.

Tabela 4.71: Cargas das componentes principais das estimativas VaR no sub-período Tranquilo

Normal				t-Student				TVE			
Mercados	CP 1	CP 2	CP 3	Mercados	CP 1	CP 2	CP 3	Mercados	CP 1	CP 2	CP 3
DAX	0,899			DAX	0,908			DAX	0,908		
CAC	0,853			CAC	0,870			CAC	0,870		
FTSE	0,786			DJ	0,836			DJ	0,836		
DJ	0,762			FTSE	0,800			FTSE	0,800		
PSI	0,749			IBEX	0,727			IBEX	0,727		
IBEX	0,686			PSI	0,689			PSI	0,689		
NIKKEI		0,762		NIKKEI		0,780		NIKKEI		0,780	
SENSEX		0,748		HANG		0,742		HANG		0,742	
HANG		0,721		SENSEX		0,733		SENSEX		0,733	
ATG		0,592		ATG		0,559		ATG		0,559	
BOV			0,853	BOV			0,859	BOV			0,859
ISEQ			0,648	ISEQ			0,651	ISEQ			0,651
Valor próprio	4,320	2,666	2,015	Valor próprio	4,513	2,684	1,853	Valor próprio	4,513	2,684	1,853
Variância explicada	35,997	22,216	16,795	Variância explicada	37,607	22,366	15,440	Variância explicada	37,607	22,366	15,440
Variância explicada acumulada	35,997	58,213	75,008	Variância expl. acum.	37,607	59,973	75,413	Variância expl. acum.	37,607	59,973	75,413
Medida de Kaiser-Meyer-Olkin	0,883			Kaiser-Meyer-Olkin	0,894			Kaiser-Meyer-Olkin	0,894		
Teste de esfericidade de Bartlett	11118,578 (0,000)			T. esf. de Bartlett	11358,0645 (0,000)			T. esf. de Bartlett	11358,065 (0,000)		

Nota: O valor entre parêntesis indica o *p-value*.



Tabela 4.72: Cargas das componentes principais das estimativas VaR no sub-período Crise Financeira Global

Normal		t-Student		TVE	
Mercados	CP 1	Mercados	CP1	Mercados	CP 1
FTSE	0,970	FTSE	0,969	FTSE	0,969
CAC	0,960	CAC	0,960	CAC	0,960
DAX	0,948	DAX	0,949	DAX	0,949
BOV	0,945	BOV	0,945	BOV	0,945
DJ	0,944	DJ	0,943	DJ	0,943
IBEX	0,901	IBEX	0,904	IBEX	0,904
NIKKEI	0,879	NIKKEI	0,882	NIKKEI	0,882
HANG	0,864	HANG	0,864	HANG	0,864
ISEQ	0,845	ISEQ	0,852	ISEQ	0,852
PSI	0,839	SENSEX	0,848	SENSEX	0,848
SENSEX	0,837	PSI	0,835	PSI	0,835
ATG	0,715	ATG	0,715	ATG	0,715
Valor próprio	9,510	Valor próprio	9,540	Valor próprio	9,540
Variância explicada	79,252	Variância explicada	79,499	Variância explicada	79,499
Variância explicada acumulada	79,252	Variância explicada acumulada	79,499	Variância explicada acumulada	79,499
Medida de Kaiser-Meyer-Olkin	0,935	Medida de Kaiser-Meyer-Olkin	0,934	Medida de Kaiser-Meyer-Olkin	0,934
Teste de esfericidade de Bartlett	19621,675 (0,000)	Teste de esfericidade de Bartlett	19587,799 (0,000)	Teste de esfericidade de Bartlett	19587,799 (0,000)

Nota: O valor entre parêntesis indica o *p-value*.

A tabela 4.73 apresenta as comunalidades das estimativas *Value-at-Risk*, obtidas a partir das componentes principais, estimadas para cada um dos sub-períodos e para cada uma das três alternativas de estimação.

**Tabela 4.73: Comunalidades das estimativas *Value-at-Risk***

		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Normal	Dot-Com	0,398	0,601	0,923	0,886	0,766	0,864	0,732	0,836	0,583	0,469	0,574	0,685
	Tranquilo	0,634	0,737	0,909	0,914	0,781	0,867	0,722	0,786	0,632	0,632	0,632	0,756
	CFG	0,512	0,894	0,922	0,899	0,892	0,942	0,746	0,812	0,715	0,772	0,704	0,700
t-Student	Dot-Com	0,405	0,627	0,923	0,895	0,762	0,865	0,773	0,834	0,589	0,494	0,584	0,710
	Tranquilo	0,619	0,762	0,919	0,922	0,777	0,866	0,725	0,799	0,643	0,669	0,589	0,761
	CFG	0,511	0,894	0,921	0,901	0,890	0,939	0,746	0,818	0,726	0,778	0,698	0,720
TVE	Dot-Com	0,405	0,627	0,923	0,895	0,762	0,865	0,773	0,834	0,589	0,494	0,584	0,710
	Tranquilo	0,619	0,762	0,919	0,922	0,777	0,866	0,725	0,799	0,643	0,669	0,589	0,761
	CFG	0,511	0,894	0,921	0,901	0,890	0,939	0,746	0,818	0,726	0,778	0,698	0,720

Do conjunto de doze índices, apenas a variabilidade do risco de mercado do ATG e do NIKKEI, no sub-período Dot-Com, foi explicada, maioritariamente, por fatores idiossincráticos. Relativamente aos restantes índices, as variabilidades foram explicadas sobretudo por fatores comuns. Os índices CAC, DAX, FTSE e IBEX registaram valores de comunalidades superiores a 80%. Por esta razão, as variabilidades das respetivas medidas de risco dependeram, em grande parte, de influências dos seus pares. Nos sub-períodos Tranquilo e Crise Financeira Global, os fatores comuns tiveram, em geral, um peso superior na explicação das variabilidades das estimativas de risco, face ao verificado no sub-período precedente. Nestes dois sub-períodos, os valores das comunalidades foram superiores a 60%, com exceção do índice ATG, no último sub-período, tendo registado, em geral, aumentos face ao sub-período Dot-Com. Os índices BOV, DJ, FTSE, HANG, ISEQ, NIKKEI e PSI apresentaram, no último sub-período, os níveis mais elevados de explicação da variabilidade da medida de risco, através de fatores comuns. Os resultados sugerem que a explicação da variabilidade da medida de risco dos índices encontrou, ao longo do período amostral estudado, um peso crescente em fatores comuns, em detrimento dos fatores domésticos, e que a crise financeira global desempenhou um papel preponderante no reforço desse peso. Por outro lado, o facto de no terceiro sub-período ter sido retido um único fator principal, face aos dois e três fatores dos sub-períodos precedentes, sinaliza a existência de trajetórias comuns do risco de mercado dos diversos mercados, em resultado da emergência da Crise Financeira Global. De modo a avaliar a qualidade das estimativas da análise de componentes principais, foi aplicado o critério de Kaiser-Meyer-Olkin e o teste de Esfericidade de Bartlett, cujos resultados são apresentados nas duas últimas linhas das tabelas 4.70, 4.71 e 4.72. O critério de KMO revela resultados idênticos nas três alternativas de estimação, mostrando que nos dois primeiros sub-períodos a análise teve um bom desempenho, enquanto no último sub-período o desempenho foi excelente. O teste de esfericidade de Bartlett ajuda a confirmar estes resultados, ao rejeitar

a hipótese nula, para o nível de significância de 1%, demonstrando que a qualidade da análise é adequada. Por último, a qualidade das estimativas foi, ainda, confirmada pelos resultados das matrizes anti-imagem. Os resultados destas matrizes são apresentados nas tabelas 4.64.A, 4.65.A e 4.66.A, todas em apêndice, referentes a cada uma das alternativas de estimação. Em todos os casos, os elementos da diagonal principal registaram valores superiores ao nível aceitável de 50%, enquanto os restantes valores se revelaram baixos, o que reforça a ideia de qualidade das estimativas.

## 4.8 Relação entre a rendibilidade e a volatilidade

Com o objetivo de estudar a relação entre a volatilidade condicionada e a rendibilidade dos índices, nos três sub-períodos, foram estimados três modelos EGARCH-in-Mean, de acordo com três distribuições para acomodar os termos dos erros: a distribuição normal, a distribuição t-Student e a distribuição dos erros generalizada, cujos pressupostos metodológicos foram apresentados no capítulo 3. As estimativas produzidas pelos três modelos, relativas aos dois primeiros sub-períodos, são apresentados nas tabelas 4.67.A, 4.68.A, 4.69.A e 4.70.A (todas em apêndice), enquanto as estimativas referentes ao sub-período Crise Financeira Global constam das tabelas 4.74 e 4.75. Dos parâmetros estimados pelos três modelos, na equação da variância,  $\alpha_1$  mede o efeito ARCH,  $\beta$  mede a persistência da volatilidade e  $\gamma$  o efeito assimétrico. Na grande maioria dos casos, os coeficientes  $\alpha_1$  têm significado estatístico. Apenas o parâmetro relativo ao índice BOV, no sub-período Tranquilo, não é significativo, ao nível de significância de 10%. Quase todos os coeficientes têm significado estatístico para o nível de significância de 1%. O sinal positivo dos coeficientes, juntamente com o elevado significado estatístico dos mesmos, confirma a presença de *clusters* de volatilidade.

Tabela 4.74: Resultados das estimativas do AR(1)-EGARCH-M (1,1) dos modelos 1 e 2, no sub-período Crise Financeira Global

	Modelo 1							Modelo 2						
	$\delta$	$b_0$	$b_1$	$c_0$	$\alpha_1$	$\gamma$	$\beta$	$\delta$	$b_0$	$b_1$	$c_0$	$\alpha_1$	$\gamma$	$\beta$
ATG	-4,225	0,001	0,049	-0,344	0,162	-0,086	0,972	-4,514	0,001	0,054	-0,354	0,161	-0,084	0,971
	(0,152)	(0,506)	(0,156)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,126)	(0,505)	(0,123)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
BOV	2,030	-0,001	-0,007	-0,252	0,147	-0,090	0,983	1,511	0,000	-0,005	-0,222	0,146	-0,087	0,987
	(0,267)	(0,372)	(0,829)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,397)	(0,868)	(0,882)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
CAC	2,560	-0,001	-0,012	-0,460	0,140	-0,197	0,958	3,033	-0,001	-0,004	-0,468	0,128	-0,196	0,957
	(0,281)	(0,065)	(0,745)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,219)	(0,100)	(0,911)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
DAX	2,118	0,000	-0,005	-0,364	0,139	-0,155	0,970	1,697	0,000	-0,001	-0,336	0,130	-0,155	0,973
	(0,379)	(0,395)	(0,896)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,502)	(0,844)	(0,972)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
DJ	0,646	0,000	-0,063	-0,358	0,141	-0,141	0,972	-1,820	0,001	-0,063	-0,211	0,125	-0,146	0,987
	(0,782)	(0,916)	(0,105)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,402)	(0,011)	(0,067)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
FTSE	2,483	0,000	-0,028	-0,334	0,115	-0,146	0,972	2,303	0,000	-0,024	-0,343	0,115	-0,153	0,971
	(0,362)	(0,470)	(0,447)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,407)	(0,676)	(0,506)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
HANG	1,617	0,000	0,022	-0,291	0,187	-0,070	0,982	1,410	0,000	0,020	-0,290	0,187	-0,071	0,982
	(0,416)	(0,521)	(0,529)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,483)	(0,568)	(0,569)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
IBEX	2,819	-0,001	0,018	-0,418	0,150	-0,170	0,963	2,956	-0,001	0,021	-0,389	0,128	-0,158	0,965
	(0,229)	(0,038)	(0,627)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,240)	(0,100)	(0,537)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
ISEQ	-1,261	0,000	-0,009	-0,346	0,221	-0,076	0,979	-1,205	0,000	0,008	-0,297	0,191	-0,069	0,982
	(0,542)	(0,754)	(0,787)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,569)	(0,947)	(0,808)	(0,000)	(0,000)	(0,002)	(0,000)
NIKKEI	0,478	-0,001	-0,034	-0,484	0,207	-0,134	0,961	1,521	-0,001	-0,031	-0,459	0,181	-0,129	0,962
	(0,848)	(0,170)	(0,352)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,536)	(0,245)	(0,383)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
PSI	3,864	-0,001	0,072	-0,646	0,225	-0,149	0,946	1,827	0,000	0,062	-0,644	0,202	-0,146	0,944
	(0,181)	(0,068)	(0,035)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,571)	(0,380)	(0,071)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
SENSEX	-0,120	0,001	0,096	-0,310	0,230	-0,078	0,984	0,487	0,000	0,098	-0,359	0,222	-0,114	0,978
	(0,956)	(0,257)	(0,005)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,812)	(0,539)	(0,004)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)

Notas: Para obter os parâmetros ótimos dos modelos AR(1)-EGARCH-M(1,1), a função de máxima verosimilhança foi maximizada através do algoritmo iterativo numérico de Marquardt. Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

A persistência da volatilidade condicional, medida pelos coeficientes  $\beta$ , tem em todos os casos analisados significado estatístico, para o nível de significância de 1%. Para além disso, os valores da persistência são muito próximos da unidade. O elevado grau de persistência implica que quando a volatilidade é elevada, esta tende a manter-se elevada por vários dias. Importa ainda sublinhar que o grau de persistência mostrou superioridade no sub-período Crise Financeira Global, face aos anteriores. As exceções foram os índices CAC e o PSI, nos sub-períodos Dot-Com e Tranquilo, respetivamente.

**Tabela 4.75: Resultados das estimativas do AR(1)-EGARCH-M(1,1) do modelo 3, no sub-período Crise Financeira Global**

	Modelo 3						
	$\delta$	$b_0$	$b_1$	$c_0$	$\alpha_1$	$\gamma$	$\beta$
ATG	-4,7722	0,0010	0,0489	-0,3468	0,1625	-0,0850	0,9719
	(0,1014)	(0,3675)	(0,1524)	(0,0009)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
BOV	1,3833	0,0002	-0,0069	-0,2296	0,1461	-0,0869	0,9860
	(0,4456)	(0,7644)	(0,8321)	(0,0001)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
CAC	3,0050	-0,0009	-0,0048	-0,4710	0,1317	-0,1994	0,9568
	(0,2189)	(0,1174)	(0,8937)	(0,0000)	(0,0004)	(0,0000)	(0,0000)
DAX	1,6970	0,0000	-0,0067	-0,3330	0,1308	-0,1534	0,9734
	(0,4976)	(0,9548)	(0,8509)	(0,0000)	(0,0002)	(0,0000)	(0,0000)
DJ	-2,1197	0,0009	-0,0568	-0,2464	0,1310	-0,1443	0,9841
	(0,3399)	(0,0090)	(0,0686)	(0,0001)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
FTSE	2,4450	-0,0002	-0,0253	-0,3405	0,1141	-0,1497	0,9715
	(0,3785)	(0,6327)	(0,4811)	(0,0000)	(0,0005)	(0,0000)	(0,0000)
HANG	1,5374	-0,0003	0,0162	-0,2852	0,1852	-0,0701	0,9829
	(0,4430)	(0,6732)	(0,6359)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0001)	(0,0000)
IBEX	2,9325	-0,0010	0,0232	-0,4037	0,1379	-0,1640	0,9646
	(0,2293)	(0,1309)	(0,5004)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
ISEQ	-1,0428	-0,0001	0,0002	-0,3274	0,2087	-0,0710	0,9797
	(0,6190)	(0,9129)	(0,9956)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0016)	(0,0000)
NIKKEI	1,5796	-0,0006	-0,0260	-0,4787	0,1955	-0,1308	0,9611
	(0,5122)	(0,2973)	(0,4630)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
PSI	3,2417	-0,0007	0,0621	-0,6495	0,2138	-0,1455	0,9450
	(0,2882)	(0,1933)	(0,0662)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
SENSEX	0,1741	0,0005	0,0982	-0,3389	0,2282	-0,0985	0,9804
	(0,9317)	(0,3388)	(0,0032)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0001)	(0,0000)

Notas: Para obter os parâmetros ótimos dos modelos AR(1)-EGARCH-M(1,1), a função de máxima verosimilhança foi maximizada através do algoritmo iterativo numérico de Marquardt. Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

Todos os coeficientes de assimetria ( $\gamma$ ) dos modelos estimados têm sinal negativo e são estatisticamente significativos. Apenas o parâmetro relativo ao índice ATG, no modelo 2 e no sub-período Tranquilo, não mostrou significativo estatístico, para o nível de significância de 5%, mas apenas para o nível menos exigente de 10%, embora a esmagadora maioria dos

coeficientes tivesse revelado significado estatístico, para o nível de significância mais exigente de 1%. Em consonância com os resultados obtidos por outros autores, designadamente por Li, Yang e Hsiao (2005), as relações estimadas entre a rendibilidade e a volatilidade, descritas através do coeficiente  $\delta$ , do termo  $\sigma_t^2$ , incluído na equação da média, mostraram-se sensíveis à forma como as volatilidades foram estimadas.

No sub-período Dot-Com foram encontradas ligações positivas e significativas, ao nível de significância de 5%, nas estimativas do modelo 1 (DJ e FSTE), do modelo 2 (BOV, FTSE, HANG e PSI) e do modelo 3 (BOV, DJ, FTSE, HANG, IBEX e PSI). No sub-período Tranquilo, os três modelos estimados produziram resultados relativamente coincidentes, com diversos coeficientes a expressarem ligações positivas e significativas, ao nível de significância de 5%, designadamente no caso dos índices BOV, CAC, DAX, DJ e FTSE. Estes resultados mostram que, nestes casos, a rendibilidade dos mercados bolsistas é afetada pela tendência da volatilidade, ou seja, a variância condicional aumenta o poder preditivo da rendibilidade bolsista. A grande maioria dos coeficientes  $\delta$ , do termo  $\sigma_t^2$ , relativos às equações da média, apresenta sinal positivo. No entanto, alguns destes coeficientes têm sinal contrário, implicando relações negativas entre a rendibilidade e a volatilidade. No primeiro sub-período apenas o índice SENSEX apresentou esta característica (modelo 1). No sub-período Tranquilo, os três modelos estimados sugerem relações negativas nos índices ISEQ e PSI. Já no último sub-período, o modelo 1 estimou coeficientes de sinal negativo nos índices ATG, ISEQ e SENSEX, enquanto os modelos 2 e 3 coincidiram nos índices ATG, DJ e ISEQ. Porém, dos coeficientes que apresentaram sinal negativo, nenhum deles teve significado estatístico. Por essa razão, os resultados sugerem que nos sub-períodos analisados a volatilidade não influenciou negativamente a rendibilidade dos doze índices. Relativamente aos coeficientes  $\delta$ , destacam-se, ainda, dois factos importantes. Em primeiro lugar, os coeficientes dos índices ISEQ e SENSEX não apresentaram significado estatístico, em nenhum dos sub-períodos e dos modelos, pelo que a variância condicional não ajuda a prever as respetivas rendibilidades. Em segundo lugar, no sub-período Crise Financeira Global, em conformidade com os resultados obtidos noutros estudos, relativos a outros mercados e a outros períodos, como por exemplo os de Baillie e DeGennaro (1990), Haroutounian e Price (2001), Glimore e McManus (2001), Murinde e Poshakwale (2002) e Léon (2007a), as taxas de rendibilidade dos índices não foram afetadas, nem positiva nem negativamente, pelas tendências das volatilidades, contrariamente ao que se verificou nos sub-períodos precedentes, pelo que o comportamento das taxas de rendibilidade terá encontrado explicação noutras variáveis de mercado, não consideradas no presente estudo, mas não na volatilidade condicional.

Nas tabelas 4.71.A, 4.72.A e 4.73.A (todas em apêndice) são apresentados os resultados dos testes de Ljung-Box e de ARCH-LM aos resíduos de cada um dos três modelos EGARCH-M (1,1). A grande maioria dos resultados revela que os resíduos dos diversos modelos estimados foram

branqueados dos efeitos ARCH e GARCH, pelo que há boas razões para acreditar na adequada especificação dos modelos e nas estimativas por eles produzidas.

#### **4.9 Relação entre o volume de negociação do mercado dos EUA e a volatilidade dos mercados**

Nesta secção examinamos a influência do volume de negociação do mercado dos EUA, na condição de principal *player* internacional, na volatilidade condicionada das rendibilidades logarítmicas de cada um dos mercados e em cada um dos sub-períodos amostrais. Para tal, foi modificada a equação da variância condicional do modelo EGARCH (1,1), exposta na equação 3.18, através da inclusão da variável logaritmo do volume de negociação e da variável volume de negociação estandardizado, enquanto variáveis explicativas, considerando o desfasamento de um período, de acordo com as propostas de Brailsford (1996) e Léon (2007b). Nas tabelas 4.76 e 4.77 são apresentadas as estimativas dos modelos. Relativamente às estimativas do modelo EGARCH (1,1) tradicional, a única diferença é reportada pelo parâmetro  $\eta$ , que evidencia o efeito do volume de negociação do índice DJ. Das estimativas dos modelos EGARCH (1,1), conclui-se que apenas o coeficiente  $\gamma$ , relativo ao índice PSI, no sub-período Tranquilo, não apresentou sinal negativo, ou seja, não evidenciou presença de efeito assimétrico. A par deste índice, também o índice HANG, no segundo sub-período, não revelou significado estatístico. Todos os restantes índices revelaram significado estatístico, ao nível de significância de 1%. Porém, os restantes parâmetros do modelo viram reduzir o nível de significância, quando comparados com as estimativas do modelo EGARCH (1,1), sem a inclusão da variável explicativa volume de negociação.

No sub-período Dot-Com, a volatilidade condicionada dos índices BOV, DAX, DJ, IBEX, ISEQ e NIKKEI foi explicada positivamente pelo volume de negociação do índice DJ, tendo em conta a alternativa do logaritmo do volume e o parâmetro  $\eta$ . Se considerada a alternativa do volume de negociação estandardizado, o grupo anterior alarga-se com a inclusão do índice CAC. Nos restantes índices, a relação entre as duas variáveis foi negativa. Porém, só os parâmetros relativos às relações com os índices ATG, HANG e SENSEX revelaram significado estatístico, ao nível de significância de 5%. No sub-período Tranquilo, a volatilidade condicionada dos índices ATG, BOV, DJ e NIKKEI foi explicada negativamente pelo volume de negociação do índice DJ, nas duas alternativas de estimação, o inverso aconteceu com os restantes índices, embora só os parâmetros relativos à relação com os índices BOV e ISEQ, nas duas alternativas, tenham mostrado significado estatístico, ao nível de significância de 5%.

**Tabela 4.76: Resultados da estimação da volatilidade condicional por modelos EGARCH (1,1), com inclusão do logaritmo do volume de negociação do DJ**

	ATG			BOV			CAC		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
$\alpha_0$	3,721	-0,159	-2,799	-3,412	0,251	-1,681	-0,115	-0,343	-4,045
	(0,001)	(0,619)	(0,000)	(0,108)	(0,677)	(0,000)	(0,880)	(0,045)	(0,000)
$\alpha_1$	0,279	0,156	0,121	0,136	0,016	0,144	0,142	0,063	0,000
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,031)	(0,650)	(0,000)	(0,000)	(0,002)	(0,993)
$\gamma$	-0,120	-0,042	-0,097	-0,067	-0,258	-0,099	-0,063	-0,131	-0,236
	(0,000)	0,005	(0,000)	(0,003)	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,000)
$\beta$	0,888	0,961	0,944	0,823	0,772	0,976	0,976	0,971	0,937
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$\eta$	-0,233	-0,015	0,102	0,092	-0,102	0,062	-0,009	0,001	0,158
	(0,000)	(0,332)	(0,000)	(0,215)	(0,001)	(0,000)	(0,782)	(0,923)	(0,000)
	DAX			DJ			FTSE		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
$\alpha_0$	-0,696	-0,416	-3,629	-0,586	-0,509	-2,414	0,348	-0,545	-1,745
	(0,533)	(0,043)	(0,000)	(0,184)	(0,050)	(0,000)	(0,599)	(0,002)	(0,000)
$\alpha_1$	0,191	0,099	0,019	0,045	0,078	0,083	0,134	0,068	0,065
	(0,000)	(0,000)	(0,437)	(0,045)	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,007)	(0,015)
$\gamma$	-0,061	-0,108	-0,177	-0,116	-0,115	-0,178	-0,112	-0,121	-0,157
	(0,002)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$\beta$	0,967	0,973	0,950	0,974	0,938	0,960	0,981	0,971	0,968
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$\eta$	0,013	0,004	0,143	0,016	-0,008	0,090	-0,029	0,010	0,064
	(0,782)	(0,696)	(0,000)	(0,368)	(0,547)	(0,000)	(0,309)	(0,201)	(0,000)
	HANG-SENG			IBEX			ISEQ		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
$\alpha_0$	1,314	-0,296	-0,730	-0,881	-1,674	-3,253	-2,848	-1,938	-3,857
	(0,001)	(0,024)	(0,143)	(0,242)	(0,000)	(0,000)	(0,025)	(0,000)	(0,000)
$\alpha_1$	0,112	0,074	0,188	0,109	0,142	0,060	0,113	0,139	0,169
	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,005)	(0,000)	(0,028)	(0,003)	(0,000)	(0,000)
$\gamma$	-0,077	-0,014	-0,067	-0,088	-0,157	-0,181	-0,131	-0,125	-0,109
	(0,000)	(0,129)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$\beta$	0,971	0,984	0,981	0,964	0,898	0,946	0,896	0,903	0,951
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$\eta$	-0,079	0,004	0,019	0,024	0,027	0,124	0,088	0,042	0,150
	(0,000)	(0,424)	(0,355)	(0,451)	(0,141)	(0,000)	(0,078)	(0,043)	(0,000)
	NIKKEI			PSI			SENSEX		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
$\alpha_0$	-1,780	-0,031	-2,097	0,200	-0,701	-4,809	3,307	-1,493	-1,367
	(0,140)	(0,925)	(0,000)	(0,829)	(0,008)	(0,000)	(0,000)	(0,002)	(0,001)
$\alpha_1$	0,136	0,171	0,177	0,233	0,141	0,107	0,252	0,290	0,229
	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,003)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$\gamma$	-0,067	-0,084	-0,150	-0,116	0,001	-0,175	-0,151	-0,151	-0,073
	(0,003)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,973)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$\beta$	0,937	0,951	0,952	0,896	0,956	0,925	0,887	0,884	0,977
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$\eta$	0,055	-0,026	0,070	-0,063	0,007	0,183	-0,213	0,011	0,045
	(0,265)	(0,150)	(0,004)	(0,123)	(0,544)	(0,000)	(0,000)	(0,607)	(0,000)

Notas: Esta tabela apresenta os resultados de estimação da volatilidade condicional, através de modelos EGARCH (1,1), aplicados às rendibilidades diárias dos índices estudados e considerando na equação de variância o logaritmo do volume de negociação do mercado dos EUA, nos três sub-períodos. Os modelos foram estimados com base no método de Máxima Verosimilhança. Os valores mostrados na tabela dizem respeito aos coeficientes estimados de cada modelo e à respetiva probabilidade, apresentada entre parêntesis.



**Tabela 4.77: Resultados da estimação da volatilidade condicional por modelos EGARCH (1,1), com inclusão do volume de negociação estandardizado do DJ**

	ATG			BOV			CAC		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
$\alpha_0$	-1,115 (0,000)	-0,511 (0,000)	-0,519 (0,000)	-1,592 (0,026)	-2,046 (0,000)	-0,333 (0,000)	-0,327 (0,004)	-0,327 (0,000)	-0,522 (0,000)
$\alpha_1$	0,288 (0,000)	0,157 (0,000)	0,114 (0,000)	0,136 (0,031)	0,015 (0,682)	0,146 (0,000)	0,140 (0,000)	0,063 (0,002)	-0,009 (0,689)
$\gamma$	-0,123 (0,000)	-0,042 (0,004)	-0,097 (0,000)	-0,066 (0,002)	-0,257 (0,000)	-0,102 (0,000)	-0,061 (0,001)	-0,132 (0,000)	-0,223 (0,000)
$\beta$	0,892 (0,000)	0,961 (0,000)	0,946 (0,000)	0,810 (0,000)	0,772 (0,000)	0,973 (0,000)	0,973 (0,000)	0,971 (0,000)	0,937 (0,000)
$\eta$	-0,053 (0,000)	-0,017 (0,279)	0,029 (0,000)	0,030 (0,147)	-0,102 (0,001)	0,021 (0,000)	0,001 (0,907)	0,001 (0,917)	0,045 (0,000)
	DAX			DJ			FTSE		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
$\alpha_0$	-0,461 (0,002)	-0,313 (0,000)	-0,457 (0,000)	-0,285 (0,010)	-0,599 (0,001)	-0,435 (0,000)	-0,283 (0,004)	-0,320 (0,000)	-0,353 (0,000)
$\alpha_1$	0,189 (0,000)	0,099 (0,000)	0,008 (0,723)	0,047 (0,045)	0,073 (0,002)	0,064 (0,009)	0,137 (0,000)	0,066 (0,008)	0,064 (0,023)
$\gamma$	-0,061 (0,002)	-0,108 (0,000)	-0,172 (0,000)	-0,116 (0,000)	-0,107 (0,000)	-0,183 (0,000)	-0,109 (0,000)	-0,119 (0,000)	-0,156 (0,000)
$\beta$	0,961 (0,000)	0,974 (0,000)	0,948 (0,000)	0,971 (0,000)	0,946 (0,000)	0,957 (0,000)	0,980 (0,000)	0,972 (0,000)	0,965 (0,000)
$\eta$	0,010 (0,472)	0,006 (0,605)	0,043 (0,000)	0,005 (0,288)	-0,002 (0,893)	0,032 (0,000)	-0,005 (0,532)	0,009 (0,204)	0,020 (0,000)
	HANG-SENG			IBEX			ISEQ		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
$\alpha_0$	-0,323 (0,001)	-0,196 (0,006)	-0,318 (0,000)	-0,425 (0,003)	-1,068 (0,000)	-0,522 (0,000)	-1,136 (0,001)	-1,107 (0,000)	-0,545 (0,000)
$\alpha_1$	0,118 (0,000)	0,074 (0,000)	0,188 (0,000)	0,105 (0,009)	0,142 (0,000)	0,048 (0,084)	0,113 (0,005)	0,000 (0,993)	0,166 (0,000)
$\gamma$	-0,076 (0,000)	-0,014 (0,118)	-0,066 (0,000)	-0,089 (0,000)	-0,157 (0,000)	-0,183 (0,000)	-0,132 (0,000)	0,056 (0,080)	-0,108 (0,000)
$\beta$	0,972 (0,000)	0,984 (0,000)	0,979 (0,000)	0,959 (0,000)	0,897 (0,000)	0,942 (0,000)	0,882 (0,000)	-0,338 (0,020)	0,949 (0,000)
$\eta$	-0,018 (0,000)	0,005 (0,323)	0,009 (0,157)	0,010 (0,264)	0,029 (0,110)	0,039 (0,000)	0,029 (0,053)	1,355 (0,000)	0,045 (0,000)
	NIKKEI			PSI			SENSEX		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
$\alpha_0$	-0,631 (0,008)	-0,591 (0,000)	-0,546 (0,000)	-1,133 (0,000)	-0,551 (0,000)	-0,763 (0,000)	-1,117 (0,000)	-1,220 (0,000)	-0,400 (0,000)
$\alpha_1$	0,140 (0,001)	0,170 (0,000)	0,161 (0,000)	0,238 (0,000)	0,141 (0,000)	0,087 (0,012)	0,252 (0,000)	0,293 (0,000)	0,227 (0,000)
$\gamma$	-0,066 (0,004)	-0,082 (0,000)	-0,155 (0,000)	-0,114 (0,000)	0,000 (0,985)	-0,176 (0,000)	-0,148 (0,000)	-0,150 (0,000)	-0,075 (0,000)
$\beta$	0,938 (0,000)	0,953 (0,000)	0,949 (0,000)	0,894 (0,000)	0,956 (0,000)	0,921 (0,000)	0,889 (0,000)	0,884 (0,000)	0,973 (0,000)
$\eta$	0,012 (0,337)	-0,023 (0,183)	0,026 (0,000)	-0,010 (0,346)	0,007 (0,543)	0,056 (0,000)	-0,053 (0,000)	0,024 (0,251)	0,019 (0,000)

Notas: Esta tabela apresenta os resultados de estimação da volatilidade condicional, através de modelos EGARCH (1,1), aplicados às rendibilidades diárias dos índices estudados e considerando na equação de variância o volume de negociação estandardizado do mercado dos EUA, nos três sub-períodos. Os modelos foram estimados com base no método de Máxima Verosimilhança. Os valores mostrados na tabela dizem respeito aos coeficientes estimados de cada modelo e à respetiva probabilidade, apresentada entre parêntesis.

Relativamente ao último sub-período, conclui-se que o volume de negociação do mercado dos EUA contribuiu positivamente para a volatilidade condicionada dos mercados bolsistas considerados neste estudo, em ambas as alternativas de estimação. Nesse lapso de tempo, apenas a volatilidade condicionada do índice HANG não foi explicada pelo volume de negociação, para o nível de significância de 5%, dando uma clara ideia de que, durante a crise global, o volume de negociação do principal mercado bolsista teve um importante poder explicativo da volatilidade condicionada dos mercados bolsistas internacionais.

Para averiguar da correta especificação dos modelos, foi analisado o comportamento dos resíduos, de modo a perceber se estes apresentam um comportamento idêntico ao de um processo ruído branco, recorrendo para tal aos testes de *Ljung-Box* e ARCH-LM, cujas estatísticas são mostradas nas tabelas 4.74.A e 4.75.A, em apêndice, relativas aos modelos EGARCH (1,1), com inclusão do logaritmo do volume de negociação e do volume de negociação estandardizado, respetivamente. Os resultados dos testes de *Ljung-Box* e LM, aos resíduos dos modelos EGARCH (1,1), para as duas alternativas, permitem concluir que, relativamente aos índices DAX (sub-período Dot-Com) e HANG-SENG (sub-períodos Dot-Com e Crise Financeira Global), não se aceita a hipótese nula, pois os valores dos *p-value* são inferiores ao nível de significância de 5%. Quanto aos restantes índices, há uma forte evidência de aceitação da hipótese nula, concluindo-se que os resíduos não estão correlacionados.

Para estudar a influência do volume de negociação do DJ na volatilidade condicionada, considerámos também o modelo EGARCH ortogonal, que recorre aos fatores retidos pela análise de componentes principais, às séries de rendibilidades dos doze índices, de acordo com os resultados obtidos nas tabelas 4.30, 4.31 e 4.32, relativas a cada um dos sub-períodos amostrais. Segundo esta abordagem, a possível influência do volume de negociação ocorre em cada um dos grupos de índices selecionados pela referida abordagem, em vez de em cada um dos índices individualmente. Os resultados do modelo EGARCH ortogonal, em cada um dos três sub-períodos amostrais, para o logaritmo do volume de negociação e para o volume de negociação estandardizado, são apresentados nas tabelas 4.78 e 4.79, respetivamente. Os diversos fatores retidos através da análise de componentes principais revelaram presença de efeito assimétrico, com exceção do segundo fator, no sub-período Tranquilo, para o volume de negociação estandardizado e o nível de significância de 1%. A elevada significância dos coeficientes de assimetria revela a existência de choques assimétricos na volatilidade dos fatores principais, com os choques negativos a produzirem volatilidade mais acentuada do que os choques positivos de idêntica dimensão.

**Tabela 4.78: Resultados de estimação do modelo EGARCH ortogonal, com inclusão do logaritmo do volume de negociação do índice DJ**

	Dot-Com		Tranquilo			C. Global	
	CP1	CP2	CP1	CP2	CP3	CP1	CP2
$\alpha_0$	0,154	0,781	-0,172	-0,230	1,283	-3,196	-0,562
	(0,875)	(0,111)	(0,432)	(0,332)	(0,013)	(0,000)	(0,187)
$\alpha_1$	0,180	0,171	0,084	0,145	0,041	0,008	0,194
	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,235)	(0,760)	(0,000)
$\gamma$	-0,064	-0,085	-0,113	-0,082	-0,212	-0,215	-0,120
	(0,002)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$\beta$	0,950	0,947	0,959	0,947	0,812	0,939	0,976
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$\eta$	-0,014	-0,044	0,005	0,005	-0,062	0,143	0,018
	(0,759)	(0,059)	(0,640)	(0,637)	(0,012)	(0,000)	0,344
LB: $Q_{(20)}^2$	13,911	24,000	18,026	9,319	18,176	24,535	17,372
	(0,835)	(0,242)	(0,586)	(0,979)	(0,576)	(0,220)	(0,629)
LM test: $F_{(20)}$	0,620	1,133	0,826	0,493	0,889	1,150	0,865
	(0,900)	(0,309)	(0,683)	(0,970)	(0,602)	(0,291)	(0,633)

Notas: Esta tabela apresenta os resultados de estimação dos modelos EGARCH (1,1), aplicados aos fatores retidos pela análise de componentes principais das rendibilidades diárias dos índices e incluindo na equação de volatilidade o logaritmo do volume negocial do índice DJ, em cada um dos três sub-períodos. Os modelos foram estimados com base no método de Máxima Verosimilhança. Os valores mostrados na tabela dizem respeito aos coeficientes estimados de cada modelo e à respectiva probabilidade, apresentada entre parêntesis. Nas quatro últimas linhas são apresentados os resultados dos testes de *Ljung-Box* e de ARCH-LM.

**Tabela 4.79: Resultados de estimação do modelo EGARCH ortogonal, com inclusão do volume de negociação estandardizado do índice DJ**

	Dot-Com		Tranquilo			C. Global	
	CP1	CP2	CP1	CP2	CP3	CP1	CP2
$\alpha_0$	-0,141	-0,135	-0,063	0,780	-0,106	-0,016	-0,161
	(0,000)	(0,000)	(0,010)	(0,000)	(0,023)	(0,425)	(0,000)
$\alpha_1$	0,173	0,172	0,084	0,121	0,041	-0,008	0,192
	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,235)	(0,766)	(0,000)
$\gamma$	-0,061	-0,083	-0,113	-0,025	-0,210	-0,220	-0,121
	(0,003)	(0,000)	(0,000)	(0,209)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$\beta$	0,937	0,949	0,959	-0,666	0,812	0,931	0,973
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$\eta$	0,009	-0,009	0,006	0,701	-0,052	0,050	0,011
	(0,528)	(0,072)	(0,582)	(0,000)	(0,034)	(0,000)	(0,079)
LB: $Q_{(20)}^2$	13,956	23,876	17,959	160,890	18,400	23,223	18,230
	(0,833)	(0,248)	(0,590)	(0,000)	(0,561)	(0,278)	(0,572)
LM test: $F_{(20)}$	0,625	1,130	0,822	3,937	0,896	1,109	0,898
	(0,896)	(0,312)	(0,688)	(0,000)	(0,593)	(0,333)	(0,590)

Notas: Esta tabela apresenta os resultados de estimação dos modelos EGARCH (1,1), aplicados aos fatores retidos pela análise de componentes principais das rendibilidades diárias dos índices e incluindo na equação de volatilidade o volume negocial estandardizado do índice DJ, em cada um dos três sub-períodos. Os modelos foram estimados com base no método de Máxima Verosimilhança. Os valores mostrados na tabela dizem respeito aos coeficientes estimados de cada modelo e à respectiva probabilidade, apresentada entre parêntesis. Nas quatro últimas linhas são apresentados os resultados dos testes de *Ljung-Box* e de ARCH-LM.

Contrariamente ao que aconteceu na análise individual dos índices, em que se verificaram pequenas diferenças nos resultados das duas alternativas de estimação, a consideração dos fatores retidos pela análise de componentes principais deu origem a resultados não totalmente coincidentes nessas alternativas.

No sub-período Dot-Com, o volume de negociação do índice DJ não revelou capacidade explicativa da volatilidade condicionada dos dois fatores principais, em ambas as alternativas, tendo em conta o parâmetro  $\eta$  e o nível de significância de 5%. No sub-período seguinte, o volume de negociação explicou positivamente os dois primeiros fatores principais, embora só o segundo fator, na segunda alternativa, tivesse significado estatístico, ao nível de significância de 5%. Relativamente ao terceiro fator principal, em ambas as alternativas de estimação, este foi explicado negativamente pelo volume de negociação do índice DJ, ao nível de significância de 5%. Quanto ao sub-período Crise Financeira Global, os dois fatores principais foram explicados positivamente pelo volume do DJ, nas duas alternativas de estimação, diferenciando-o dos sub-períodos precedentes, embora só o primeiro fator principal, composto pelos índices ATG, BOV, CAC, DAX, DJ, FTSE, IBEX, ISEQ e PSI, tenha evidenciado significado estatístico, ao nível de significância de 5%. Neste caso, a análise de componentes principais tinha identificado dois grupos de índices com comportamentos de rendibilidades idênticos, sendo que o primeiro destes grupos viu a respetiva volatilidade ser explicada pelo movimento do volume negocial do índice DJ, desfasado de um período.

De modo a concluir acerca da correta especificação dos modelos, analisámos o comportamento dos resíduos, recorrendo aos habituais testes de *Ljung-Box* e ARCH-LM, cujas estatísticas são mostradas nas duas últimas linhas das tabelas 4.78 e 4.79. Os resultados dos testes de especificação mostram que apenas para o segundo fator principal, na segunda alternativa de estimação e no sub-período Tranquilo, não se aceita a hipótese nula, pois os valores dos *p-value* são inferiores ao nível de significância de 5%. Quanto aos restantes casos, há uma forte evidência de aceitação da hipótese nula, concluindo-se, portanto, que os resíduos não estão correlacionados.

#### **4.10 Síntese conclusiva do capítulo**

Com o objetivo de sintetizar o estudo empírico desenvolvido, na tabela 4.80 mostra-se o resultado associado a cada uma das hipóteses de investigação, as quais foram organizadas em cinco grupos, de acordo com as afinidades estabelecidas entre si. De seguida, apresenta-se um resumo dos principais resultados obtidos, com base em cada uma das metodologias consideradas no teste das hipóteses de trabalho.

**Tabela 4.80: Síntese dos resultados das hipóteses de investigação**

<b>Grupos</b>	<b>Hipóteses</b>	<b>Resultado</b>
<b>Grupo 1:</b> Ligações entre os mercados bolsistas internacionais	<b>Hipótese 1.1:</b> Durante a crise financeira global as rendibilidades desfasadas dos mercados reforçaram a capacidade explicativa dos movimentos nas rendibilidades dos restantes mercados.	Confirmada
	<b>Hipótese 1.2:</b> O mercado norte-americano revelou-se o mais exógeno.	Confirmada
	<b>Hipótese 1.3:</b> Durante a crise financeira global, os mercados com níveis de capitalização mais baixos ajudaram a explicar movimentos nos mercados com níveis de capitalização mais elevados.	Confirmada
	<b>Hipótese 1.4:</b> As ligações entre as rendibilidades dos mercados dependeram da verificação de ambientes de subida e de descida dos mesmos.	Confirmada
	<b>Hipótese 1.5:</b> Durante a crise financeira global, as volatilidades intradiárias desfasadas dos mercados europeus reforçaram a capacidade explicativa dos movimentos nas volatilidades intradiárias dos restantes mercados europeus.	Confirmada
	<b>Hipótese 1.6:</b> O processo de transmissão de choques próprios e de choques cruzados dos mercados bolsistas acentuou-se com a crise financeira global.	Confirmada
	<b>Hipótese 1.7:</b> Os mercados descreveram relações de equilíbrio no longo prazo mais próximas durante a crise financeira global.	Confirmada
<b>Grupo 2:</b> Contágio internacional	<b>Hipótese 2.1:</b> A crise financeira global deu origem a um fenómeno de contágio financeiro nos mercados bolsistas internacionais.	Confirmada
	<b>Hipótese 2.2:</b> O ano de 2008 foi o mais crítico do fenómeno de contágio internacional.	Confirmada
	<b>Hipótese 2.3:</b> Os mercados europeus diferenciaram-se dos seus pares no processo de contágio.	Rejeitada
	<b>Hipótese 2.4:</b> Os mercados sob assistência financeira diferenciaram-se dos restantes mercados europeus no processo de contágio.	Rejeitada
<b>Grupo 3:</b> Análise do risco de mercado	<b>Hipótese 3.1:</b> Os mercados apresentaram níveis de risco mais elevados durante a crise financeira global.	Confirmada
	<b>Hipótese 3.2:</b> Os países sob assistência financeira diferenciaram-se dos seus pares, reportando níveis de risco mais elevados.	Rejeitada
	<b>Hipótese 3.3:</b> Durante a crise financeira global os mercados apresentaram níveis de persistência, de sensibilidade e de assimetria mais elevados.	Confirmada
<b>Grupo 4:</b> Relação entre o risco e a rendibilidade	<b>Hipótese 4.1:</b> Durante a crise financeira global a volatilidade condicionada aumentou o poder preditivo da rendibilidade bolsista.	Rejeitada
	<b>Hipótese 4.2:</b> Durante a crise financeira global a relação entre o risco e a rendibilidade foi positiva.	Rejeitada
	<b>Hipótese 4.3:</b> A relação entre o risco e a rendibilidade reforçou-se com a crise financeira global.	Rejeitada
<b>Grupo 5:</b> Relação entre o volume de negociação do mercado dos EUA e o risco dos mercados	<b>Hipótese 5.1:</b> O volume de negociação dos EUA ajudou a explicar a volatilidade dos mercados durante a crise financeira global.	Confirmada
	<b>Hipótese 5.2:</b> Nas fases de queda dos mercados a relação entre o volume de negociação e a volatilidade acentuou-se.	Confirmada

Os testes de causalidade em bloco, obtidos a partir do modelo VAR, permitiram confirmar a hipótese de que a emergência da crise financeira global deu origem a um aumento de ligações de causalidade unidirecional e bidirecional entre os mercados, pelo que as rendibilidades desfasadas dos mercados contiveram informação acerca dos movimentos ocorridos nas rendibilidades dos restantes mercados, confirmando, deste modo, a hipótese 1.1. Os resultados obtidos com base nos testes de causalidade em bloco permitiram, igualmente, concluir que o mercado dos EUA se evidenciou, nos três sub-períodos analisados, na condição de principal *player* internacional, com o índice DJ a revelar-se o mais exógeno, confirmando-se a hipótese 1.2.

Ao contrário do que aconteceu nos dois primeiros sub-períodos amostrais, em que por exemplo o índice DJ não foi causado no sentido de Granger por nenhum dos seus pares, no último sub-período inclusive os índices de menor capitalização contiveram informação acerca do comportamento das rendibilidades das maiores capitalizações, como é o caso do DJ, facto que sublinha a ideia do elevado impacto desta crise no reforço das ligações entre os mercados internacionais, o que permite confirmar a hipótese 1.3.

O cálculo dos coeficientes de semicorrelação permitiu diferenciar a relação linear entre os índices bolsistas, em função dos ambientes de subida e de descida dos mercados. Os resultados obtidos sugeriram a conclusão de que a correlação entre as taxas de rendibilidades dos doze índices foi mais elevada quando os mercados registaram movimentos de queda, em consonância com os resultados obtidos noutros estudos empíricos, nomeadamente os de Erb *et al.* (1994) e Zimmermann *et al.* (2003), evidenciando, em simultâneo, o papel desempenhado pela crise financeira global no reforço das ligações entre os mercados, nos movimentos de subida e, em particular, nos movimentos de descida. Estes resultados permitem, portanto, confirmar a hipótese 1.4.

Com base no procedimento *VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests*, testou-se a hipótese 1.5 das estimativas de volatilidade intradiária desfasada, de cada um dos mercados europeus, ajudarem a prever a volatilidade intradiária dos restantes pares europeus, tendo-se concluído que a emergência da crise financeira global deu origem a um aumento de ligações de causalidade unidirecional e bidirecional entre os mercados, pelo que a referida hipótese foi confirmada.

Com o objetivo de testar o processo de transmissão de volatilidade entre os mercados, através de choques próprios e cruzados, foram estimados modelos MGARCH (1,1), de acordo com a especificação diagonal VECH, para cada um dos sub-períodos amostrais. Os resultados obtidos, a partir deste modelo, sustentam a hipótese 1.6, de que a emergência da crise financeira global desencadeou um aumento dos choques na volatilidade, quer próprios quer cruzados, com os mercados a mostrarem um maior grau de exposição a acontecimentos

desfasados ocorridos no próprio mercado, mas sobretudo a choques ocorridos nos restantes mercados.

A análise de componentes principais, aplicada às rendibilidades dos mercados, mas em especial às estimativas de risco, designadamente, às volatilidades condicionadas diárias, às volatilidades intradiárias e às estimativas VaR, permitiu confirmar a hipótese de que a crise financeira global ajudou ao estabelecimento de relações de equilíbrio de longo prazo entre os mercados. Relativamente às estimativas de risco, em qualquer dos casos, no último sub-período foi identificada uma única componente principal, confirmando a existência de comovimentos conjuntos dos doze mercados estudados. Logo, os resultados obtidos confirmam a hipótese 1.7.

Com o propósito de testar a hipótese de contágio entre os mercados, recorreu-se a uma metodologia diversificada, de modo a se poder obter conclusões robustas. Em primeiro lugar, o teste em duas amostras, aplicado aos coeficientes de correlação contemporânea das rendibilidades e das volatilidades, revelou aumentos com significado estatístico das ligações lineares entre os mercados, durante o último sub-período. Em segundo lugar, recorreu-se a testes de valores extremos, considerando as rendibilidades e as estimativas de risco, para averiguar da simultaneidade de observações extremas nos mercados bolsistas estudados. Em terceiro lugar, foram estimados coeficientes de correlação condicional bivariados, através do modelo DCC-GARCH, com base nos quais foram aplicados testes t. As três metodologias permitiram confirmar a hipótese 2.1, realçando o papel da crise financeira global na emergência de um fenómeno de contágio entre os mercados bolsistas internacionais.

Os testes de rendibilidades extremas e de estimativas de risco extremas, para além de confirmarem a hipótese de existência de contágio internacional, confirmaram a hipótese 2.2, destacando o mês de outubro de 2008 como o período mais crítico de tal fenómeno. Por outro lado, os resultados obtidos para as três metodologias, referidas anteriormente, rejeitam a hipótese de diferenças entre os mercados europeus e os não europeus, ou mesmo entre os mercados sob assistência financeira e os restantes mercados, pelo que se afigura como possível a conclusão de que o fenómeno de contágio terá granjeado uma dimensão global, rejeitando-se, deste modo, as hipóteses 2.3 e 2.4.

Os testes à igualdade de médias (t-test e ANOVA), aplicados às estimativas do risco de mercado, designadamente de volatilidade intradiária, de volatilidade condicionada diária, de semivolatilidade e de *Value-at-Risk*, bem como o índice de risco, obtido para as estimativas VaR, permitiram perceber que a emergência da crise financeira global desencadeou um acentuado aumento do risco dos mercados bolsistas, confirmando-se a hipótese 3.1. Porém, contrariando o que seria, de certo modo, expectável, os mercados relativos a países sob assistência financeira não reportaram níveis de risco mais acentuados. Alguns exemplos, como

foi o do mercado português, reportaram níveis do risco de mercado menos acentuados do que os de mercados não intervencionados, rejeitando-se a hipótese 3.2.

A estimação de modelos de heterocedasticidade condicionada permitiu a confirmação da hipótese 3.3, realçando-se o contributo da crise financeira global para o aumento dos níveis de sensibilidade dos mercados a eventos de mercado, dos níveis de persistência da volatilidade, mas igualmente dos níveis de assimetria, com os choques negativos a produzirem volatilidade mais acentuada do que os choques positivos de idêntica dimensão.

Analisada a relação entre o risco e a rendibilidade dos mercados, através de modelos EGARCH-in-Mean, estimados de acordo com a distribuição normal, a distribuição t-Student e a distribuição dos erros generalizada, para acomodar os termos dos erros, concluiu-se que com a emergência da crise financeira global a volatilidade condicionada não reforçou a capacidade preditiva da rendibilidade bolsista, pelo que a hipótese 4.1 foi rejeitada. Por outro lado, não foram identificadas, durante este sub-período, relações positivas entre o risco e a rendibilidade, ao contrário do que aconteceu nos dois sub-períodos precedentes, em que foram identificadas algumas relações desse tipo, rejeitando-se, portanto, a hipótese 4.2. Por fim, foi possível concluir que, durante o sub-período Crise Financeira Global, a relação entre o risco e a rendibilidade não foi reforçada. Neste sub-período não foram identificadas quaisquer relações, positivas ou negativas, entre as duas variáveis estudadas, contrariamente ao ocorrido nos dois primeiros sub-períodos, razão para concluir pela rejeição da hipótese 4.3 e para afirmar que a rendibilidade dos mercados bolsistas terá encontrado poder explicativo noutras variáveis de mercado, mas não na volatilidade condicionada.

Para estudar a influência do volume de negociação do mercado dos EUA na volatilidade condicionada das rendibilidades logarítmicas de cada um dos mercados, em cada um dos sub-períodos amostrais, recorreu-se a um modelo de heterocedasticidade condicionada, com a especificação EGARCH, modificado na equação de variância, com a inclusão da variável logaritmo do volume de negociação e da variável volume de negociação estandardizado, na condição de variáveis explicativas. Os resultados das estimativas revelaram que, durante a crise financeira global, o volume de negociação do mercado dos EUA contribuiu positivamente para a volatilidade condicionada dos mercados bolsistas considerados neste estudo, com exceção do índice HANG, demonstrando, deste modo, um importante poder explicativo da volatilidade condicionada dos mercados bolsistas internacionais, pelo que a hipótese 5.1 foi confirmada. Esta hipótese seria, igualmente, confirmada através da metodologia EGARCH ortogonal. Por fim, os resultados também permitiram confirmar a hipótese 5.2, com a relação entre o volume de negociação e a volatilidade a ser reforçada nos sub-períodos Dot-Com e Crise Financeira Global, correspondentes a fases de queda dos valores dos índices. No primeiro sub-período, foram encontradas seis relações positivas e três relações negativas, com significado estatístico, face a uma relação negativa e a uma relação positiva, dos índices BOV e ISEQ, respetivamente, ocorridas durante o segundo sub-período.



## Capítulo 5 - Conclusão geral

### 5.1 Conclusão geral

Esta investigação procurou analisar a atual crise financeira global, designadamente: i) as ligações entre os mercados bolsistas internacionais, no curto e no longo prazo, e a transmissão de informação entre estes; ii) a existência de um eventual fenómeno de contágio internacional entre mercados bolsistas; iii) o risco de mercado; iv) a relação entre a rendibilidade e o risco e entre o volume de negociação e o risco. De modo a levar a cabo os objetivos propostos, a investigação recorreu a séries de frequência diária e a informação intradiária, referentes a mercados bolsistas em diferentes estádios de desenvolvimento, em diferentes localizações geográficas e com níveis de capitalização bolsista muito heterogéneos, e a uma amostra que considerou diversas condições de mercado. A amostra foi sub-dividida em três sub-períodos, correspondentes à crise Dot-Com, a uma fase tranquila dos mercados e à crise Financeira Global. Para satisfazer os objetivos de investigação, recorreu-se a séries financeiras de rendibilidades dos índices bolsistas e a estimativas de risco.

Numa primeira fase, com o intuito de estudar as propriedades estatísticas das séries financeiras utilizadas nesta investigação e de verificar alguns factos estilizados associados às séries financeiras, foi realizada uma análise estatística, que evidenciou rendibilidades médias negativas nos índices bolsistas, com exceção do sub-período Tranquilo. As séries logaritmizadas de rendibilidades diárias apresentaram sinais de desvio face à hipótese de normalidade, mostraram-se leptocúrticas ou mais concentradas do que a normal e assimétricas positivas ou negativas, sugerindo a forte possibilidade de presença de caudas pesadas, que são um indicador de que a probabilidade de eventos extremos é superior à suposta pela distribuição normal e, simultaneamente, de dependência temporal não-linear. Adicionalmente, as séries evidenciaram autocorrelação, estacionaridade e heterocedasticidade condicionada. Os valores dos rácios de variâncias foram em todos os casos estudados inferiores à unidade, confirmando a presença de autocorrelação nas rendibilidades e a existência de um processo de reversão à média, em todos os índices e sub-períodos, quer no pressuposto de homocedasticidade quer no de heterocedasticidade, rejeitando-se, assim, as hipóteses de passeio aleatório e de eficiência informacional dos mercados financeiros. Os mercados tenderam a reagir excessivamente à informação disponível. A elevada sensibilidade dos preços à chegada de informação nova terá sido consequência do clima de pessimismo e de turbulência vivido nos mercados, em grande parte do período amostral estudado. Os coeficientes de Hurst reportaram dependências de longo prazo e elevados níveis de persistência nas séries, em especial no sub-período Crise Financeira Global, o que gerou as condições estatísticas adequadas para que a um período de quedas se seguisse outro similar.

No primeiro objetivo da investigação, procurou-se saber se as ligações de curto e de longo prazo entre os mercados foram estáveis no tempo e se foram condicionadas pelo efeito assimétrico dos mercados. Para dar resposta a este objetivo, recorreu-se às rendibilidades e às estimativas de risco, a vários procedimentos estatísticos e a diversos modelos econométricos.

A partir das rendibilidades, foram calculados coeficientes de correlação contemporânea (referentes ao mesmo período  $t$ ), coeficientes de correlação entre padrões de rendibilidade, semicorrelações e coeficientes de correlação condicional dinâmica (ao longo do tempo).

Os coeficientes de correlação contemporânea registaram um acentuado aumento no sub-período Crise Financeira Global, quer face ao sub-período Dot-Com quer face ao sub-período Tranquilo. Complementarmente, os rácios de verosimilhança das matrizes dos coeficientes de correlação contemporânea revelaram-se altamente significativos e mostraram uma tendência crescente, reforçando a ideia de uma ligação mais próxima entre os mercados bolsistas, em consequência da emergência da Crise Financeira Global. A mesma ideia foi reportada pelos resultados dos coeficientes de correlação entre os padrões de rendibilidade, sugerindo que os índices seguiram padrões de rendibilidade muito semelhantes no último sub-período. Por sua vez, as semicorrelações permitiram a conclusão de que existiu uma ligação mais forte entre os mercados, sempre que estes descreveram movimentos de queda. Já a estimação do modelo de correlação condicional dinâmica permitiu uma perceção mais clara da evolução da ligação entre os diversos mercados. Das estimativas cujos parâmetros respeitaram os pressupostos teóricos do modelo, foi possível concluir que as ligações condicionais entre os diversos mercados tenderam a aumentar, ao longo do período amostral, em especial no último sub-período.

Para analisar a ligação entre os mercados bolsistas, considerou-se ainda a variável volatilidade dos índices, na forma condicionada diária e não-condicionada intradiária, a partir da qual foram calculados coeficientes de correlação contemporânea. O primeiro tipo de volatilidade foi aplicado a todos os mercados, enquanto o segundo foi aplicado apenas aos mercados europeus.

As correlações contemporâneas entre os pares de volatilidades condicionadas diárias dos doze índices registaram, em todos os casos, um aumento de valor no sub-período Crise Financeira Global, face aos dois sub-períodos anteriores. No último sub-período, a grande maioria dos pares de índices registou uma correlação forte ou muito forte, diferenciando-o dos sub-períodos anteriores. À mesma conclusão se chegou através dos rácios de verosimilhança, que aumentaram de valor e revelaram elevado significado estatístico. Em ambos os casos, foi verificado um acentuado aumento das ligações entre os mercados, ao longo do período amostral, em especial no último sub-período. A mesma análise aplicada às volatilidades

intradiaárias reportou um reforço das ligações entre os mercados europeus, em particular no último sub-período.

Em resumo, as correlações contemporâneas das rendibilidades e das volatilidades dos índices, quer diárias quer intradiaárias, sugeriram um aumento das ligações internacionais de curto prazo entre os mercados bolsistas e realçaram o efeito da emergência da Crise Financeira Global nesse capítulo. Nestas condições de mercado, os mercados bolsistas comportaram-se como se existisse um fator comum que os conduzisse na mesma direção. Em consequência, aumentou o risco associado ao investimento e diminuíram, de forma acentuada, os benefícios associados a uma eventual estratégia de investimento baseada na dimensão internacional.

Para analisar a existência de comovimentos e de equilíbrios de longo prazo entre os mercados, foi aplicada a análise de componentes principais às rendibilidades e às estimativas de risco.

A análise de componentes principais, aplicada às rendibilidades dos índices, revelou a existência de duas componentes principais no primeiro e no terceiro sub-períodos e de três no sub-período Tranquilo. Em consequência, no sub-período Tranquilo foram maiores as possibilidades de diversificação internacional da carteira de investimento, face aos sub-períodos de crise. No último sub-período, a primeira componente principal incluiu os mercados europeus e os mercados americanos, enquanto a segunda foi dominada pelos três mercados asiáticos. Por outro lado, neste sub-período os valores das comunalidades registaram, em geral, um aumento face aos dos sub-períodos anteriores, pelo que a variabilidade das rendibilidades encontrou uma forte explicação em fatores comuns de mercado, em detrimento de fatores idiossincráticos. A mesma análise aplicada às estimativas de volatilidade intradiaária dos índices europeus evidenciou duas componentes principais nos dois primeiros sub-períodos e uma única componente principal no sub-período Crise Financeira Global. Já em relação às estimativas de volatilidade condicionada diária e às estimativas do risco (através do *Value-at-Risk*), a análise revelou a existência de duas componentes principais no primeiro sub-período, de três no segundo e de uma no terceiro. No último sub-período, o risco de cada um dos mercados foi determinado essencialmente por acontecimentos nos outros mercados, relegando os fatores específicos de cada mercado para um nível secundário de importância. Os resultados permitiram concluir que os mercados, quer europeus quer não-europeus, mantiveram equilíbrios de longo prazo e descreveram comovimentos conjuntos. O equilíbrio e o comovimento de longo prazo são um indício da existência de fatores comuns entre os mercados, que limitam a variação independente dos índices. Em todos os casos, a emergência da Crise Financeira Global desempenhou um papel de reforço das ligações de longo prazo entre os mercados bolsistas. Consequentemente, os níveis de risco sistemático acentuaram-se e as vantagens associadas a uma possível estratégia de diversificação internacional foram reduzidas.

No âmbito do primeiro objetivo, foi igualmente analisada a transmissão de informação entre os mercados bolsistas. Os resultados dos testes de causalidade de Granger, aplicados às rendibilidades, sugerem um aumento das ligações de curto prazo entre os mercados, quer unidirecional quer bidireccionalmente, em especial no sub-período correspondente à crise financeira global. O índice do mercado dos EUA, apontado como o principal *driver* dos mercados bolsistas internacionais, foi em todos os sub-períodos o mais exógeno. Todavia, ao contrário do que tinha ocorrido nos dois primeiros sub-períodos, em que este índice não foi “causado” no sentido de Granger por nenhum dos seus pares, no último sub-período foi “causado” por nove dos seus pares, ajudando à conclusão de que a Crise Financeira Global reforçou as ligações entre os mercados internacionais. Inclusive os mercados com capitalizações bolsistas mais modestas contiveram informação acerca dos movimentos dos mercados mais importantes. Por seu lado, os resultados das funções impulso-resposta generalizadas permitiram concluir que, em qualquer dos três sub-períodos, os mercados foram rápidos a processar informação, que a resposta positiva mais forte, dada por cada um dos diversos índices, ocorreu no dia seguinte ao do estímulo ou inovação, que a resposta de cada mercado a choques no seu próprio mercado foi superior à resposta a choques noutros mercados, e que os efeitos de inovações se extinguiram ao fim de dois a três dias, nos dois primeiros sub-períodos. No último sub-período, foram identificadas diversas situações em que os efeitos de inovações foram mais duradouros, embora extinguindo-se ao fim de cinco a seis dias. A comparação dos três sub-períodos estudados permitiu, ainda, concluir que as magnitudes das respostas generalizadas, a inovações não esperadas, no próprio ou nos restantes, tiveram um impacto superior no último sub-período.

A análise da transmissão de informação entre os mercados europeus, recorrendo às volatilidades intradiárias, sugere que nos sub-períodos de crise ocorreu um aumento das ligações unidirecionais e bidirecionais, de curto prazo, com especial ênfase para o sub-período Crise Financeira Global. Os resultados das funções impulso-resposta generalizadas, nos três sub-períodos, mostraram, por um lado, a rápida resposta a choques noutros mercados, com reflexo no dia seguinte, mas por outro lado revelaram a não existência de efeitos duradouros. A resposta mais forte dada por cada um dos diversos índices ocorreu no dia seguinte ao do estímulo ou inovação dos restantes índices. Na generalidade dos casos, a resposta a inovações diminuiu tendencialmente de magnitude, desaparecendo ao fim de dois a três dias, independentemente dos índices e do sub-período considerados. Quando comparados os dois últimos sub-períodos, as respostas acumuladas por um determinado índice, a estímulos nos seus pares, foi superior durante o sub-período Crise Financeira Global. Porém, em relação ao primeiro sub-período apenas os índices ATG e ISEQ revelaram tal superioridade.

Por último, a estimação de modelos multivariados de heterocedasticidade condicionada permitiu concluir que, nos sub-períodos Dot-com e Tranquilo, todos os choques de

volatilidade próprios mostraram significância estatística. O mesmo aconteceu com os choques próprios e com os choques cruzados durante o sub-período Crise Financeira Global. Os resultados permitem duas conclusões importantes. A primeira relaciona-se com a superioridade dos efeitos na volatilidade de choques próprios e de choques cruzados durante as duas fases de crise, correspondentes a uma queda do valor dos índices. A segunda sublinha a influência da Crise Financeira Global no aumento do impacto de choques na volatilidade, quer próprios quer cruzados, reforçando a ideia de uma maior exposição dos mercados a acontecimentos desfasados ocorridos no próprio mercado, mas sobretudo a choques ocorridos noutros mercados.

No segundo objetivo da investigação foi avaliada a eventual existência de um fenómeno de contágio internacional. O aumento estatisticamente significativo de grande parte das correlações contemporâneas no sub-período Crise Financeira Global, face aos sub-períodos Dot-Com e Tranquilo, quer recorrendo às rendibilidades quer recorrendo às volatilidades condicionadas e às volatilidades intradiárias, permite concluir que os níveis de dependência linear entre os diversos mercados se alteraram substancialmente. Por seu lado, os testes aplicados às estimativas produzidas pelos modelos bivariados de correlação condicional dinâmica revelaram um aumento das correlações entre os mercados, com significado estatístico, quer face ao sub-período Dot-Com quer face ao sub-período Tranquilo. Estes resultados justificam a conclusão de que os mercados considerados na análise se afastaram das relações ditadas pelos movimentos habituais, tendo a Crise Financeira Global dado origem a um fenómeno de contágio entre os diversos mercados e não a uma simples reação a choques comuns desencadeados nos mercados.

Para aprofundar a ocorrência de um eventual fenómeno de contágio internacional, foram também aplicados testes de valores extremos, para diversos percentis e para valores anormais extremos, às rendibilidades e às estimativas de risco, cujos resultados evidenciaram a influência da Crise Financeira Global no comportamento dos índices, que passaram a descrever padrões de comportamento muito semelhantes. Várias sessões de negociação apresentaram reações extremas simultâneas em diversos mercados, em especial quando se recorreu às estimativas de risco, e de forma especialmente vincada no mês de outubro de 2008. Este lapso temporal terá sido o pico do episódio de contágio internacional nos mercados bolsistas. Estes factos confirmam, portanto, a ocorrência de um fenómeno de contágio, que terá envolvido os mercados bolsistas internacionais, em geral, elevando a Crise Financeira Global a fenómeno verdadeiramente global. Tal contribuiu para um significativo aumento do risco sistemático, esbatendo os eventuais benefícios associados a uma possível estratégia de diversificação internacional do investimento.

No terceiro objetivo foi analisado o risco de mercado, recorrendo a estimativas de volatilidade intradiária, condicionada diária e ao *Value-at-Risk*.

As estimativas de volatilidade intradiária mostraram que a emergência da Crise Financeira Global resultou num aumento generalizado da volatilidade, face ao sub-período Tranquilo, mas não em relação ao sub-período Dot-Com. Em geral, os índices BOV e DJ apresentaram os níveis de volatilidade mais elevados, em alguns casos muito superiores aos de mercados mais pequenos, como por exemplo o mercado português. Da análise da volatilidade condicionada diária, relativa ao sub-período Crise Financeira Global, concluiu-se que esta descreveu um aumento significativo, face aos dois sub-períodos precedentes, mas sobretudo em relação ao sub-período Tranquilo. De salientar o facto de o índice PSI20 apresentar, em todos os sub-períodos analisados, os níveis de volatilidade condicionada mais baixos, o que de algum modo surpreende, se considerada a reduzida dimensão deste mercado. Em geral, a Crise Financeira Global contribuiu para o aumento da persistência da volatilidade condicionada, para o aumento da sensibilidade dos mercados, a eventos de mercado inesperados, e para acentuar o efeito assimétrico, com a volatilidade a responder de forma mais intensa a más notícias de que a boas notícias de mercado. A questão do efeito assimétrico seria reforçada com a análise das estimativas de semivolatilidade. Esta análise permitiu concluir que, no sub-período Crise Financeira Global, todos os índices analisados se apresentaram mais voláteis nos movimentos de descida dos mercados do que nos movimentos de subida. Porém, o diferencial entre os ambientes de subida e de descida reduziu-se face aos resultados de estudos anteriores. Os dois tipos de volatilidade (*up* e *down*) foram estatisticamente superiores, na grande maioria dos casos, no último sub-período face aos anteriores, o que confirma um aumento da volatilidade, independentemente do ambiente de mercado.

A metodologia *Value-at-Risk* destacou o índice do mercado português como o que, em geral, reportou os menores níveis de risco no período amostral, em conformidade com as conclusões geradas a partir das estimativas de volatilidade. Por seu lado, os índices CAC, DAX e BOV evidenciaram-se por apresentarem os níveis de risco de mercado mais elevados. Comparando os níveis de risco registados nos três sub-períodos amostrais, estes revelaram-se particularmente elevados durante a crise financeira global, mostrando superioridade de todos os índices face ao segundo sub-período e de grande parte dos índices face ao primeiro sub-período, transmitindo a ideia de que o aumento de risco neste lapso de tempo terá sido um fenómeno de carácter global. A par do aumento do risco de mercado, verificou-se um aumento do comovimento do risco nos diversos mercados. No curto prazo, foram apuradas diversas sessões em que todos os mercados apresentaram simultaneamente risco extremo, em especial no mês de outubro de 2008, em conformidade com as conclusões geradas a partir das volatilidades condicionadas. No longo prazo, foram identificadas relações de equilíbrio entre os mercados, em especial no sub-período Crise Financeira Global.

Na tentativa de alcançar o quarto objetivo, foi analisada a relação entre as variáveis volatilidade condicionada e rendibilidade, mas também a capacidade preditiva do volume de negociação do mercado dos EUA, face à volatilidade do próprio e dos restantes mercados.

Recorrendo a modelos da família ARCH, pressupondo três distribuições distintas, foi analisada a relação entre as variáveis rendibilidade e volatilidade dos índices, tendo-se encontrado, nos dois primeiros sub-períodos, relações positivas e significativas em vários índices, embora as segundas (volatilidades) não fossem significativas em termos estatísticos. No primeiro sub-período, os resultados foram sensíveis à forma como as volatilidades foram estimadas, dependendo dos modelos considerados na análise. No primeiro modelo foram selecionados os índices DJ e FTSE; no segundo modelo foram selecionados os índices BOV, FTSE, HANG e PSI, enquanto no terceiro modelo foram selecionados os índices BOV, DJ, FTSE, HANG, IBEX e PSI. No segundo sub-período, os resultados dos três modelos foram coincidentes, ao apontarem relações positivas e significativas nos índices BOV, CAC, DAX, DJ e FTSE. Em todos estes casos, tendo em conta a relação positiva entre a volatilidade e a rendibilidade, ocorreu uma compensação nas rendibilidades da aversão ao risco por parte dos investidores. Já o sub-período Crise Financeira Global diferenciou-se dos precedentes, por não proporcionar relações significativas (nem positivas nem negativas). Neste sub-período, a volatilidade dos índices não se revelou uma variável a ter em conta na previsão da rendibilidade bolsista de mercado. O comportamento das taxas de crescimento das rendibilidades não encontrou explicação na volatilidade condicionada.

Analisada a capacidade explicativa do volume de negociação do DJ, enquanto índice representativo do principal *player* internacional, nas volatilidades condicionadas dos seus pares, concluiu-se que no último sub-período estas foram explicadas positiva e significativamente pelo volume de negociação, com exceção do índice HANG. Estes resultados diferenciaram-se dos obtidos para os dois sub-períodos precedentes. Em ambos os casos, foram identificadas relações negativas com significado estatístico, relativamente aos índices ATG, HANG e SENSEX, no sub-período Dot-Com, e aos índices BOV e ISEQ, no sub-período Tranquilo. Com o objetivo de complementar a análise da relação entre as variáveis volume de negociação e volatilidade, foi também aplicada a metodologia EGARCH Ortogonal às componentes principais resultantes das rendibilidades, a qual permitiu conclusões algo idênticas às da primeira abordagem, em particular no último sub-período, embora só a primeira componente principal mostrasse significado estatístico. Os resultados permitiram, pois, a conclusão de que durante a Crise Financeira Global o volume de negociação do mercado norte-americano mostrou capacidade para explicar a volatilidade condicionada dos mercados bolsistas, podendo, por essa razão, ser entendido como *proxy* do risco dos mercados bolsistas.

## **5.2 Principais contribuições desta investigação**

Esta investigação apresenta algumas contribuições ou valor acrescentado, quer de natureza metodológica quer de natureza empírica, no âmbito do estudo das ligações entre os mercados bolsistas, no quadro da crise financeira global.

Em termos metodológicos, o recurso a um conjunto de doze índices bolsistas, emergentes e desenvolvidos, de diversas regiões e níveis de capitalização, entre os quais os mercados europeus sob assistência financeira, mas igualmente a consideração de um período amostral alargado, compreendido entre a crise das empresas tecnológicas e a atual crise financeira global, o qual foi particionado em três sub-períodos, dois deles correspondentes a fases de queda dos índices bolsistas e outro corresponde a uma fase de acumulação dos índices, proporcionou uma ideia aprofundada das consequências decorrentes da crise financeira global. Por outro lado, para analisar as ligações entre os mercados bolsistas, recorreu-se não apenas às habituais rendibilidades dos mercados, mas igualmente a estimativas de risco. O recurso a estas estimativas, produzidas com base em informação diária e intradiária, originou uma ferramenta suplementar para o estudo da referida temática. Em concreto, a proposta metodológica envolveu a conjugação de diversas estimativas do risco de mercado e de testes de valores extremos e de análise de componentes principais, diferenciando-a de outras abordagens, por proporcionar uma perspetiva nova no estudo do comportamento do risco dos mercados bolsistas, em espaço de tempo curto, mas também na avaliação das relações de equilíbrio de longo prazo entre estes.

Empiricamente, o presente trabalho permitiu compreender, com bastante profundidade, o papel da atual crise financeira na estrutura dos mercados bolsistas internacionais, através da comparação de resultados entre este sub-período e os dois precedentes, ao nível do processo de transmissão de informação entre os mercados bolsistas, das relações dinâmicas estabelecidas entre estes, evidenciadas nos elevados graus de endogeneidade e de exogeneidade dos mesmos, na descrição de padrões de comportamento muito semelhantes, tanto através das rendibilidades dos mercados, como das estimativas de risco, no curto prazo e no longo prazo, mas igualmente no fenómeno de contágio entre mercados que pautou os mercados financeiros internacionais, evidenciando o mês de outubro de 2008 como o lapso de tempo mais crítico da atual crise financeira, com os mercados a reportarem simultaneidade de observações extremas, o que expressa a grande proximidade e turbulência ou instabilidade que caracterizou os mercados bolsistas mundiais. A conjugação destes fenómenos permitiu inferir a existência de um fator comum a conduzir o comportamento dos mercados, o que resultou numa significativa limitação das possibilidades de diversificação dos investimentos em termos internacionais.

### **5.3 Limitações e sugestões para futuras investigações**

Realçadas as principais conclusões deste trabalho de investigação, é igualmente importante evidenciar algumas das questões que a limitaram. Desde logo, na conjugação das séries originais dos índices selecionados, deparámo-nos com situações de falta de dados (*missing values*), correspondentes a dias sem cotação. Para suprir a ausência de observações, optou-se por recorrer ao método de interpolação linear, estabelecendo limites ao preenchimento de ausências, de modo a evitar a introdução de dinâmicas espúrias sem sentido e a preservar a



dinâmica de evolução dos índices; não é possível assegurar, de modo absoluto, que tal tenha acontecido. Por outro lado, as séries em níveis dos índices considerados neste estudo são reportadas nas respectivas moedas locais, pelo que se pressupõe na análise adotada que os investidores podem proteger-se face ao risco cambial.

A presente investigação recorreu a índices gerais, de frequência diária, para analisar as ligações entre os mercados bolsistas. Possíveis desenvolvimentos do focus da investigação poderão considerar índices sectoriais dos mercados, em substituição dos índices gerais, para perceber das suas ligações no contexto internacional, com o propósito de encontrar possíveis benefícios de diversificação da carteira de investimento. Do mesmo modo, seria também interessante recorrer a dados de frequência mais elevada, de base intradiária, por exemplo de cotação ao minuto, para facilitar o estudo das interações estabelecidas entre os índices, designadamente os europeus, atendendo à coincidência do horário de funcionamento das respectivas praças de negociação, em especial no período de maior turbulência, durante o sub-período Crise Financeira Global. Para além das rendibilidades dos mercados bolsistas, poderão ser consideradas na análise variáveis macro-económicas e financeiras, que ajudem a explicar as ligações entre os mercados. Seria, também, interessante alargar a base amostral, através da inclusão de um número mais elevado de índices bolsistas, nomeadamente índices relativos a mercados emergentes, proporcionando perspectivas mais abrangentes acerca das possibilidades de diversificação da carteira de investimento, abrindo novas pistas que melhorem a eficiência da gestão do risco de mercado, e que permitam clarificar o papel desempenhado por mercados desenvolvidos e emergentes.

Embora a atual crise financeira seja um capítulo em andamento, mais cedo ou mais tarde, acabará por ter o seu epílogo, como aconteceu com todas as crises que a história dos mercados financeiros documenta. De modo a perceber se esta grave crise produziu consequências meramente conjunturais, fruto da turbulência e do *stress* dos mercados, ou se pelo contrário resultou em efeitos estruturais, importará reanalisar as ligações entre os mercados bolsistas internacionais e o risco dos mercados, em momento posterior ao do *terminus* da crise atual.

Por fim, será também interessante investigar a performance dos modelos de gestão de risco, para portfólios simples e para carteiras teóricas de investimento diversificadas, em condições extremas de mercado, de subida e de queda dos índices, de volatilidade elevada e de grande turbulência, que considerem o lapso de tempo compreendido entre a crise Dot-Com e a crise Financeira Global, e que reúnam um conjunto alargado de mercados, europeus e não-europeus. Mas, é, igualmente, importante perceber se o risco extremo de mercado condicionou a afetação do investimento no contexto global, penalizando os mercados diretamente envolvidos na crise, em favor de outras alternativas de investimento, como são as proporcionadas por mercados emergentes.

Os resultados obtidos no presente trabalho revelam que, em determinados momentos, as situações de turbulência e de *stress* são transversais à escala mundial, com consequências altamente nefastas para os investidores. A Crise Financeira Global é, talvez, o mais evidente exemplo das consequências decorrentes da grande proximidade entre os mercados. Apesar de muito se falar da necessidade de uma maior regulação financeira no plano internacional, através de limitação da alavancagem, da regulamentação dos *hedge funds* e dos paraísos fiscais, ou mesmo da adoção de mecanismos atenuadores da volatilidade dos mercados, do tipo Taxa Tobin, poucos desenvolvimentos têm acontecido. É, pois, chegado o momento de desenvolver mecanismos que ajudem a salvaguardar as posições dos investidores e que minimizem as possibilidades de consequências nefastas para o sistema financeiro e para os países.

## Bibliografia

- Acerbi, C., e Tasche, D., (2002), "On the coherence of expected shortfall", *Journal of Banking and Finance*, vol. 26(7), pp. 1487-1503.
- Agmon, T., (1972), "The relations among equity markets: A study of share price comovements in the United States, United Kingdom, Germany and Japan", *Journal of Finance*, vol. 27, pp. 839-855.
- Alexander, C. (2001), "Orthogonal GARCH", in C. Alexander (Ed.), *Mastering Risk*, Volume 2, pp. 21-38, Financial Times - Prentice Hall, Harlow.
- Alexander, C., (2008a), *Market Risk Analysis Volume II: Practical Financial Econometrics*, John Wiley and Sons Inc.
- Alexander, C., (2008b), *Market Risk Analysis Volume IV: Value-at-Risk Models*, John Wiley and Sons, Inc.
- Alizadeh, S., Brandt, M. e Diebold, F., (1999), "Range-based estimator of stochastic volatility models", Working paper, University of Pennsylvania.
- Allen, D., e MacDonald, G., (1995), "The long-run gains from international equity diversification: Australian evidence from cointegration tests", *Applied Financial Economics*, 5, 33-42.
- Allen, F. e Gale, D., (2007), *Understanding Financial Crisis*, Oxford University Press Inc., New York.
- An, L. e Brown, D., (2010), "Equity Market Integration between the US and BRIC Countries: Evidence from Unit Root and Cointegration Test", *Research Journal of International Studies*, 16, 15-24.
- Andersen, T. e Bollerslev, T., (1998), "Answering the skeptics: Yes, standard volatility models do provide accurate forecasts", *International Economic Review*, 39, 885-905.
- Angabini, A. e Wasiuzzaman, S. (2011), "GARCH Models and the Financial Crisis - A Study of the Malaysian Stock Market", *The International Journal of Applied Economics and Finance*, 5 (3): 226-236.
- Angelidis, T., Benos, A. e Degiannakis, S., (2004), "The use of Garch Models in VaR Estimation", *Statistical Methodology*, vol.1, pp. 105-128.
- Arshanapalli, B. e Doukas, J., (1993), 'International stock market linkages: evidence from the Pre- and Post-October 1987 period', *Journal of Banking and Finance*, 7, 193-208.
- Arshanapalli, B, Doukas, J e Lang, L., (1995), "Pre and post-October 1987 stock market linkages between U.S. and Asian markets", *Pacific-basin Finance Journal*, vol. 3, pp. 57-73.
- Artzner, P., Delbaen, F., Eber, J. e Heath, D., (1999), "Coherent measures of risk", *Mathematical Finance*, 9 (3), 203-228.
- Assaf, A., (2009), "Extreme observations and risk assessment in the equity markets of MENA region: Tail measures and Value-at-Risk", *International review of Financial Analysis*, N° 18, 109-116.
- Aziakpono, M., (2006), "Financial Integration amongst the SACU Countries: Evidence from Interest Rate Pass-Through Analysis", *Studies in Economics and Econometrics*, Vol. 30, No.2. South Africa.

- Bae, K., Karolyi, G. e Stulz, R., (2003), “A New Approach to Measuring Financial Contagion”, *The Review of Financial Studies*, 16, pp. 717-763.
- Baele, L., (2005), “Volatility Spillover Effects in European Equity Markets”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40, 2: 373-401.
- Baillie, R. e Bollerslev, T., (1989), “The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional-Variance Tale”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, 3, pp. 297-305.
- Baillie, R. e DeGennarro, R., (1990), “Stock returns and volatility”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 25, 203-214.
- Banco de Portugal, (2008), Bibliotema: A crise do Subprime, Newsletter da Biblioteca, Número 2, setembro 2008, Lisboa.
- Bekaert, G. e Harvey, C., (1997), “Emerging equity market volatility”, *Journal of Financial Economics*, 43, 29-77.
- Bekaert, G. e Wu, G., (2000), “Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets”, *Review of Financial Studies*, Vol. 13, pp. 1-42.
- Bekaert, G., Harvey, C. e NG, A., (2005), “Market integration and contagion”, *Journal of Business*, 78, 1: 39-69.
- Bekaert, G., Harvey, C., Lundblad, C. e Siegel, S. (2007), “Global Growth Opportunities and Market Integration”, *Journal of Finance*, 62(3), pp. 1081-1137.
- Bekaert, G., Ehrmann, M., Fratzscher, M. e Mehl, A., (2011), “Global Crises and Equity Market Contagion. National Bureau of Economic Research”, Working Paper 17121. [http://www.nbs.rs/export/sites/default/internet/latinica/90/90\\_9/Michael\\_Ehrmann\\_wp.pdf](http://www.nbs.rs/export/sites/default/internet/latinica/90/90_9/Michael_Ehrmann_wp.pdf). Consultado em 2012.
- Belaire-Franch, G. e Opong, K., (2005), “Some evidence of random walk behavior of Euro exchange rates using ranks and signs”, *Journal of Banking and Finance*, 29, pp. 1631-1643.
- Belletante, B., (1996), *Dictionnaire de la Bourse e des Marchés*, Hatier.
- Beltratti, A. e Morana, C., (1999), “Computing Value-at-Risk With High Frequency Data”, *Journal of Empirical Finance*, 6, 431-455.
- Bernstein, P. (1997), *Desafio aos Deuses - A Fascinante História do Risco*, Campus.
- Bertoneche, M., (1979), “An empirical analysis of the interrelationships among equity markets under changing exchange rate systems”, *Journal of Banking and Finance*, Volume 3, Issue 4, pp. 397-405.
- Best, P., (1998), *Implementing Value-at-Risk*, John Wiley & Sons.
- Bhatia, A. (2007), “New Landscape, New Challenges: Structural Change and Regulation in the U.S. Financial Setor”, IMF Working Paper, 07/195.
- Birbil, S., Frenk, H., Kaynar, B., e Noyan, N., (2009), “Risk measures and their applications in asset management”, Gregoriou G (ed.) 2009, *The VaR implementation handbook*, McGraw-Hill, New York, pp. 331-338.
- Black, F., (1976), “Studies of Stock Prices Volatility Changes”, Proceedings of 1976 Meetings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section, 177-181.
- Black, F., (1986), “Noise”, *Journal of Finance*, 41, 529-543.

- Bollerslev, T., (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, 307 - 327.
- Bollerslev, T., (1990), "Modeling the Coherence in the Short-Run Nominal Exchange Rates: a Multivariate Generalized ARCH Model", *Review of Economics and Statistics*, v. 72, p. 498-505.
- Bollerslev, T., Engle, R. e Wooldridge, J., (1988), "A Capital asset pricing model with time-varying covariances", *Journal of Political Economy*, 96(1): 116-131.
- Bollerslev, T., Chou, R. e Kroner, K., (1992), "ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence", *Journal of Econometrics*, 52, 5-59.
- Booth, G., Martikainen, T. e Tse, Y., (1997), "Price and volatility spillovers in Scandinavian stock markets", *Journal of Banking and Finance*, 21, 811-823.
- Bordo, M., Eichengreen, B., Klingebiel, D. e Martinez-Peria, M. (2001), "Is the crisis problem growing more severe?", *Economic Policy*, v. 16, n. 32, p. 51-82.
- Boyer, R., (1997), *Mondialisation au dela des mythes*, La Découverte, Paris.
- Brailsford, T., (1996), "The empirical relationship between trading volume, returns and volatility", *Accounting and Finance*, Vol. 36, pp. 89- 111.
- Branch, B., (1974), "Common stock performance and inflation: an international comparison", *Journal of Business*, vol. 47, pp. 48-52.
- Brandt, M., e Kinlay, J. (2005), "Estimating historical volatility", Retrieved October 30, 2008, from Research article, Investment Analytics: <http://investmentanalytic.com/files/Articles/Brandt%20and%20Kinlay%20%20Estimating%20Historical%20Volatility%20v1.2%20June%202005.pdf>. Consultado em 2011.
- Brock, W. e De Lima, P., (1995), "Nonlinear Time Series, Complexity Theory and Finance". In: *Handbook of Statistics*, Volume 14: Statistical Methods in Finance, Maddala, G. e Rao, C. Elsevier, New York.
- Brock, W., Dechert, W. e Scheinkman, J., (1987), "A test for independence based on the correlation dimension", working paper, University of Wisconsin at Madison, University of Houston, and University of Chicago.
- Brock, W., Dechert, W., Scheinkman, J. e LeBaron, B., (1991), "A Test for Independence Based on the Correlation Dimension", Social Systems Research Institute, University of Wisconsin, março.
- Brooks, C., (2002), *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge University Press.
- Calvo, S. e Reinhart, C., (1996), "Capital flows to Latin America: is there evidence of contagions effects?", Policy Research Working, Paper 1619, The World Bank.
- Campbell, J., (1987), "Stock Returns and the Term Structure", *Journal of Political Economy*, 107, 205-251.
- Campbell, J., Andrew, W. e Mackinlay, A., (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton.
- Cappiello, L., Engle, R. e Sheppard, K., (2006), "Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns", *Journal of Financial Econometrics*, Vol. 4, pp. 537-572.
- Chan, K., Gup, B. e Pan, M., (1997), "International stock market efficiency and integration: A study of eighteen nations", *Journal of Business Finance and Accounting*, 24(6): 803-813.

- Chari, V. e Kehoe, P., (2004), “Financial Crisis as Herds: Overturning the Critiques”, *Journal of Economic Theory*, 119, pp. 128-150.
- Chaudhuri, K. e Klaassen, F., (2001), “Have East Asian Stock Markets Calmed Down? Evidence From a Regime-Switching Model”, Department of Economics Working Paper, University of Amsterdam.
- Chaudhuri, K. e Wu, Y., (2003), “Random walk versus breaking trend in stock prices: evidence from emerging markets”, *Journal of Banking and Finance*, 27, 575-592.
- Chen, G., Firth, M., e Rui, O., (2002), “Stock Market Linkages: Evidence from Latin America”, *Journal of Banking and Finance*, Elsevier, 26(6), 1113-1141.
- Chesnais, F., (1998), *A Mundialização Financeira*, Xamã, São Paulo.
- Chevalier, J. e Ellison, G., (1999), “Career Concerns of Mutual Fund Managers”, *Quarterly Journal of Economics*, 114, pp. 389-432.
- Chiang, T., Jeon, B. e Li, H., (2007), “Dynamic correlation analysis of financial contagion: evidence from the Asian Markets”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 26, pp. 1206- 28.
- Chong, C., (2011), “Effect of Subprime Crisis on U.S. Stock Market Return and Volatility”, *Global Economy and Finance Journal*, Vol 4. No. 1. 102-111.
- Chou, R., (1988), “Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence Using GARCH”, *Journal of Applied Economics*, 3, 279-294.
- Chou, R., Lin, J. e Wu, C., (1999), “Modeling the Taiwan stock market and international linkages”, *Pacific Economic Review*, 4(3): 305-320.
- Chow, K. e Denning, K., (1993), “A simple multiple variance ratio test”, *Journal of Econometrics*, Vol. 58, Nº. 3, pp. 385-401.
- Christiansen, C., (2003), “Volatility-Spillover Effects in European Bond Markets”, Working paper, Aarhus School of Business.
- Christie, A., (1982), “The Stochastic Behaviour of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects”, *Journal of Financial Economics*, 10, 407-432.
- Christoffersen, P., (2003), *Elements of Financial Risk Management*, Academic Press.
- Claessens, S., Dell’Ariccia, G., Igan, D. e Laeven, L., (2010), “Lessons and Policy Implications from the Global Financial Crisis”, IMF Working Paper, No. 10/44.
- Coles, S., (2001), *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*, Springer series in statistics, Springer-Verlag London Limited.
- Collins, D. e Biekpe, N., (2003), “Contagion and interdependence of African stock markets”, *South African Journal of Economics*, 71, 1: 181-194.
- Cont, R., (2001), “Empirical Properties of Asset Returns: Stylized Facts and Statistical Issues”, *Quantitative Finance*, 1, 223-236.
- Cont, R., (2008), “Long range dependence in financial markets”, [http://www.proba.jussieu.fr /pageperso/ramacont/papers/FE05.pdf](http://www.proba.jussieu.fr/pageperso/ramacont/papers/FE05.pdf). Consultado em 2010.
- Coolen, A., (2004), *The Mathematical Theory of Minority Games: Statistical Mechanics of Interacting Agents*, Oxford University Press.

- Corraza, M. e Malliaris, A., (2002), "Multifractality in Foreign Currency Markets", *Multinational Finance Journal*, 6, 65-98.
- Corsetti, G., Pesenti, P., Roubini, N. e Tille, C., (2000), "Competitive Devaluations: A Welfare-Based Approach", *Journal of International Economics*, 51, pp. 217-41.
- Cox, J. e Ross, S., (1976), "The valuation of options for alternative stochastic process", *Journal of Financial Economics*, 3, 145- 166.
- Crouhy, M., Galai, D. e Mark, R., (2000), *Risk Management*, McGraw Hill, New York.
- Curto, J., Esperança, P. e Reis, E., (2003), "Testes à Forma Fraca de Eficiência dos Mercados: Aplicação dos Índices PSI20, DAX e DJIA", *Economia*, Vol. 27, pp. 53-88.
- Da Silva, A. e Mendez, M., (2003), "Value-at-Risk and extreme Returns in Asian Stock Markets", *International Journal of Business*, N° 8(1), 17-40.
- Danielsson, J., e De Vries, C., (1997). "Value-at-Risk and Extreme Returns", Discussion Paper 273 LSE Financial Markets Group, London School of Economics.
- De Bondt, W. e Thaler, R., (1985), "Does the stock market overreact?", *Journal of Finance*, 40, 793-905.
- DeBroeck, M. e Guscina, A., (2011), "Government Debt Issuance in the Euro Area: The Impact of the Financial Crisis", IMF Working Paper WP/11/21, January.
- Díaz, A., Grau-Carles, P. e Mangas, L., (2002), "Nonlinearities in the Exchange Rate Returns and Volatility", *Physica A*, 316, 469-482.
- Dickey, D. e Fuller, W., (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- DiMartino, D. e Duca, J., (2007), "The rise and fall of subprime mortgages", Federal Reserve Bank of Dallas, Economic Letter, vol. 2 n°. 11.
- Dowd, K. (2002), *Measuring Market Risk*. John Wiley & Sons, Chichester and New York.
- Edwards, S. e Susmel, R., (2003), "Interest rate volatility and contagion in emerging markets: evidence from the 1990s", *Review of Economics and Statistics*, 85, 328-348.
- Égert, B. e Kocenda, E., (2007), "Time-Varying Comovements in Developed and Emerging European Stock Markets: Evidence from Intraday Data", William Davidson Institute Working Paper, Number 861.
- Eichengreen, B. e Mody, A., (2000), "What Explains Changing Spreads on Emerging Market Debt: Fundamentals or Market Sentiment?" in *The Economics of International Capital Flows*, Ed. S. Edwards, University of Chicago Press.
- Eichengreen, B. e Rose, A., (1998), "Contagious Currency Crisis: Channels of Conveyance." in *Changes in Exchange Rates in Rapidly Developing Countries: Theory, Practice, and Policy Issues*, Ed. T. Ito e A. Krueger, University of Chicago Press.
- Embrechts, P., Klupperlberg, C. and Mikosch, T., (1997), *Modelling Extreme Events for Insurance and Finance*, Springer, Berlin, Germany.
- Engle, R., (1982), "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of u.k. inflation", *Econometrica*, 50: 987-1008.

- Engle, R., (2002), "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate GARCH Models", *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 339-350.
- Engle, R., Lilien, D. e Robins, R. (1987), "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model", *Econometrica*, 55, 391-407.
- Engle, R., Ng, V. e Rothschild, M., (1990), "Asset pricing with a Factor ARCH covariance structure: empirical estimates for treasury bills", *Journal of Econometrics*, 45, 213-237.
- Engle, R. e Patton, A., (2001), "What good is a volatility model?", *Quantitative finance*, 1, pp 237-245.
- Erb, C., Harvey, C. e Viskanta, T., (1994), "Forecasting International Equity Correlations", *Financial Analysts Journal*, vol. 23, pp. 761-767.
- Esch, L., Kieffer, R. e Lopez, T., (2005), *Asset and Risk Management*, Wiley Finance.
- Eun, C. e Shim, S., (1989), "International transmission of stock market movements", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, 241-256.
- Fabozzi, F., (1995), *Investment Management*, Prentice-Hall.
- Fama, E., (1965), "The behavior of stock-market prices", *Journal of Business*, 38, 34-105.
- Fama, E., (1970), "Efficient capital market: A review of theory and empirical work", *Journal of Finance*, 25, 383-417.
- Fama, E. e French, K., (1988), "Permanent and Temporary Components of Stock Prices", *The Journal of Political Economy*, Vol. 96, N°. 2, pp. 246-273.
- Fernandez, V., (2003), "Extreme value theory and value-at-risk", Department of industrial engineering at the University of Chile (DII).
- Floros, C., (2009), "Modelling Volatility Using High, Low, Open and Closing Prices: Evidence from Four S&P Indices", *International Research Journal of Finance and Economics*, 28.
- Forbes, K. (2002), "Are Trade Linkages Important Determinants of Country Vulnerability to Crises?" in *Preventing Currency Crises in Emerging Markets*, Ed. S. Edwards e J. Frankel, University Chicago Press.
- Forbes, K. e Chinn, M., (2003), "A Decomposition of Global linkages in Financial Markets over Time", NBER Working Papers 9555, National Bureau of Economic Research.
- Forbes, K. e Rigobon, R., (2000), "Contagion in Latin America: Definitions Measurement, and Policy Implications", NBER Working Paper 7885.
- Forbes, K. e Rigobon, R., (2002), "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements", *Journal of Finance*, 57, pp. 2223-62.
- Francisco, P. e Gonçalves, T., (2008), "Que tipo de Informação conduz a Rendibilidades Anormais Extremas? Evidência Empírica do Mercado Euronext Lisbon", *Cadernos do Mercado de Valores Mobiliários*, n.º 31, dezembro.
- Frank, N., González-Hermosillo, B., e Hesse, H., (2008), "Transmission of Liquidity Shocks: Evidence from the 2007 Subprime Crisis", IMF Working Paper.
- French, K., Schwert, G. e Stambaugh, R., (1987), "Expected Stock Returns and Volatility", *Journal of Financial Economics*, Vol. 19, pp. 3-29.



- Friedman, M. e Schwartz, A., (1963), *A Monetary History of the United States, 1867-1960*, Princeton University Press.
- Fromont, E., (2005), "Modélisation des rentabilités extrêmes des distributions des Hedge-Funds", CREM UMR CNRS 6211- Axe Macroéconomie et Finance.
- Galbraith, J., (2009), *The Great Crash of 1929*, Mariner Books.
- Gallagher, L., (1995), "Interdependencies among the Irish, British and German stock markets", *The Economic and Social Review*, 26(1), 131-47.
- Gallagher, L. e Taylor, M., (2002), "The Stock Return-Inflation Puzzle Revisited", *Economics Letters*, 75 (2), 147-156.
- Gallant, A., Hsu, C. e Tauchen, G., (1999), "Using daily range data to calibrate volatility diffusion and extract the forward integrated variance", Working paper, University of North Carolina, Chapel Hill.
- Garman, M. e Klass, M., (1980), "On the Estimation of Security Price Volatilities From Historical Data", *Journal of Business*, 53, 67-78.
- Gençay, R. e Selçuk, F., (2004), "Extreme Value Theory and Value-at-Risk: Relative Performance in Emerging Markets", *Insurance: Mathematics and Economics*, N° 33, 337-356.
- Getter, D., Jickling, M., Labonte, M. e Murphy, E., (2007), "Financial Crisis? The Liquidity Crunch of August 2007, Congressional Research Service", Report for Congress, Washington D.C.: Government Finance Division, 1-23.
- Giot, P. e Laurent, S., (2003), "Value-at-risk for long and short trading positions", *Journal of Applied Econometrics*, 18: 641-664.
- Glezakos, M., Merika, A. e Kaligofiris, H., (2007), "Interdependence of Major World Stock Exchanges: How is the Athens Stock Exchange Affected?", *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 7, pp. 24-39.
- Glick, R. e Rose, K., (1999), "Contagion and Trade: Why Are Currency Crises Regional?", *Journal of International Money and Finance*, 18, pp. 603-617.
- Glimore, C. e McManus, G., (2001), "Random-Walk and Efficiency of Central European Equity Markets", Presentation at the 2001 European Financial Management Association, Annual Conference, Lugano, Switzerland.
- Glosten, L., Jagannathan, R. e Runkle, D. (1993), "On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks", *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 5, pp. 1779-1801.
- Goeij, P. e Marquering, W., (2004), "Modeling the conditional covariance between stock and bond returns: A multivariate GARCH approach", *Journal of Financial Econometrics*, 2(4): 531-564.
- Goetzmann, W., Li, L. e Rouwenhorst, K., (2005), "Long-Term Global Market Correlations", *Journal of Business*, 78(1), 1-38.
- Goldfajn, I. e Valdés, R., (1997), "Capital Flows and the Twin Crises: The Role of Liquidity.. Working Paper", International Monetary Fund.
- Gorton, G., (2009), "The Subprime Panic, Yale School of Management and NBER", *European Financial Management*, Vol. 15, No. 1, 10-46.

Granger, C., (1969), "Investigating causal relationships by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, 37(3), 424-438.

Granger, C., (1986), "Developments in the study of cointegrated economic variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213-228.

Granger, C. e Morgenstern, O., (1970), *Predictability of stock market prices*, Lexington, MA, Heath- Lexington Books.

Grech, D. e Mazur, Z., (2004), "Can one make any crash prediction in finance using the local Hurst exponent idea?", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 336, 133-145.

Grubel, H., (1968), "Internationally diversified portfolios: welfare gains and capital flows", *American Economic Review*, Vol. 58, pp 1299-1314.

Gujarati, D. (2003), *Basic Econometrics*, McGraw-Hill.

Hamao, Y., Masulis, R., e Ng, V., (1990), "Correlations in price changes and volatility across international stock markets", *The Review of Financial Studies*, 3, 281-307.

Hamilton, J. e Susmel, R., (1994), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity and changes in regime", *Journal of Econometrics*, 64, 307-333.

Hansen, P. e Lunde, A., (2005), "A forecast comparison of volatility models: does anything beat a GARCH(1,1)", *Journal of Applied Econometrics*, 20:873-898.

Hardy, C., (1923), *Readings in Risk and Risk-bearing*, The University of Chicago Press.

Harju, K. e Hussain, S., (2008), "Intraday return and volatility spillovers across international equity markets", *International Research Journal of Finance and Economics*, 22, 205-220.

Haroutounian, M. e Price, S., (2001) "Volatility in transition market of Central Europe", *Applied Financial Economics* (11), pp 93-105.

Harris, R. e Sollis, R., (2003), *Modelling and forecasting financial time series*, New York, Wiley.

Harvey, C., (1991), "The World Price of Covariance Risk", *Journal of Finance*, 46, 111-157.

Hassan, M. e Atsuyuki, N., (1996), "Short-run and long-run dynamic linkages among international stock markets", *International Review of Economics and Finance*, Volume 5, Issue 4, pp. 387-405.

Hassan, S. e Malik, F., (2007), "Multivariate GARCH modeling of setor volatility transmission", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 47: 470-480.

Helleiner, E., (1995), "Great Transformations: A Polanyan Perspective on the Contemporary Global Financial Order", *Studies in Political Economy*, 48. Impact of the Financial Crisis, IMF Working Paper WP/11/21, January 2011.

Hicks, J., (1935), "A Suggestion for Simplifying the Theory of Money", *Economica*, 2(5): 1-19.

Hirshleifer, D., Subrahmanyam, A. e Titman, S., (1994), "Security Analysis and Trading Patterns when some Investors Receive Information before Others", *Journal of Finance*, 49, pp. 1665-98.

Ho, L., Burridge, P., Cadle, J. e Theobald, M., (2000), "Value-at-Risk: Applying the extreme value approach to Asian markets in recent financial turmoil", *Pacific-Basin Finance Journal*, 8, pp.249-275.

- Hochberg, Y., (1974), "Some Generalizations of the T-method in Simultaneous Inference", *Journal of Multivariate Analysis*, Vol, 4, Nº. 2, pp. 224-234.
- Holton, G. (2002), *History of Value-at-Risk*, Citeseer.
- Horta, P., Mendes, C. e Vieira, I., (2008), "Contagion effects of the US Subprime Crisis on Developed Countries", CEFAGE-UE Working Paper 2008/08.
- Hsieh, D., (1991), "Chaos and Nonlinear Dynamics: Application to Financial Markets", *The Journal of Finance*, Vol. 46, No.5, pp. 1839-1877.
- Jansen, D. e DeVries, C., (1991), "On the Frequency of Large Stock Returns: Putting Booms and Busts into Perspective", *Review of Economics and Statistics*, 73, pp. 18-24.
- Joe, A. e Menyah, K., (2003), "Return predictability in African stock markets", *Review of Financial Economics*, 12, 247-270.
- Jorion, P., (2000), "Risk management lessons from Long-Term Capital Management", *European Financial Management*, Vol. 6, No. 3, September 2000, pp. 277-300.
- Jorion, P., (2007), *Value-at-Risk*, McGraw-Hill.
- Kahneman, D. e Tversky, A., (1974), "Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases", *Science*, 185, p. 1124 - 1131.
- Kaiser, H., (1970), "A Second Generation Little Jiffy", *Psychometrika*, 35, 401-415.
- Kaiser, H. e Rice, J., (1974), "Little Jiffy, Mark IV", *Educational and Psychological Measurement*, 34, 111-117.
- Kaminsky, G. e Reinhart, C., (2000), "On Crisis, Contagion, and Confusion", *Journal of International Economics*, 51, pp. 145-68.
- Kaminsky, G., Reinhart, C. e Végh, C., (2003), "The Unholy Trinity of Financial Contagion", *Journal of Economic Perspectives*, 17, pp. 51-74.
- Kaminsky, G. e Schmukler, S., (2008), "Short-run pain, long-run gain: financial liberalization and stock market cycles", *Review of Finance*, 12, 253-292.
- Kanas, A., (1998), "Long-run benefits from international equity diversification: a note on the Canadian evidence", *Applied Economics Letters*, 5, 659-663.
- Kasa, K., (1992), "Common stochastic trends in international stock markets", *Journal of Monetary Economics*, 29, 95-124.
- Kawakatsu, K. e Morey, M. (1999), "An empirical examination of financial Liberalization and the efficiency of the emerging market stock prices", *Journal of Financial Research*, 22, 358-411.
- Kenourgios, D., Samitas, A. e Paltalidis, N., (2007), "Financial Crises and Contagion: Evidence for BRIC Stock Markets", paper presented at the European Financial Management Association Annual Conference, 27th- 30th June 2007, Vienna, Austria.
- Kim, S. e Rogers, J., (1995), "International stock price spillovers and market liberalization: evidence from Korea, Japan and the United States", Discussion Paper No 499.
- Kindleberger, C., (2000), *Manias, Panics and Crashes: A History of Financial Crisis*, John Wiley & Sons.

- Kindleberger, C. e Aliber, R., (2005), *Manias, Panics, and Crashes*, John Wiley & Sons, Inc.
- King M., e Wadhvani, S., (1990), “Transmission of volatility between stock markets”, *Review of Financial Studies*, 3(1), 5-33.
- Koch, P. e Koch, T., (1991), “Evolution in dynamic linkages across daily national stock indexes”, *Journal of International Money and Finance*, 10: 231-251
- Koop, G., Pesaran, M. e Potter, S., (1996), “Impulse response analysis in non-linear multivariate models”, *Journal of Econometrics*, 74, 119-147.
- Kregel, A., (1998), “Yes, It Did Happen Again. A Minsky Crisis Happened in Asia”, Jerome Levy Institute Working Paper, n° 234, The Jerome Levy Institute of Bard College, abril.
- Kregel, A., (2008), “Minsky’s Cushions of Safety”, The Levy Economics Institute of Bard College Public Policy Brief, No. 93A.
- Krokhmal, P., Palmquist, J., e Uryasev, S., (2002), “Portfolio Optimization with Conditional Value-At-Risk Objective and Constraints”, *The Journal of Risk*, 4 (2), 11-27.
- Kyle, A., (1985), “Continuous Auction and Insider Trading”, *Econometrica*, Vol. 53, 1315-1335.
- Lamoureux, C. e Lastrapes, W., (1990), “Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH effects”, *Journal of Finance*, 45, 221 - 229.
- Lau, S. e McInish, T., (1993), “Comovements of international equity returns: A comparison of pre- and post-October 19, 1987, periods”, *Global Finance Journal*, vol. 4, pp. 1-19.
- Leavens, D., (1945), “Diversification of investments”, *Trusts Estates*, 80(5): 469-473.
- Lee, M., Chiou, J., e Lin, C., (2006), “A study of value-at-risk on portfolio in stock return using DCC multivariate GARCH”, *Applied Financial Economics Letters*, 2(3), 183-188.
- Léon, N., (2007a), “Stock market returns and volatility in the BRVM”, *African Journal of Business Management*, 15,107-112, August.
- Léon, N. (2007b), “An empirical study of the relation between stock return volatility and trading volume in the BRVM”, *African Journal of Business Management*, Vol. 1 (7), pp. 176-184, October.
- LeRoy, S. e Porter, S., (1981), “The Present-Value Relation: Test Based on Implied Variance Bounds”, *Econometrica*, 49(3), 555-574.
- Li, M., (2007), “Wealth, Volume and Stock Market Volatility: Case of Hong Kong”, *Applied Economics*, 15, 1937-1953.
- Li, Q., Yang, J. e Hsiao, C. (2005), “The Relationship between Stock Returns and Volatility in International Stock Markets”, *Journal of Empirical Finance*, 12, 650-665.
- Lim, K. e Hinich, M., (2005), “Cross-temporal universality of non-linear serial dependencies evidence from Asian stock indices”, *Economics Bulletin*, 7(1), 1-6.
- Lin, C., (1996), *In Stochastic Mean and Stochastic Volatility*, Blackwell Publishers.
- Lin, J. e Treichel, V., (2012), “The Unexpected Global Financial Crisis Researching Its Root Cause”, World Bank. WPS5937. [http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDS\\_ContentServer/WDSP/IB/2012/01/09/000158349\\_20120109085942/Rendered/PDF/WPS5937.pdf](http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDS_ContentServer/WDSP/IB/2012/01/09/000158349_20120109085942/Rendered/PDF/WPS5937.pdf). Consultado em 2012.

- Lin, W., Engle, R. e Ito, T., (1994), “Do Bulls and Bears Move Across Borders? International Transmission of Stock Returns and Volatility”, *Review of Financial Studies*, 7, pp. 507-38.
- Lintner, J., (1965), “The valuation of risky assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets”, *Review of Economics and Statistics*, 47, 13- 37.
- Lo, A. e MacKinlay, A., (1988), “Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test”, *Review of Financial Studies*, Vol. 1, Nº.1, pp. 41-66.
- Lobão, J., (2007), “Contágio entre mercados de ações de países desenvolvidos: um estudo de processos de transmissão de choques de rentabilidade num contexto de episódios de crises financeiras”, Tese de Doutoramento, Universidade do Minho, Braga.
- Longin, F., (1996), “The Asymptotic Distribution of Extreme Stock Market Returns”, *Journal of Business*, 69 (3), 383-408.
- Longin, F., (2000), “From Value-at-Risk to Stress Testing: the Extreme Value Approach”, *Journal of Banking and Finance*, N° 24, 1097-1130.
- Longin, F. e Solnik, B., (1995), “Is the correlation in international equity returns constant: 1960-1990?”, *Journal of International Money and Finance*, Volume 14, Issue 1, pp. 3-26.
- Lopez, J. e Walter, C., (2001), “Evaluating Covariance Matrix Forecasts in a Value-at-Risk Framework”, *Journal of Risk*, 3, 69-98.
- Lutkepohl, H., (1999), “Vetor Autoregressions”, unpublished manuscript, Institut für Statistik und Ökonometrie, Humboldt-Universität zu Berlin.
- Lutkepohl, H. e Saikkonen, P., (1997), “Impulse Response Analysis in Infinite Order Cointegrated Vetor Autoregressive Processes”, *Journal of Econometrics*, 81, 127-157.
- Malkiel, B., (1989), “Efficient Market Hypothesis in the New Palgrave”, Finance, New York: W.W. Norton.
- Mandelbrot, B., (1963), “The variation of certain speculative prices”, *Journal of Business*, 36:394-416.
- Mandelbrot, B., (2006), *O Mau Comportamento dos Mercados: Uma Visão Fractal do Risco, da Ruína e do Rendimento*, Gradiva.
- Manganelli, S. e Engle, R., (2001), “Value-at-Risk Models in Finance”, European Central Bank, Working Paper No.75, pp.1-40.
- Markowitz, H. (1952), “Portfolio selection”, *Journal of Finance*, 7, 77-91.
- Markowitz, H., (1991), *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investment*, John Wiley & Sons, Inc., New York.
- Marshall, C., (2002), *Medindo e Gerenciando Riscos Operacionais em Instituições Financeiras*, São Paulo, Qualitymark Editora.
- Masson, P., (1999), “Contagion, Monsoonal Effects, Spillovers, and Jumps between Multiple Equilibria.” in *The Asian Financial Crisis; Causes, Contagion and Consequences*, Ed. P.R. Agenor, M. Miller, D. Vines e A. Weber, Cambridge University Press.
- Maug, E. e Naik, N., (1996), “Herding and Delegated Portfolio Management: The Impact of Relative Performance Evaluation on Asset Allocation”, Working Paper, London Business School.

- May, C., (1999), *Nonlinear Pricing: theory and applications*, New York: Wiley.
- McKinsey Global Institute, (2010), “Debt and Deleveraging: The Global Credit Bubble and its Economic Consequences”.
- McNeil, A., (1998), “Calculating Quantile Risk Measures for Financial Return Series Using Extreme Value Theory”, Department Mathematik, ETH, Zentrum, Zurich.
- McNeil, A. (1999), “Extreme value theory for risk managers”, Mimeo, ETHZ Zentrum, Zurich.
- McNeil, A. e Frey, R., (2000), “Estimation of Tail-Related Risk Measures for Heteroscedastic Financial Time Series: an Extreme Value Approach”, *Journal of Empirical Finance*, 7, Issues 3-4, November, 271-300.
- Meric, I. e Meric, G., (1989), “Potential gains from International Portfolio diversification and intertemporal stability and seasonality in international stock market relationships”, *Journal of Banking and Finance*, 13, 627-40.
- Merton, R., (1980), “On estimating the expected return on the market: an exploratory investigation”, *Journal of Financial Economics*, 8, 323-361.
- Minescu, A., (2010), “A Study on the Failure of sovereign Credit Ratings”, *The Business Review Cambridge*, ISSN 1553 - 5827, Vol. 16, December 2010.
- Minsky, H., (1977), *A Theory of Systematic Fragility in Financial Crises: Institutions and Markets in Fragile Environment*, New York: Wiley International.
- Mitchell, W., (1913), *Business Cycles*, University of California Press.
- Modi, A. e Patel, B., (2010), “The Study on Co-Movement of Selected Stock Markets”, *International Research Journal of Finance and Economics*, 47, pp. 171-183.
- Modigliani, F. e Perotti, E., (1991). “The Rules of the Game and the Development of Security Markets”, In *Pacific-Basin Capital Markets Research*, vol 2, Amsterdam-North-Holland.
- Monteiro, J. e Silva, P., (2002), “Risco de perda adicional, teoria dos valores extremos e gestão do risco: aplicação ao mercado financeiro português”, Universidade da Beira Interior.
- Morana, C. e Beltratti, M., (2006), “Comovements in International Stock Markets”, Working Paper, International Centre for Economic Research.
- Mossin, J., (1966), “Equilibrium in a capital asset market”, *Econometrica*, 41, 768- 783.
- Murinde, V. e Pashakwale, S., (2002), “Volatility in the Emerging Stock Markets in Central and Eastern Europe: Evidence on Croatia, Czech Republic, Hungary, Poland, Russia and Slovakia”, *Forthcoming in European Research Studies Journal*, February.
- Naoui, K., Khemiri, S. e Liouane, N., (2010), “Crises and Financial Contagion: The Subprime Crisis”, *Journal of Business Studies Quarterly*, Vol. 2, No. 1, pp. 15-28.
- Narayan, P. e Smyth, R., (2004), “Modelling the linkages between the Australian and G7 stock markets: Common stochastic trends and regime shifts”, *Applied Financial Economics*, 14, 991-1004.
- Neftci, S., (2000), “Value-at-Risk Calculations, Extreme Events, and Tail Estimation”, *The Journal of Derivatives*, Vol.7, 1-15.
- Nelson, D., (1991), “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach”, *Econometrica*, 59, 2, 347 - 370.

- Nelson, R., Belkin, P. e Mix, D., (2010), "Greece's Debt Crisis: Overview, Policy Responses, and Implications", Congressional Research Service, 7-5700, www.crs.gov, R41167, 27<sup>th</sup> April.
- Ng, A., (2000), "Volatility Spillover Effects from Japan and the US to the Pacific Basin", *Journal of International Money and Finance*, 19, 207-233.
- Nurkse, R. (1944), "International Currency Experience: Lessons of the Interwar Period", League of Nations, Geneva.
- Ozdemir, Z. e Cakan, E., (2007), "Non-linear Dynamic Linkages in the International Stock Markets", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 377, 173-180.
- Pagan, A., e Hong, Y., (1991), "Nonparametric Estimation and the Risk Premium," in W. Barnett, J., e Tauchen, G. (eds.), *Nonparametric and Semiparametric Methods in Econometrics and Statistics*, Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- Park, Y. e Song, C., (2000), "Financial Contagion in the East Asian Crisis: With Special Reference to the Republic of Korea", In: Claessens, S. and Forbes, K. (Eds.), *International Financial Contagion*, Massachusetts: Kluwer Academic Publishers.
- Parkinson, M., (1980), "The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return", *Journal of Business*, 53, 1, 61-68.
- Patev, P. e Kanaryan, N., (2004). "Modelling and Forecasting The Volatility of Thin Emerging Stock Markets: The Case of Bulgaria", disponível em SSRN, *Working paper*, <http://ssrn.com/abstract=532302>. Consultado em 2009.
- Peiro, A., Quesada, J. e Ezequiel, U., (1998), "Transmission of movements in stock markets", *The European Journal of Finance*, Vol 4, pp 331- 343.
- Pesaran, H. e Shin, Y., (1998), "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models", *Economics Letter*, Elsevier. 58(1), 17-29.
- Pestana, M. e Gageiro, J., (2000), *Análise de Dados para Ciências Sociais: A complementaridade do SPSS*, 2<sup>a</sup> edição, Edições Sílabo, Lisboa.
- Peters, E., (1994), *Fractal Market Analysis: Applying Chaos Theory to Investment and Economics*, New York: Wiley.
- Phelan, M., (1997), "Probability and statistics applied to the practice of financial risk management: The case of J.P. Morgan's Riskmetrics", *Journal of Financial Services Research*, Vol. 12, No. 2/3, pp. 175-200.
- Phillips, P. e Perron, P., (1988) "Testing for a Unit Root in Time Series Regressions", *Biometrika*, 75, 335-346.
- Phylaktis, K. e Ravazzolo, F., (2001), "Stock market linkages in emerging markets: implications for international portfolio diversification", Working Paper, City University Business School, London.
- Pindyck, R., (1984), "Risk, Inflation, and the Stock Market", *American Economic Review*, Vol. 74, pp. 334-351.
- Pindyck, R. e Rotemberg, J., (1990), "The Excess Co-Movement of Commodity Prices." *The Economic Journal* 100, pp. 1173-89.
- Plamen, P. e Kanaryan, N., (2003), "Stock Market Volatility Changes in Central Europe Caused by Asian and Russian Financial Crises-Stock Market Volatility Changes in Central Europe", Tsenov Academy of Economics Department of Finance and Credit Working Paper, No.03-01.

Plihon, D., (2007), “A Globalização Financeira. Colóquio Pobreza, Dívida Externa e as Três Instituições Irmãs: FMI, Banco Mundial e OMC”, Faculdade de Economia, Universidade de Coimbra

Poon, S. e Granger, C., (2003), “Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review”, *Journal of Economic Literature*, 41 (2).

Premaratne, G. e Balasubramanyan, L., (2003), “Stock market volatility: Examining North America, Europe and Asia”, National University of Singapore, Economics Working Paper. [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=375380](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=375380). Consultado em 2011.

Purnanandam, A., (2009), “Originate-to-Distribute Model and the Subprime Mortgage Crisis, University of Michigan, Banco de Portugal, Conference: Financial Intermediation.

Putman, B. e Zimmer, S., (1987), “The Blackwell Guide to Wall Street”, Hardcover. Quarterly.

Raja, M. e Selvam, M., (2011), “Measuring the time varying volatility of futures and options”, *International Journal of Applied Economics and Finance*, 5: 18-29.

Ramlall, I., (2010), “Has the US Subprime Crisis Accentuated Volatility Clustering and Leverage Effects in Major International Stock Markets?”, *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 39.

Rappoport, P. e White, E., (1994), “Was the crash of 1929 Expected?”, *The American Economic Review*, March.

Reinhart, C. e Rogoff, K. (2009), “The aftermath of the financial crisis”, NBER Working Paper 14656.

Reiss, R. e Thomas, M., (1997), *Statistical Analysis of Extreme Values*, Birkhauser-Verlag.

Reiss, R. e Thomas, M., (2001), *Statistical Analysis of Extreme Values: from Insurance, Finance, Hydrology and Other Fields*, Birkhauser Verlag, Basel.

Reyes, M., (2001), “Asymmetric volatility spillover in the Tokyo stock exchange”, *Journal of Economics and Finance*, 25(2): 206-213.

Richards, A., (1997), “Winner-Loser Reversals in National Stock Market Indexes: Can They Be Explained?”, *Journal of Finance*, 52, pp.2129-21.

Richmond, J., (1982), “A General Method for Constructing Simultaneous Confidence Intervals”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 77, Nº. 378, pp. 455-460.

Ripley, D., (1973), “Systematic Elements in the Linkage of National Stock Market Indices”, *Review of Economics and Statistics*, 55, 3: 356-361.

Rockafellar, R., e Uryasev, S., (2002), “Conditional Value-at-risk for general loss distributions”, *Journal of Banking and Finance*, 26, pp. 1443-1471.

Rogers, L., Satchell, S. e Yoon, Y. (1994), “Estimating the volatility of stock prices: a comparison of methods that use high and low prices”, *Applied Financial Economics*, 4, 241-247.

Rogoff, K. e Reinhart, C., (2010), *Oito séculos de delírios financeiros: desta vez é diferente*, Princeton University Press.

Roll, R., (1988), “The international crash of October 1987”, *Financial Analysts Journal*, September/October, pp. 19-35.



- Ross, S., (1976), "The arbitrage theory of capital asset pricing", *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, Nº. 3, pp. 341-360.
- Ross, S., (1989), "Information and Volatility: The No-Arbitrage Martingale to Timing and Resolution Irrelevancy", *Journal of Finance*, Vol. 44, 1-17.
- Scheicher, M., (2001), "The comovements of stock markets in Hungary, Poland and the Czech Republic", *International Journal of Finance and Economics*, 6, 27-39.
- Scherrer, W. e Ribarits, E., (2007), "On the parameterization of multivariate GARCH models", *Econometric Theory*, 23: 464-484.
- Schwert, W., (1998), "Stock Market Volatility: Ten Years After The Crash", NBER Working Paper No. 6381.
- Sharma, S., (1996), *Applied Multivariate Techniques*, John Wiley & Sons, New York.
- Sharpe, W., (1963), "A simplified model for portfolio analysis", *Management Science*, 9, 277-293.
- Sharpe, W., (1964), "Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of market risk", *Journal of Finance*, 19, 425- 442.
- Shiller, R., (1981), "Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?", *The American Economic Review*, 71(3), 421-436.
- Shiller, R., (2006), *Irrational Exuberance*, Broadway Books: New York.
- Sidak, Z., (1967), "Rectangular Confidence Regions for the Means of Multivariate Normal Distributions", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 62, Nº. 318, pp. 626-633.
- Sims, C., (1972), "Money, Income and Causality", *American Economic Review*, 62, pp. 540-552.
- Sims, C., (1980), "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, 48, 1-48.
- Sinclair, E., (2008), *Volatility Trading*, John Wiley & Sons, Inc.
- Soares, J., (1994), "Preços de Ações na Bolsa de Lisboa: Análise, Previsão e Regras de Compra e Venda", Tese de Doutoramento, IST, Lisboa.
- Soriano, P., e Diranzo, F., (2006), "Volatility Transmission Models: A Survey", *Revista de Economia Financiera*, pp. 32 - 81.
- Sornette, D., (2004), "A Complex System View of Why Stock Markets Crash", New Thesis, 01 (1): 5-18.
- Spotton, B., (1997), "Financial Instability Reconsidered: Orthodox Theories Versus Historical Facts", *Journal of Economic Issues*, March.
- Stiglitz, J., (1999), "More instruments and broader goals: moving toward the post-Washington Consensus", *Revista de Economia Política*, n. 19, v. 1(73).
- Strange, S., (1990), "Finance, Information and Power", *Review of International Studies*, 16.
- Summers, L., (1986), "Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?", *The Journal of Finance*, Vol. 41, Nº. 3, Papers and Proceedings of the Forty-Fourth Annual Meeting of the American Finance Association, New York, December 28-30, pp. 591-601

Syriopoulos, T., (2004), "International portfolio diversification to central European stock markets", *Applied Financial Economics*, 14, 1253-1268.

Taylor, S., (1982), *Financial returns modelled by the product of two stochastic processes, a study of daily sugar prices, 1969-79*, Time Series Analysis: Theory and Practice 1, O.D. Anderson editor, North Holland, Amsterdam, 203-226.

Taylor, M. e Tonks, I., (1989), "The internationalization of stock markets and the abolition of the UK exchange control", *Review of Economics and Statistics*, 71, 332-336.

Taylor, S., (1989), *Modelling Financial Time Series*, John Wiley & Sons.

Thaler, R., Tversky, A., Kahneman, D. e Schwartz, A., (1997), "The Effect of Myopia and Loss Aversion on Risk Taking: An Experimental Test", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, No. 2, p. 647-661, May.

Theodossiou, P. e Lee, U., (1993), "Mean and volatility spillovers across major national stock markets: further empirical evidence", *The Journal of Financial Research*, XVI(4): 337-350.

Tobin, J. (1958), "Liquidity Preference as Behavior Towards Risk", *The Review of Economic studies*, v67.

Toussaint, E., (2008), "The US Subprime Crisis Goes Global", In Counterpunch, Weekend Edition, January 12/13.

Treynor, J., (1961), "Towards a theory of the market value of risky assets", Unpublished manuscript.

Tsay, R., (2005), *Analysis of Financial Time Series*, 2nd ed., New Jersey: Wiley.

Tse, Y. e Tsui, A., (2002), "A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model with Time-Varying Correlations", *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 351-363.

Turner, C., Startz, R. e Nelson, C., (1989), "A Markov Model of Heteroskedasticity, Risk, and Learning in the Stock Market", *Journal of Financial Economics*, Vol. 25, pp.3-22.

Uryasev, S., (2000), "Conditional Value-at-Risk: Optimization algorithms and applications", *Financial Engineering News*, (14 February):1-5.

Van-Rijckeghem, C. e Weder, B., (2001), "Sources of Contagion: Is it Finance or Trade?" *Journal of International Economics*, 54, pp. 293-300.

Velayoudoum, M., Bechir, R. e Abdelwahed, T., (2009), "Extreme Value Theory and Value-at-Risk: Application to oil market", *Energy Economics*, N° 31, 519-530.

Vladimir, O., (2009), "An application of EVT, GPD and POT methods in Russian market (RTS index)", Oryol Regional Academy of State Service.

Von-Furstenberg, G. e Jeon, B., (1989), "International stock prices movements: links and messages", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 125-179.

Wang, K. e Thi, T., (2006), "Does Contagion Effect Exist Between Stock Markets of Thailand and Chinese Economic Area (CEA) during the "Asian Flu?"", *Asian Journal of Management and Humanity Sciences*, Vol. 1, No. 1, pp. 16-36, 2006.

Whitelaw, R., (1994), "Time Variations and Covariations in the Expectation and Volatility of Stock Market Returns", *The Journal of Finance*, 49, No. 2, pp.515-541.

- Whitelaw, R., (2000), "Stock Market Risk and Return: An Equilibrium Approach", *Review of Financial Studies*, 13, 521-547.
- Wigmore, B., (1985), *The Crash and its Aftermath*, Westport, CT: Greenwood.
- Wigmore, B., (1997), *Securities Markets in the 1980s*, Hardcover.
- Williams, R., (1993) "Technical Change: Political Options and Imperatives", *Government and Opposition*, 28.
- Wilson, T., (1993), "Infinite wisdom". *Risk*, 6(6): 37-45.
- Worthington, A. e Higgs, H., (2003), "Weak-form market efficiency in European emerging and developed stock markets", Queensland University of Technology Discussion Paper, No. 159.
- Worthington, A. e Higgs, H., (2004), "Random Walks and Market Efficiency in European Equity Markets", *Global Journal of Finance and Economics*, 1(1), 59-78.
- Wright, J., (2000), "Alternative Variance-Ratio Tests Using Ranks and Signs", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 18, N°. 1, pp. 1-9.
- Zakoian, J., (1994), "Threshold heteroskedastic models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, 931-955.
- Zimmermann, H., Drobetz, W. e Oertmann, P., (2003), *Global Asset Allocation: New Methods and Applications*, John Wiley & Sons, Inc.



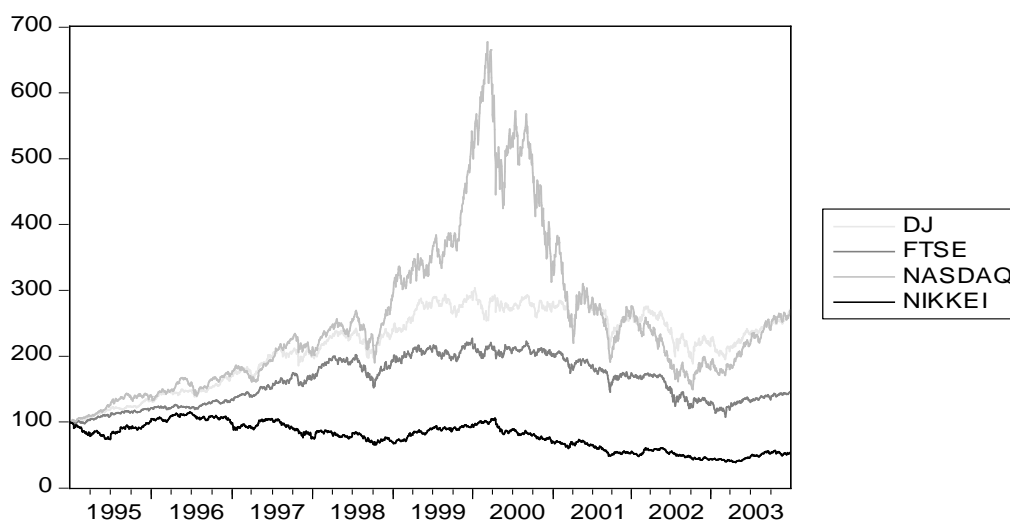
## Apêndice ao Capítulo 2

Tabela 2.1.A: Valor das Ações negociadas, em percentagem do PIB

	1990	1994	1998	2002	2006	2007	2008	2009	2010
Mundo	28,2	33,9	75,1	115,5	139,2	182,0	135,7	142,7	104,6
Estados Unidos	30,5	51,0	150,4	239,6	249,5	304,5	255,1	332,8	208,8
Reino Unido	27,5	43,8	80,2	118,5	173,6	367,3	244,1	156,6	133,9
França	9,4	22,5	40,3	64,4	111,0	132,4	115,3	52,0	32,3
Japão	52,4	23,5	24,6	40,2	143,3	148,4	120,5	83,3	77,9
Espanha	7,9	11,9	116,3	147,8	156,4	205,4	153,1	109,2	66,6
Brasil	1,2	20,0	17,4	9,6	23,4	42,8	44,0	40,7	43,2
Alemanha	29,3	21,5	34,9	61,1	85,2	101,0	85,4	38,7	42,5
Portugal	2,2	5,4	38,8	15,4	34,9	62,3	32,8	19,5	13,7
Grécia	4,2	4,6	34,3	16,9	40,5	48,8	13,9	15,8	14,1
Hong-Kong	45,0	108,6	123,4	128,6	212,6	442,8	755,1	711,8	711,7
Índia	6,9	8,5	35,6	38,9	67,1	89,1	86,5	78,9	61,1
Irlanda		7,9	48,2	26,8	35,9	52,7	14,1	8,3	8,2

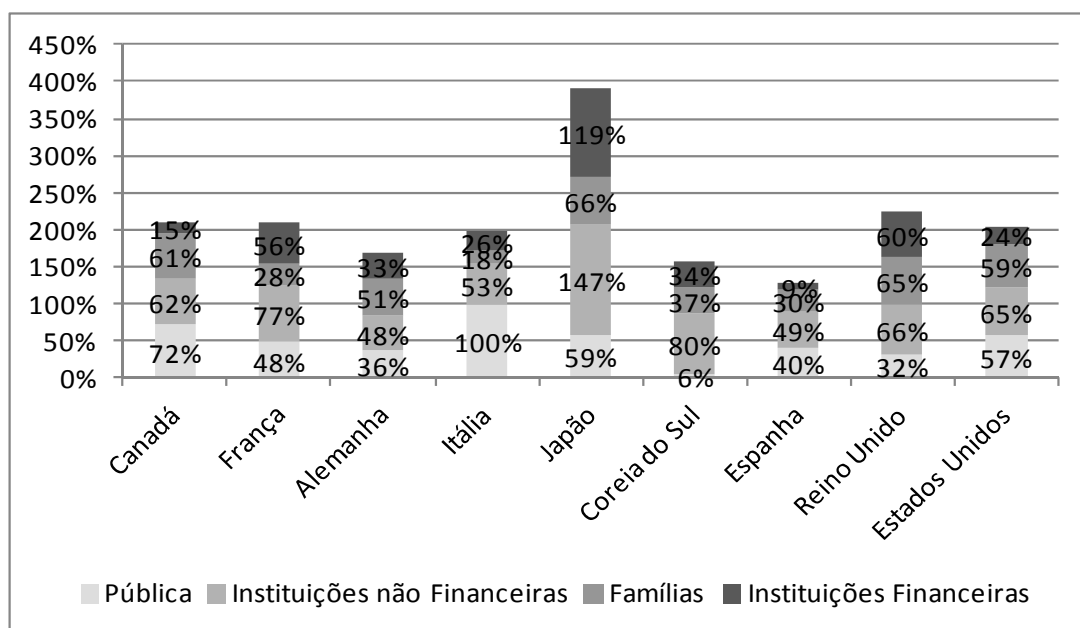
Notas: Esta tabela apresenta o valor das ações negociadas a nível mundial, em alguns dos principais mercados internacionais e no mercado português, no período compreendido entre 1990 e 2010. Os dados foram obtidos da informação estatística disponibilizada pelo Banco Mundial.

Figura 2.1.A: Evolução diária dos índices Nasdaq, DJ, FTSE e Nikkei



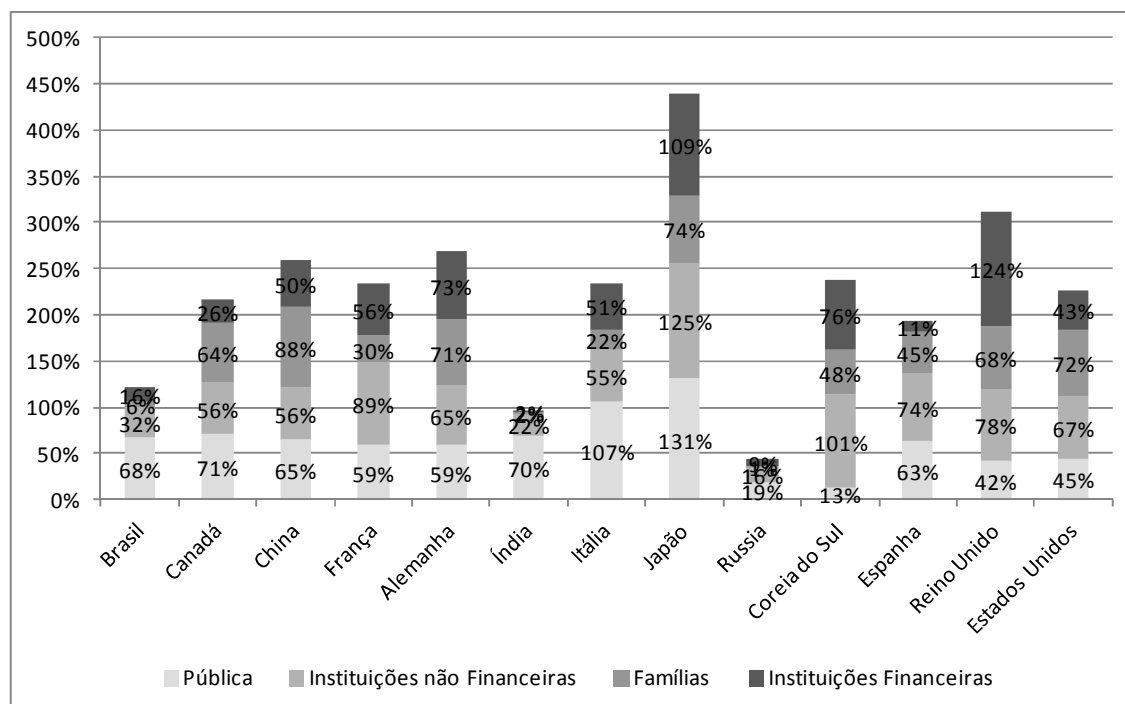
Notas: Esta figura apresenta a evolução do índice Nasdaq e do seu volume de negociação, expresso em milhares, no período compreendido entre 4 de janeiro de 1995 e 30 de dezembro de 2003. Os dados relativos aos índices foram obtidos em yahoo.finance.com. O dia 4 de janeiro de 1995 foi considerado a base 100.

**Figura 2.2.A: Evolução rácio de dívida de diversos países, em percentagem do PIB, nos anos de 1990, 1991, 1994 e 1995**



Notas: Os dados expressam os níveis de endividamento total destas economias, em percentagem do PIB, no ano de 1990, exceto os casos da Alemanha, da França, e da Itália, cujos dados se reportam aos anos de 1991, 1994 e 1995, respetivamente. Em todos os casos, os dados foram obtidos em McKinsey (2010).

**Figura 2.3.A: Evolução rácio de dívida de diversos países, em percentagem do PIB, no ano de 2000**



Notas: Os dados expressam os níveis de endividamento total destas economias, em percentagem do PIB, no ano de 2000. Em todos os casos, os dados foram obtidos em McKinsey (2010).

Tabela 2.2.A: Variação percentual do PIB mundial, da União Europeia e de algumas das principais economias mundiais

País	1990	1991	1992	19993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
União Europeia	2,7	1,2	0,9	-0,2	2,9	2,7	1,9	2,8	3,0	3,1	3,9	2,0	1,2	1,3	2,5	1,9	3,2	2,9	0,4	-4,3	1,9
Mundo	3,0	1,6	2,1	1,8	3,3	2,9	3,4	3,7	2,4	3,3	4,3	1,6	2,0	2,7	4,1	3,6	4,0	3,9	1,5	-2,0	4,2
Brasil	-4,3	1,5	-0,5	4,7	5,3	4,4	2,2	3,4	0,0	0,3	4,3	1,3	2,7	1,1	5,7	3,2	4,0	6,1	5,2	-0,6	7,5
Canadá	0,2	-2,1	0,9	2,3	4,8	2,8	1,6	4,2	4,1	5,5	5,2	1,8	2,9	1,9	3,1	3,0	2,8	2,2	0,5	-2,5	3,1
China	3,8	9,2	14,2	14,0	13,1	10,9	10,0	9,3	7,8	7,6	8,4	8,3	9,1	10,0	10,1	11,3	12,7	14,2	9,6	9,2	10,3
França	2,6	1,0	1,5	-0,7	2,2	2,0	1,1	2,2	3,4	3,3	3,7	1,8	0,9	0,9	2,5	1,8	2,5	2,3	-0,1	-2,7	1,5
Alemanha	5,3	5,1	2,2	-0,8	2,7	1,9	1,0	1,8	2,0	2,0	3,2	1,2	0,0	-0,2	1,2	0,8	3,4	2,7	1,0	-4,7	3,6
Grécia	0,0	3,1	0,7	-1,6	2,0	2,1	2,4	3,6	3,4	3,4	4,5	4,2	3,4	5,9	4,4	2,3	5,2	4,3	1,0	-2,0	-4,5
Índia	5,5	1,1	5,5	4,8	6,7	7,6	7,6	4,1	6,2	7,4	4,0	5,2	3,8	8,4	8,3	9,3	9,3	9,8	4,9	9,1	9,7
Irlanda	8,5	1,9	3,3	2,7	5,8	9,6	8,1	11,5	8,4	10,9	9,7	5,7	6,5	4,4	4,6	6,0	5,3	5,6	-3,5	-7,6	-1,0
Itália	2,1	1,5	0,8	-0,9	2,2	2,8	1,1	1,9	1,4	1,5	3,7	1,8	0,5	0,0	1,5	0,7	2,0	1,5	-1,3	-5,2	1,3
Japão	5,6	3,3	0,8	0,2	0,9	1,9	2,6	1,6	-2,0	-0,1	2,9	0,2	0,3	1,4	2,7	1,9	2,0	2,4	-1,2	-6,3	5,1
Coreia do Sul	9,2	9,4	5,9	6,1	8,5	9,2	7,0	4,7	-6,9	9,5	8,5	4,0	7,2	2,8	4,6	4,0	5,2	5,1	2,3	0,3	6,2
Portugal	4,0	4,4	1,1	-2,0	1,0	4,3	3,7	4,4	5,0	4,1	3,9	2,0	0,7	-0,9	1,6	0,8	1,4	2,4	0,0	-2,5	1,3
Rússia	-3,0	-5,0	-14,5	-8,7	-12,6	-4,1	-3,6	1,4	-5,3	6,4	10,0	5,1	4,7	7,3	7,2	6,4	8,2	8,5	5,2	-7,8	4,0
Espanha	3,8	2,5	0,9	-1,0	2,4	2,8	2,4	3,9	4,5	4,7	5,0	3,6	2,7	3,1	3,3	3,6	4,0	3,6	0,9	-3,7	-0,1
Reino Unido	0,8	-1,4	0,1	2,2	4,3	3,1	2,9	3,3	3,6	3,5	3,9	2,5	2,1	2,8	3,0	2,2	2,8	2,7	-0,1	-4,9	1,3
Estados Unidos	1,9	-0,3	3,4	2,9	4,1	2,5	3,8	4,5	4,4	4,9	4,2	1,1	1,8	2,5	3,6	3,1	2,7	1,9	0,0	-2,7	2,9

Nota: Elaborada a partir de informação estatística disponibilizada pelo Banco Mundial.





## Apêndice ao Capítulo 3

### 3.1.A Testes à igualdade de médias

O teste-t é calculado com base em

$$t = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\left( \frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2} \right)^2} \quad (3.1.1.A)$$

O teste é comparado com a distribuição t-Student, em que o número de graus de liberdade é dado por:

$$v = \left\{ \frac{\left( \frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2} \right)^2}{\frac{S_1^2}{n_1^2(n_1-1)} + \frac{S_2^2}{n_2^2(n_2-1)}} \right\} \quad (3.1.2.A)$$

O teste à igualdade de médias, através da análise de variância de um fator, permite avaliar a significância estatística da diferença observada entre médias, para um nível de probabilidade específico, envolvendo o cálculo da estatística  $F$ , a qual se baseia na variabilidade dentro e entre sub-períodos.

A estatística do teste é dada por:

$$F = \frac{MSE}{MSD} \quad (3.1.3.A)$$

Em que:

$MSE = \frac{SSE}{k-1}$  : é a média da soma dos quadrados entre sub-períodos;

$MSD = \frac{SSD}{N-k}$  : é a média da soma dos quadrados dentro dos sub-períodos.

Onde  $MSE$  é a soma dos quadrados entre sub-períodos,  $MSD$  é a soma dos quadrados dentro dos sub-períodos,  $k$  é o número de sub-períodos e  $N$  é o número total de observações

Em ambos os testes, as hipóteses nulas e as hipóteses alternativas são:

$$H_{01} : \mu_{CriseGlobal} = \mu_{Dot-Com} \text{ e } H_{02} : \mu_{CriseGlobal} = \mu_{Tranquilo}$$

$$H_{a1} : \mu_{CriseGlobal} \neq \mu_{Dot-Com} \text{ e } H_{a2} : \mu_{CriseGlobal} \neq \mu_{Tranquilo}$$

### 3.2.A Testes à igualdade de variâncias

O teste  $F$  à igualdade de variâncias testa a hipótese nula das variâncias, em dois sub-períodos, serem iguais. A estatística é dada por  $F = \frac{S_{maior}^2}{S_{menor}^2} - F_{T_{maior}-1; T_{menor}-1}$ , onde  $S_{maior(menor)}^2$  é a variância estimada do sub-período que regista maior (menor) valor.

O teste estatístico de Bartlett é utilizado para testar a igualdade/homogeneidade de variâncias entre grupos, contra a alternativa das variâncias serem desiguais, para pelo menos dois grupos.

O teste estatístico é:

$$2 = 2,3026 \times \left( \frac{q}{c} \right) \quad (3.2.1.A)$$

Onde:

$$q = (N - k) \log_{10} S_p^2 - \sum_i^k (n_i - 1) \log_{10} S_i^2 \quad (3.2.2.A)$$

$$c = 1 + \frac{1}{3(k-1)} \left[ \sum_{i=1}^k (n_i - 1)^{-1} - (N - k)^{-1} \right] \quad (3.2.3.A)$$

$$S_p^2 = \frac{\sum_{i=1}^k (n_i - 1) S_i^2}{N - k} \quad (3.2.4.A)$$

Em que  $n_i$  é o tamanho da amostra do  $p$ -ésimo grupo,  $S_i^2$  é a variância da amostra do  $p$ -ésimo grupo,  $N$  é o tamanho da amostra global e  $S_p^2$  é a variância agrupada.

$$H_{01} : \mu_{CriseGlobal} = \mu_{Dot-Com} \text{ e } H_{02} : \mu_{CriseGlobal} = \mu_{Tranquilo}$$

$$H_{a1} : \mu_{CriseGlobal} \neq \mu_{Dot-Com} \text{ e } H_{a2} : \mu_{CriseGlobal} \neq \mu_{Tranquilo}$$

Em ambos os testes, as hipóteses nulas e as hipóteses alternativas são as apresentadas atrás.

### 3.3.A Teste-t em duas amostras (Forbes e Rigobon, 2002)

No sentido de perceber se as correlações lineares registaram um aumento com significado estatístico, aplicámos o teste-t em duas amostras, também designado de teste-t de heterocedasticidade, e que resulta da proposta de Forbes e Rigobon (2002). Este teste corresponde à hipótese nula de que a correlação no sub-período da crise financeira global é maior ou igual que a correlação nos dois sub-períodos anteriores, contra a hipótese alternativa de que a correlação é superior nos dois sub-períodos precedentes.

$$H_0 = r_{i,j}^1 \geq r_{i,j}^0 \quad (3.3.1.A)$$

$$H_1 = r_{i,j}^1 < r_{i,j}^0 \quad (3.3.2.A)$$

Onde  $r_{i,j}^t$  é o coeficiente de correlação entre o mercado i e o mercado j, no período t.

Nas hipóteses anteriores, ao sub-período da crise financeira global corresponde o valor “1”, enquanto aos sub-períodos precedentes corresponde o valor “0”.

A aplicação do teste considera a transformação de Fisher, que por sua vez é aplicada aos coeficientes de correlação, de tal forma que estes apresentam uma distribuição aproximadamente normal, em termos assintóticos, com média  $\mu_t$  e variância  $\sigma_t^2$ , definidas da seguinte forma:

$$\mu_t = \frac{1}{2} \ln \left( \frac{1 + r_{i,j}^t}{1 - r_{i,j}^t} \right) \quad (3.3.3.A)$$

$$\sigma_t^2 = \frac{1}{n_t - 3} \quad (3.3.4.A)$$

A estatística do teste é calculada a partir de

$$U = \frac{\bar{\mu}_1 - \bar{\mu}_0}{(\sigma_0^2 + \sigma_1^2)^{\frac{1}{2}}} \quad (3.3.5.A)$$

Onde  $\mu_t$  e  $\sigma_t^2$  são a média e a variância amostrais transformadas. A estatística do teste segue uma distribuição normal, com média 0 e variância 1.



## Apêndice ao Capítulo 4

Figura 4.1.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rendibilidade do índice ATG, no período completo

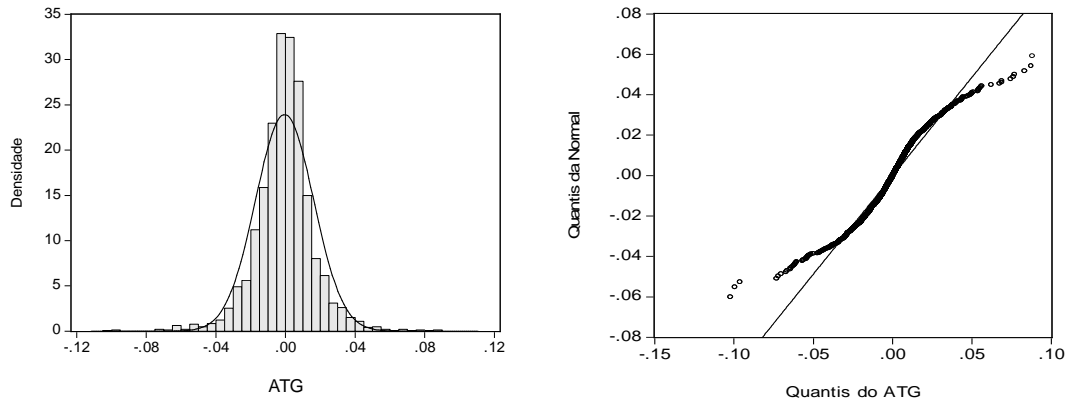


Figura 4.2.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rendibilidade do índice BOV no período completo

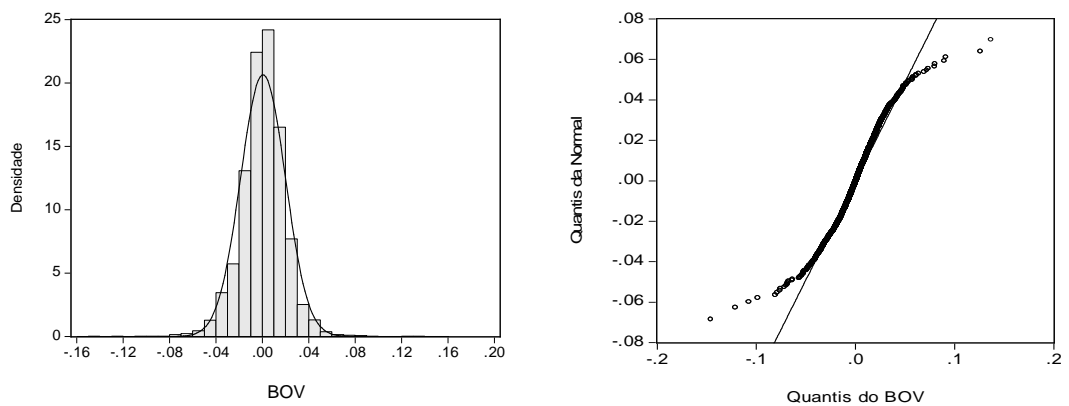
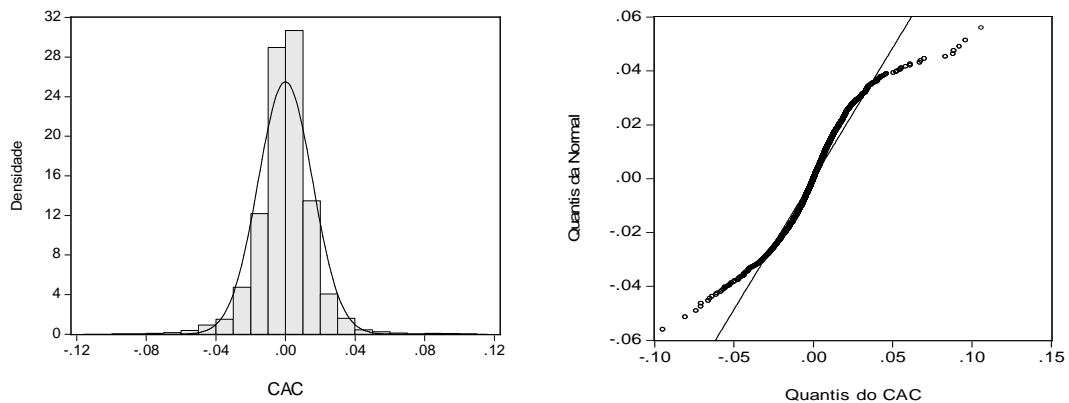
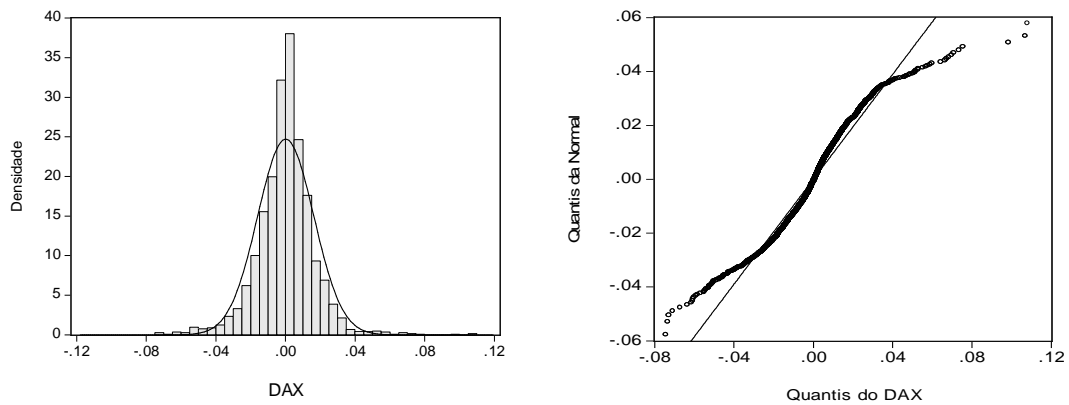


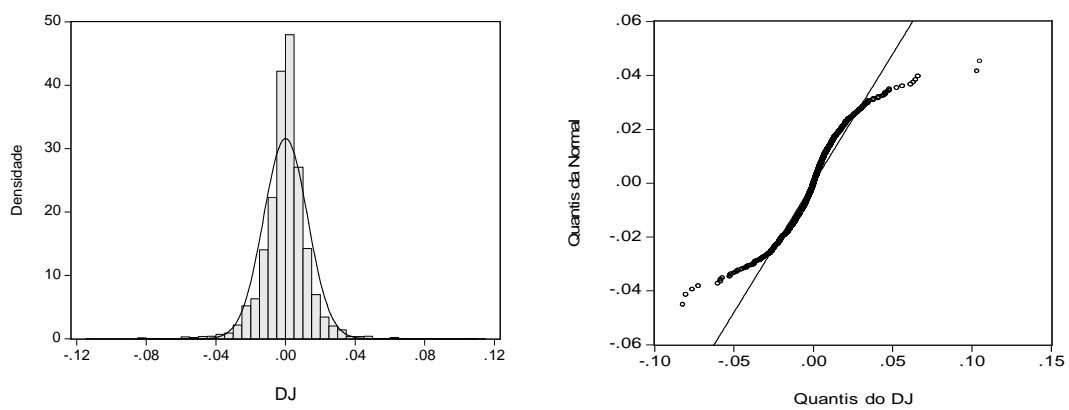
Figura 4.3.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rendibilidade do índice CAC, no período completo



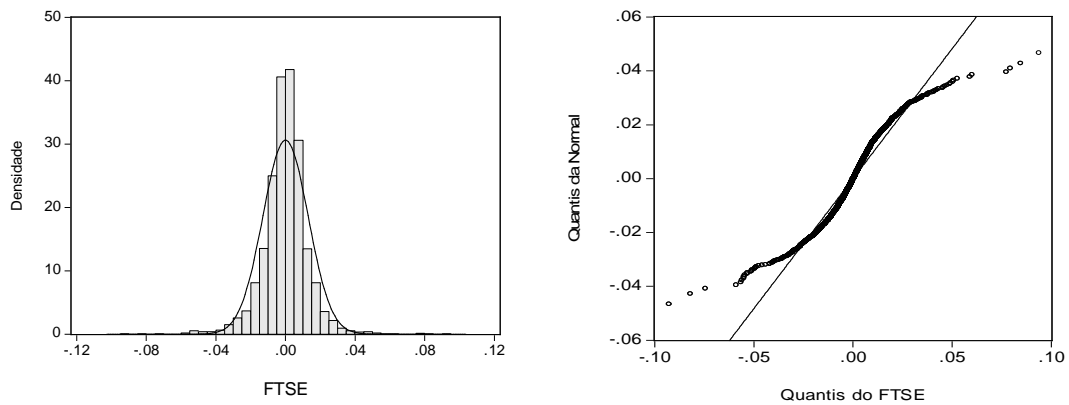
**Figura 4.4.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rendibilidade do índice DAX, no período completo**



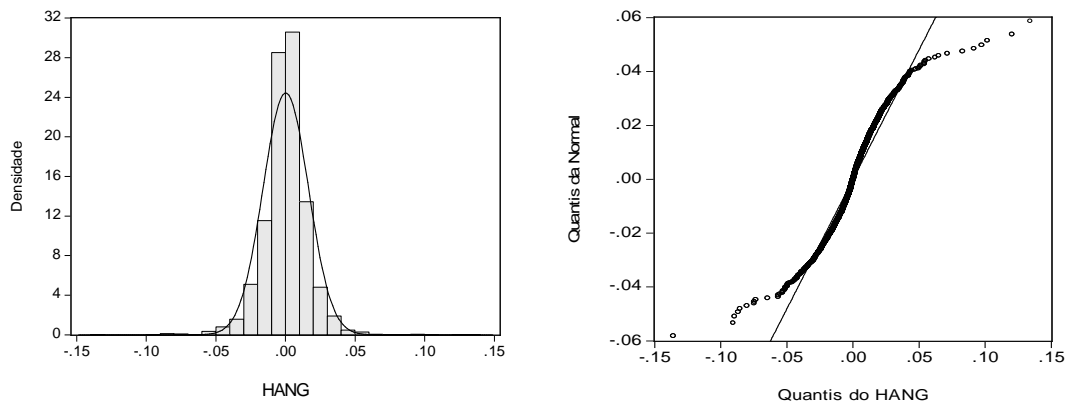
**Figura 4.5.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rendibilidade do índice DJ, no período completo**



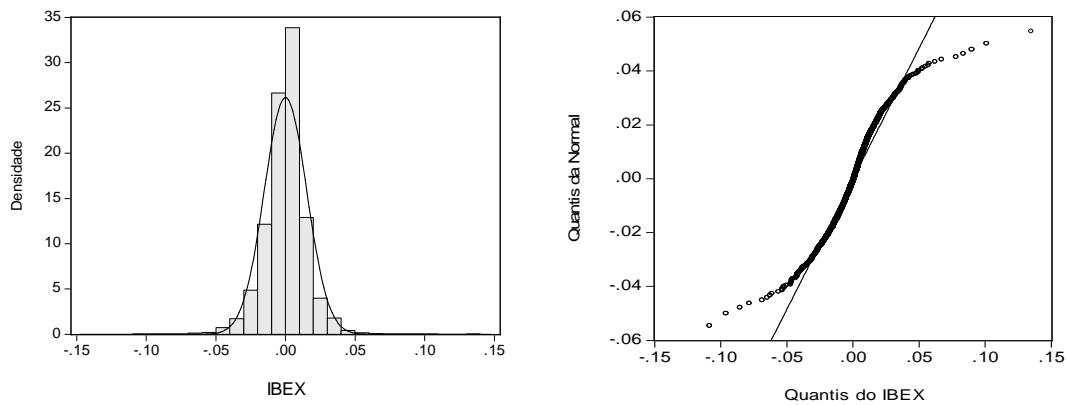
**Figura 4.6.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rendibilidade do índice FTSE, no período completo**



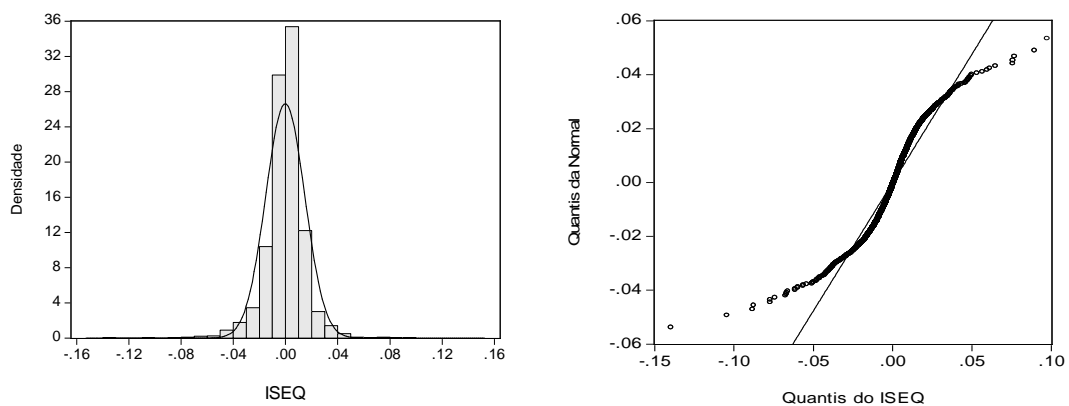
**Figura 4.7.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rentabilidade do índice HANG, no período completo**



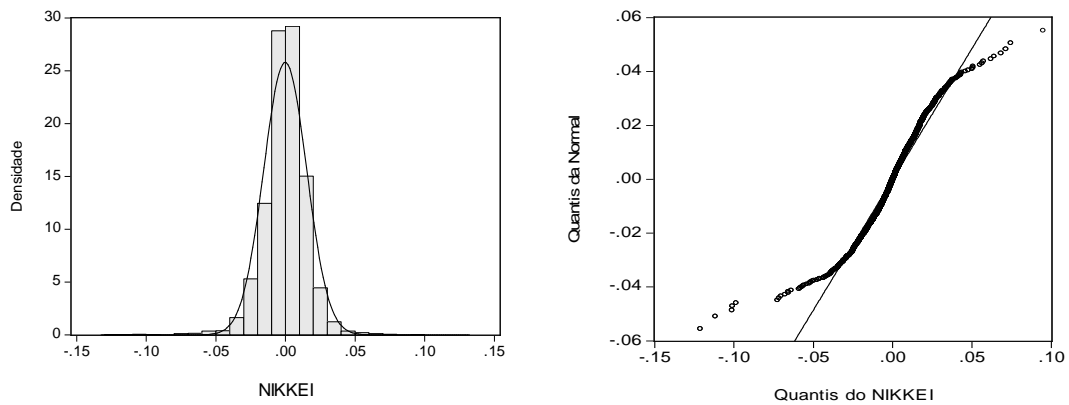
**Figura 4.8.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rentabilidade do índice IBEX, no período completo**



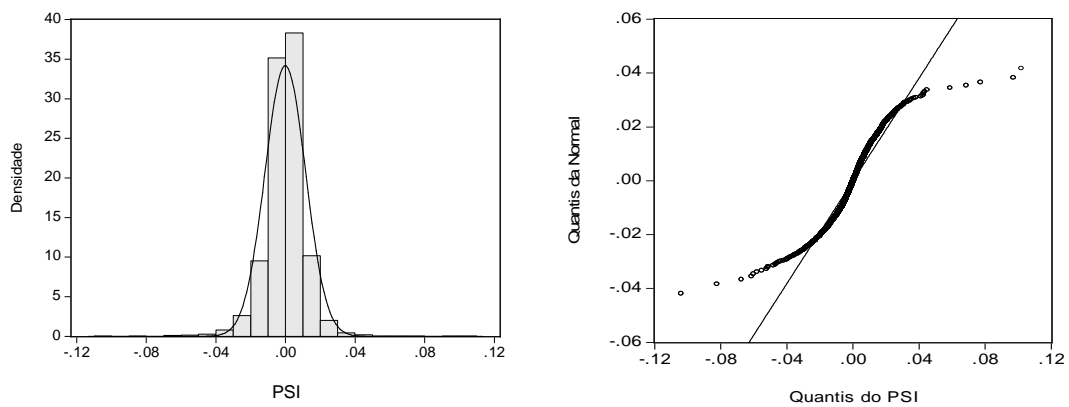
**Figura 4.9.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rentabilidade do índice ISEQ no período completo**



**Figura 4.10.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rendibilidade do índice NIKKEI no período completo**



**Figura 4.11.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rendibilidade do índice PSI, no período completo**



**Figura 4.12.A: Histograma da distribuição empírica e gráfico de quantis da taxa de rendibilidade do índice SENSEX, no período completo**

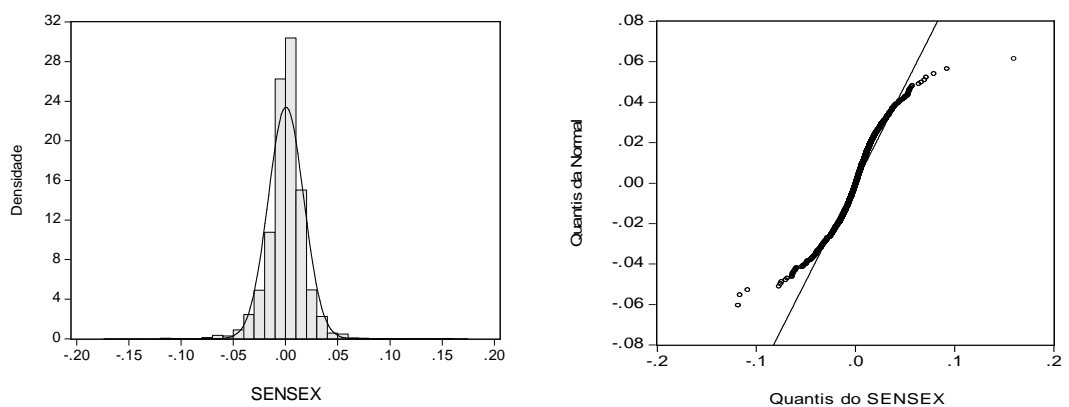




Tabela 4.1.A: Testes de autocorrelação às rentabilidades no período Completo

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
$\rho_1$	0,112***	0,016	-0,028	-0,017	-0,062***	-0,044**	-0,003	-0,005	0,058***	0,008	0,076***	0,078***
$\rho_2$	-0,061***	-0,039*	-0,055***	-0,021	-0,069***	-0,064***	-0,005	-0,063***	-0,019***	-0,021	-0,050***	-0,026***
$\rho_3$	-0,009***	-0,040**	-0,058***	-0,029	0,049***	-0,076***	-0,023	-0,025***	-0,015**	-0,046*	0,019***	-0,041***
$\rho_4$	0,049***	0,002**	0,052***	0,055**	-0,001***	0,096***	-0,021	0,039***	0,013**	0,023*	0,039***	0,026***
$\rho_5$	0,029***	-0,008*	-0,051***	-0,036***	-0,018***	-0,037***	-0,024	-0,022***	0,006**	-0,027**	-0,006***	0,001***
$\rho_6$	-0,021***	-0,026*	-0,041***	-0,033***	-0,043***	-0,053***	-0,006	-0,030***	-0,057***	-0,008*	-0,046***	-0,032***
$\rho_7$	-0,022***	-0,033**	-0,004***	-0,010***	-0,020***	0,012***	0,011	-0,017***	0,019***	0,004	0,017***	-0,016***
$\rho_8$	-0,019***	0,017**	0,056***	0,052***	0,065***	0,062***	0,061**	0,046***	0,020***	0,006	0,031***	0,032***
$\rho_9$	0,004***	-0,032**	-0,036***	-0,035***	-0,037***	-0,022***	-0,049***	-0,036***	0,011***	-0,044**	-0,029***	0,064***
$\rho_{10}$	-0,003***	0,056***	-0,030***	-0,018***	0,018***	-0,018***	-0,043***	-0,037***	-0,034***	-0,012*	0,017***	0,032***
$\rho_{11}$	-0,001***	0,006***	0,007***	0,022***	0,006***	-0,007***	0,008***	0,025***	-0,037***	0,020*	0,020***	-0,058***
$\rho_{12}$	0,010***	0,038***	0,003***	-0,004***	-0,009***	-0,012***	0,005***	-0,000***	0,001***	0,030**	0,033***	0,017***

Notas: As estatísticas  $\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_{12}$  referem-se às autocorrelações de ordem 1, 2, ..., 12, respetivamente. \*, \*\*, \*\*\* denota significância ao nível de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Tabela 4.2.A: Testes de autocorrelação às rentabilidades no sub-período Dot-Com

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
$\rho_1$	0,175***	0,045	0,016	-0,011	-0,010	-0,013	0,044	-0,001	0,111***	0,017	0,133***	0,064*
$\rho_2$	-0,072***	-0,029	-0,038	-0,003	0,000	-0,066	-0,035	-0,039	0,019***	-0,002	-0,074***	0,010
$\rho_3$	-0,017***	0,003	-0,060	-0,028	-0,013	-0,094**	0,026	-0,018	0,004**	-0,029	0,069***	-0,068*
$\rho_4$	0,032***	0,026	0,026	0,041	0,032	0,055***	0,023	0,022	0,029**	-0,002	0,053***	0,072**
$\rho_5$	0,027***	-0,040	-0,060	-0,027	-0,039	0,003**	-0,030	-0,010	0,022**	-0,025	-0,004***	0,019**
$\rho_6$	-0,063***	-0,039	-0,099**	-0,094	-0,057	-0,069***	-0,059	-0,045	-0,027*	-0,034	-0,066***	-0,047**
$\rho_7$	-0,082***	0,013	0,006**	0,024	0,024	0,011**	0,002	0,023	0,045**	-0,009	-0,011***	-0,016**
$\rho_8$	-0,048***	-0,035	0,058**	0,078**	0,014	0,048**	0,077	0,057	0,052**	0,041	0,062***	-0,016*
$\rho_9$	0,003***	-0,060	0,021**	-0,029*	-0,035	0,031**	-0,018	-0,041	0,008*	-0,027	0,029***	0,028*
$\rho_{10}$	-0,009***	0,086*	-0,046**	-0,050**	-0,008	-0,073***	-0,053	-0,068	-0,043*	-0,078	0,027***	0,032*
$\rho_{11}$	0,011***	0,053*	0,002**	-0,002*	-0,004	-0,027***	0,045	-0,007	0,028*	-0,004	0,023***	-0,027
$\rho_{12}$	-0,032***	0,044*	-0,043**	0,021*	0,020	-0,052***	0,040	-0,064	0,026*	0,025	-0,017***	0,002

Notas: As estatísticas  $\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_{12}$  referem-se às autocorrelações de ordem 1, 2, ..., 12, respetivamente. \*, \*\*, \*\*\* denota significância ao nível de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Tabela 4.3.A: Testes de autocorrelação às rentabilidades no sub-período Tranquilo

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
$\rho_1$	0,077**	0,014	-0,071**	-0,036	-0,022	-0,084***	0,046	-0,033	0,042	0,022	0,047	0,048
$\rho_2$	0,032**	-0,031	0,006*	0,034	-0,038	0,019**	-0,020	0,021	0,043	-0,023	0,032	-0,085***
$\rho_3$	-0,024**	-0,056	-0,029*	-0,004	0,010	-0,009**	-0,007	0,022	-0,016	0,021	0,016	0,022**
$\rho_4$	0,017*	-0,009	-0,021	-0,011	0,023	0,008*	-0,012	0,017	-0,009	-0,020	0,071*	0,041**
$\rho_5$	0,022	-0,006	-0,037	-0,042	-0,019	-0,043*	-0,005	0,000	-0,021	0,002	-0,045**	0,022**
$\rho_6$	0,014	0,010	0,033	0,002	-0,037	0,010	-0,025	0,020	0,006	0,030	0,007*	-0,033**
$\rho_7$	-0,054*	-0,068	-0,066**	-0,050	-0,039	-0,053*	-0,013	-0,051	-0,086	0,000	0,034*	-0,049**
$\rho_8$	-0,014	-0,002	0,010*	0,029	-0,002	-0,003	-0,046	0,009	0,013	-0,091	0,016	0,009**
$\rho_9$	-0,009	0,001	-0,013	0,004	-0,010	-0,009	-0,036	-0,027	0,002	-0,072**	-0,051*	0,091***
$\rho_{10}$	-0,009	0,073	-0,064**	-0,081	-0,021	-0,033	-0,009	-0,048	-0,034	0,020*	0,050**	0,006***
$\rho_{11}$	0,081**	-0,004	0,064**	0,063*	-0,005	0,026	0,024	0,068	0,050	0,032*	0,039**	-0,032***
$\rho_{12}$	-0,050**	-0,009	-0,043**	-0,023*	0,031	-0,044	0,034	-0,035	-0,020	-0,036*	-0,025*	-0,004***

Notas: As estatísticas  $\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_{12}$  referem-se às autocorrelações de ordem 1, 2, ..., 12, respetivamente. \*, \*\*, \*\*\* denota significância ao nível de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Tabela 4.4.A: Testes de autocorrelação às rentabilidades no sub-período Crise Financeira Global

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
$\rho_1$	0,075**	-0,009	-0,057*	-0,020	-0,106***	-0,055*	-0,038	-0,003	0,042	-0,005	0,046	0,101***
$\rho_2$	-0,089***	-0,056	-0,087***	-0,065	-0,121***	-0,083***	0,012	-0,099***	-0,047	-0,033	-0,059*	-0,021***
$\rho_3$	-0,009***	-0,068*	-0,065***	-0,043*	0,098***	-0,078***	-0,055	-0,041**	-0,023	-0,086**	-0,014	-0,068***
$\rho_4$	0,059***	-0,011*	0,098***	0,100***	-0,025***	0,143***	-0,045	0,056***	0,010	0,048**	0,019	-0,015***
$\rho_5$	0,024***	0,012	-0,047***	-0,038***	-0,006***	-0,064***	-0,026	-0,037***	0,002	-0,042**	-0,005	-0,026***
$\rho_6$	-0,017***	-0,043	-0,021***	0,019***	-0,036***	-0,062***	0,019	-0,037***	-0,083*	-0,012*	-0,055	-0,031**
$\rho_7$	0,012**	-0,052*	0,010***	-0,027**	-0,044***	0,028***	0,018	-0,036**	0,029*	0,005*	0,019	-0,001**
$\rho_8$	-0,015**	0,067**	0,060***	0,012**	0,109***	0,084***	0,078*	0,042**	0,012	0,017	0,010	0,071***
$\rho_9$	-0,002**	-0,030**	-0,092***	-0,065***	-0,043***	-0,065***	-0,067**	-0,035**	0,009	-0,048*	-0,060	0,064***
$\rho_{10}$	-0,008*	0,016*	-0,006***	0,052***	0,037***	0,021***	-0,051**	-0,016**	-0,036	0,003	-0,002	0,040***
$\rho_{11}$	-0,042*	-0,029*	-0,014***	0,012***	0,014***	-0,012***	-0,014**	0,029**	-0,077*	0,025	0,009	-0,100***
$\rho_{12}$	0,042**	0,055**	0,054***	-0,038***	-0,050***	0,022***	-0,019**	0,051**	-0,003*	0,054	0,068	0,034***

Notas: As estatísticas  $\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_{12}$  referem-se às autocorrelações de ordem 1, 2, ..., 12, respetivamente. \*, \*\*, \*\*\* denota significância ao nível de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

## 4.A Rácios de variâncias

Os testes do rácio de variâncias são uma alternativa para testar a hipótese de persistência nas séries financeiras. Sob a hipótese nula do teste, a variância das rendibilidades aleatórias é uma função linear do período de tempo. Para uma série particionada em intervalos de tempo iguais e caracterizados por um processo *random walk*, a variância das rendibilidades de  $q$  períodos ( $r_t - r_{t-q}$ ), deverá corresponder à variância da rendibilidade de um único período multiplicada por  $q$  (número inteiro positivo).

$$\text{Var}[r_t - r_{t-q}] = q \times \text{Var}[r_t - r_{t-1}] \quad (4.1.A)$$

O rácio de variâncias, dado pela relação entre a variância de  $q$  períodos e de um só período, deverá ser igual a 1:

$$\text{VR}(q) = \frac{\frac{1}{q} \text{Var}[r_t - r_{t-q}]}{\text{Var}[r_t - r_{t-1}]} = \frac{\sigma^2(q)}{\sigma^2(1)} = 1 \quad (4.2.A)$$

Assim, no teste do rácio de variâncias, sob a hipótese nula  $\text{VR}(q)=1$ , a série segue um processo do tipo *random walk*. Quando a hipótese de aleatoriedade é rejeitada e  $\text{VR}(q) > 1$ , a série evidencia correlação em série positiva. Quando a hipótese nula é rejeitada e  $\text{VR}(q) < 1$ , a série evidencia correlação em série negativa. A hipótese de correlação negativa em série é designada na literatura por processo de reversão à média, sendo interpretada como um mecanismo de correção eficiente em mercados desenvolvidos e um sinal de bolha especulativa nos mercados financeiros emergentes (Summers, 1986; Fama e French, 1988). Os estudos empíricos desenvolvidos, no contexto internacional, sobre a hipótese de reversão à média têm produzido resultados heterogêneos. Por exemplo, Richards (1997) encontrou evidência de reversão à média no longo prazo, em dezasseis mercados. Kawakatsu e Morey (1999) estudaram trinta e um mercados bolsistas emergentes e não encontraram evidência de reversão à média. Por seu lado, Chaudhuri e Wu (2003) estudaram os mercados bolsistas de dezassete países emergentes, tendo detetado processos de reversão à média em onze desses países.

Lo e MacKinlay (1988) desenvolveram técnicas de distribuição assintótica, de modo a testar a hipótese nula de aleatoriedade das rendibilidades, pressupondo a ocorrência de choques aleatórios IID, descritos pela distribuição gaussiana. Para uma amostra de  $nq + 1$  rendibilidades sucessivas  $(r_0, r_1, \dots, r_{nq})$ , vem:

$$\psi(q) = \sqrt{nq} \left( \bar{M}_r(q) \right) \left( \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q} \right)^{-1/2} N(0,1) \quad (4.3.A)$$

Onde

$$\bar{M}_r(q) = \frac{\bar{\sigma}_c^2(q)}{\bar{\sigma}_a^2} - 1 \quad (4.4.A)$$

$$\bar{\sigma}_a^2 = \frac{1}{nq-1} \sum_{k=1}^{nq} (r_k - r_{k-1} - \hat{\mu})^2 \quad (4.5.A)$$

$$\bar{\sigma}_c^2(q) = \frac{1}{m} \sum_{k=q}^{nq} (r_k - r_{k-q} - q\hat{\mu})^2 \quad (4.6.A)$$

$$m = q(nq - q - 1) \left( 1 - \frac{q}{nq} \right) \quad (4.7.A)$$

Para testar a hipótese nula de aleatoriedade nas rendibilidades, considerando o pressuposto de heterocedasticidade, ou seja, de volatilidade variável no tempo, Lo e MacKinlay (1988) derivaram a estatística de teste  $\psi^*(q)$ , dada por:

$$\psi^*(q) = \frac{\sqrt{nq} \times \bar{M}_r(q)}{\sqrt{\hat{\theta}}} N(0,1) \quad (4.8.A)$$

Onde

$$\hat{\theta}(q) = \sum_{k=1}^{q-1} \left( \frac{2(q-k)}{q} \right)^2 \hat{\delta}_k \quad (4.9.A)$$

e

$$\hat{\delta}_k = \frac{nq \sum_{j=k+1}^{nq} (r_j - r_{j-1} - \hat{\mu})^2 (r_{j-k} - r_{j-k-1} - \hat{\mu})^2}{\left[ \sum_{j=1}^{nq} (r_j - r_{j-1} - \hat{\mu})^2 \right]^2} \quad (4.10.A)$$

A proposta de Lo e MacKinlay (1988) foi desenvolvida para testar rácios de variâncias individuais, para um intervalo de agregação específico,  $q$ , com a hipótese de *random walk* a exigir que  $VR(q) = 1$ , para cada intervalo  $q$ . Partindo dos trabalhos de Sidak (1967), Hochberg (1974), Richmond (1982) e de Lo e MacKinlay (1988), Chow e Denning (1993) apresentaram um

teste de variâncias múltiplas, para cobrir em simultâneo um conjunto de intervalos de agregação.

De acordo com Chow e Denning (1993), a hipótese de *random walk* das rendibilidades dos ativos exige que, em cada intervalo  $q$ , o rácio de variâncias seja igual a um. O referido teste considera a estatística  $Z(q)$ , relativa a cada um dos sub-testes de variância simples  $\bar{M}_r(q_i)$ , sendo  $i = 1, \dots, m$ . A hipótese nula de *random walk* é rejeitada no caso de algum dos coeficientes  $\bar{M}_r(q_i)$  ser estatisticamente diferente de zero. De acordo com os autores, seleciona-se o valor máximo, em termos absolutos, da estatística de Lo e Mackinlay (1988), para a existência de homocedasticidade ou de heterocedasticidade, respetivamente, recorrendo às seguintes expressões:

$$Z(q) = \max |\psi(q_i)| \quad (4.11.A)$$

Ou,

$$Z^*(q) = \max |\psi^*(q_i)| \quad (4.12.A)$$

O intervalo de confiança para  $Z(q)$  e  $Z^*(q)$  é calculado com base na distribuição Standardized Maximum Modulus (SMM), em que  $SMM(\alpha; m; N)$  representa o valor crítico de  $\alpha$ , obtido através da distribuição SMM, com os parâmetros  $m$  (número de rácios de variância) e  $N$  graus de liberdade (tamanho da amostra). Se o valor absoluto máximo de  $Z(q)$  e  $Z^*(q)$  for superior ao valor crítico de SMM, a hipótese *random walk* é rejeitada. Assintoticamente, quando  $N$  tende para infinito, para as hipóteses de homocedasticidade e de heterocedasticidade, respetivamente, vem:

$$Z(q) \pm SMM(\alpha; m; \infty) \quad (4.13.A)$$

Ou,

$$Z^*(q) \pm SMM(\alpha; m; \infty) \quad (4.14.A)$$

O teste de variâncias desenvolvidos por Lo e MacKinlay (1988) consideram propriedades assintóticas, no modo como expressam as estatísticas de teste. Para obviar esta restrição, Wright (2000) desenvolveu uma versão não paramétrica do teste de variâncias, para testar a hipótese *random walk* em séries de taxas de câmbio. De acordo com este autor, esta versão apresenta vantagens face à versão paramétrica. Por um lado, ao não exigir uma aproximação assintótica, a questão da dimensão da amostra esbate-se. Por outro lado, os testes não

paramétricos evidenciam uma performance superior na detecção de correlação em série, especialmente quando as séries não exibem normalidade.

Wright (2000) desenvolveu dois tipos de testes, aplicáveis em função do pressuposto assumido quanto à distribuição dos dados, designadamente o teste de posição (*rankings*), para séries IID, e o teste de sinais, para séries heterocedásticas.

O teste de variância por *rankings* baseia-se na ordenação da série de rendibilidades. Considere-se  $r(r_t)$  como a posição da rendibilidade,  $r_t$ , entre  $r_1, r_2, \dots, r_T$ :

$$r'_{1t} = \frac{\left( r(r_t) - \frac{T+1}{2} \right)}{\sqrt{\frac{(T-1)(T+1)}{12}}} \quad (4.15.A)$$

$$r'_{2t} = \Phi^{-1}\left( \frac{r(r_t)}{T+1} \right) \quad (4.16.A)$$

Em que  $\Phi^{-1}$  traduz a distribuição normal padronizada inversa cumulativa,  $r'_{1t}$  é uma transformação linear padronizada da posição das rendibilidades e  $r'_{2t}$  é uma transformação normal inversa padronizada.

As estatísticas dos rácios de variância  $R_1(q)$  e  $R_2(q)$  são definidas como:

$$R_1(q) = \left( \frac{\frac{1}{Tq} \sum_{t=q+1}^T (r'_{1t} + r'_{1t-1} + \dots + r'_{1t-q})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=q+1}^T (r'_{1t})^2} - 1 \right) \times \left( \frac{2(2q-1)(q-1)}{3qT} \right)^{-1/2} \quad (4.17.A)$$

$$R_2(q) = \left( \frac{\frac{1}{Tq} \sum_{t=q+1}^T (r'_{2t} + r'_{2t-1} + \dots + r'_{2t-q})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=q+1}^T (r'_{2t})^2} - 1 \right) \times \left( \frac{2(2q-1)(q-1)}{3qT} \right)^{-1/2} \quad (4.18.A)$$

Os valores críticos de rejeição da hipótese de *random walk* das rendibilidades são gerados por um processo de simulação, em que os valores das estatísticas  $r'_{1t}$  e  $r'_{2t}$  são substituídos pelos valores simulados  $r'^*_{1t}$  e  $r'^*_{2t}$ . Recorrendo a técnicas de *bootstrap*, que envolvem a geração sucessiva e aleatória de dados, de modo a simular propriedades estatísticas da verdadeira distribuição relativa à amostra, a distribuição exata de  $R_1(q)$  e  $R_2(q)$  pode ser aproximada a um determinado nível de confiança.



O segundo teste proposto por Wright (2000), designado por rácio de variâncias por sinais, considera o sinal das rendibilidades,  $r_t$ , para calcular o rácio de variância, recorrendo à estatística de teste seguinte:

$$S_1(q) = \left( \frac{\frac{1}{Tq} \sum_{t=q+1}^T (s_t + s_{t-1} + \dots + s_{t-q})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=q+1}^T (s_t)^2} - 1 \right) \times \left( \frac{2(2q-1)(q-1)}{3qT} \right)^{-1/2} \quad (4.19.A)$$

Onde

$$S_t = 2v(r_t, 0) \quad (4.20.A)$$

$$v(x_t, p) = \begin{cases} 0,5 & \text{se } x_t > p \\ -0,5 & \text{se } x_t \leq p \end{cases} \quad (4.21.A)$$

A distribuição de  $S_1(q)$  pode ser aproximada através de  $S_1^*(q)$ , recorrendo a técnicas de *bootstrap*, tal como aconteceu no rácio de variâncias por *rankings*.  $S_1^*(q)$  é obtida a partir da sequência  $\{s_t^*\}_{t=1}^T$ , com cada um dos seus elementos a poder registar os valores 1 ou -1, com a mesma probabilidade.

Belaire-Franch e Opong (2005) desenvolveram um teste conjunto para o rácio de variâncias por *rankings* e sinais, inspirados na metodologia de Chow e Denning (1993). A estatística do teste conjunto (com  $i = 1, \dots, m$ ) é dada por:

$$CD_{R_1}(q) = \max |R_1(q_i)| \quad (4.22.A)$$

$$CD_{R_2}(q) = \max |R_2(q_i)| \quad (4.23.A)$$

$$CD_{S_1}(q) = \max |S_1(q_i)| \quad (4.24.A)$$

A hipótese nula de *random walk* é rejeitada quando pelo menos um dos coeficientes seja estatisticamente diferente de zero.

$$CD_{R_1}^*(q) = \max |R_1^*(q_i)| \quad (4.25.A)$$

$$CD_{R_2}^*(q) = \max |R_2^*(q_i)| \quad (4.26.A)$$

$$CD^*_{S_1}(q) = \max |S^*_1(q_i)| \quad (4.27.A)$$

As estatísticas  $R^*_1(q_i)$ ,  $R^*_2(q_i)$  e  $S^*_1(q_i)$  apresentam a mesma distribuição amostral e os seus valores críticos são obtidos por simulação, à semelhança do que acontece com as estatísticas propostas no teste de Wright (2000). A hipótese nula de *random walk* é rejeitada quando as estatísticas são superiores aos valores críticos tabelados, usando a simulação de Monte Carlo.

**Tabela 4.5.A: Estatísticas dos rcios de varincia para o pressuposto de homocedasticidade e de heterocedasticidade no periodo completo**

	q=2		q=4		q=8		q=16		CD-1	CD-2
	Zq	Z*q	Zq	Z*q	Zq	Z*q	Zq	Z*q		
ATG	-21,651 (0,000)	-12,853 (0,000)	-21,052 (0,000)	-13,066 (0,000)	-15,578 (0,000)	-10,231 (0,000)	-11,364 (0,000)	-7,926 (0,000)	21,651 (0,000)	13,066 (0,000)
	0,598		0,268		0,144		0,070			
BOV	-25,397 (0,000)	-14,089 (0,000)	-21,462 (0,000)	-12,664 (0,000)	-15,914 (0,000)	-10,086 (0,000)	-11,468 (0,000)	-7,519 (0,000)	25,397 (0,000)	14,089 (0,000)
	0,528		0,254		0,125		0,062			
CAC	-26,189 (0,000)	-13,748 (0,000)	-22,126 (0,000)	-12,226 (0,000)	-16,098 (0,000)	-9,241 (0,000)	-11,496 (0,000)	-6,845 (0,000)	26,189 (0,000)	13,748 (0,000)
	0,513		0,231		0,115		0,060			
DAX	-26,797 (0,000)	-14,433 (0,000)	-22,071 (0,000)	-12,553 (0,000)	-16,064 (0,000)	-9,692 (0,000)	-11,478 (0,000)	-7,157 (0,000)	26,797 (0,000)	14,433 (0,000)
	0,502		0,233		0,117		0,061			
DJ	-26,731 (0,000)	-11,817 (0,000)	-21,984 (0,000)	-10,208 (0,000)	-16,187 (0,000)	-7,915 (0,000)	-11,530 (0,000)	-5,755 (0,000)	26,731 (0,000)	11,817 (0,000)
	0,503		0,236		0,110		0,057			
FTSE	-26,372 (0,000)	-13,409 (0,000)	-22,530 (0,000)	-11,799 (0,000)	-16,143 (0,000)	-8,606 (0,000)	-11,497 (0,000)	-6,320 (0,000)	26,372 (0,000)	13,409 (0,000)
	0,510		0,217		0,113		0,060			
HANG	-26,840 (0,000)	-10,898 (0,000)	-21,429 (0,000)	-9,042 (0,000)	-16,057 (0,000)	-7,280 (0,000)	-11,478 (0,000)	-5,610 (0,000)	26,840 (0,000)	10,898 (0,000)
	0,501		0,255		0,117		0,061			
IBEX	-25,343 (0,000)	-11,781 (0,000)	-21,881 (0,000)	-10,958 (0,000)	-16,028 (0,000)	-8,643 (0,000)	-11,492 (0,000)	-6,655 (0,000)	25,343 (0,000)	11,781 (0,000)
	0,529		0,239		0,119		0,060			
ISEQ	-24,693 (0,000)	-11,054 (0,000)	-21,219 (0,000)	-10,474 (0,000)	-15,818 (0,000)	-8,231 (0,000)	-11,425 (0,000)	-6,050 (0,000)	24,693 (0,000)	11,054 (0,000)
	0,541		0,262		0,131		0,066			
NIKKEI	-26,113 (0,000)	-13,622 (0,000)	-21,667 (0,000)	-11,993 (0,000)	-15,905 (0,000)	-8,911 (0,000)	-11,471 (0,000)	-6,593 (0,000)	26,113 (0,000)	13,622 (0,000)
	0,515		0,247		0,126		0,062			
PSI	-23,216 (0,000)	-9,554 (0,000)	-21,274 (0,000)	-9,320 (0,000)	-15,800 (0,000)	-7,430 (0,000)	-11,431 (0,000)	-5,834 (0,000)	23,216 (0,000)	9,554 (0,000)
	0,569		0,260		0,132		0,065			
SENSEX	-23,864 (0,000)	-12,710 (0,000)	-21,173 (0,000)	-12,165 (0,000)	-15,800 (0,000)	-9,858 (0,000)	-11,402 (0,000)	-7,675 (0,000)	23,864 (0,000)	12,710 (0,000)
	0,557		0,264		0,132		0,067			

Notas: Zq  o valor do teste estatstico para a hiptese nula de incrementos *random walk* homocedsticos; Z\*q  o valor do teste estatstico para a hiptese nula de incrementos *random walk* heterocedsticos. Em ambos os casos, as estatsticas foram calculadas para desfasamentos de 2, 4, 8 e 16 dias. Os valores apresentados em parntesis so relativos aos *p-values*. Os valores imediatamente abaixo dos *p-values* referem-se s estimativas do rcio de varincia.

**Tabela 4.6.A: Estatísticas dos rácios de variância para o pressuposto de homocedasticidade e de heterocedasticidade no sub-período Dot-Com**

	q=2		q=4		q=8		q=16		CD-1	CD-2
	Zq	Z*q	Zq	Z*q	Zq	Z*q	Zq	Z*q		
ATG	-10,142 (0,000)	-6,036 (0,000)	-10,961 (0,000)	-7,082 (0,000)	-8,258 (0,000)	-5,746 (0,000)	-6,115 (0,000)	-4,686 (0,000)	10,961 (0,000)	7,082 (0,000)
	0,652		0,295		0,161		0,075			
BOV	-13,428 (0,000)	-8,963 (0,000)	-11,571 (0,000)	-8,581 (0,000)	-8,490 (0,000)	-6,976 (0,000)	-6,185 (0,000)	-5,463 (0,000)	13,428 (0,000)	8,963 (0,000)
	0,539		0,256		0,137		0,065			
CAC	-13,721 (0,000)	-10,051 (0,000)	-11,684 (0,000)	-8,843 (0,000)	-8,656 (0,000)	-6,769 (0,000)	-6,191 (0,000)	-4,916 (0,000)	13,721 (0,000)	10,051 (0,000)
	0,529		0,249		0,120		0,064			
DAX	-14,647 (0,000)	-9,498 (0,000)	-11,847 (0,000)	-8,099 (0,000)	-8,713 (0,000)	-6,354 (0,000)	-6,196 (0,000)	-4,664 (0,000)	14,647 (0,000)	9,498 (0,000)
	0,497		0,238		0,114		0,063			
DJ	-14,677 (0,000)	-10,791 (0,000)	-11,810 (0,000)	-9,120 (0,000)	-8,631 (0,000)	-6,949 (0,000)	-6,217 (0,000)	-5,200 (0,000)	14,677 (0,000)	10,791 (0,000)
	0,496		0,241		0,123		0,060			
FTSE	-13,760 (0,000)	-9,588 (0,000)	-11,911 (0,000)	-8,674 (0,000)	-8,672 (0,000)	-6,564 (0,000)	-6,187 (0,000)	-4,754 (0,000)	13,760 (0,000)	9,588 (0,000)
	0,527		0,234		0,119		0,064			
HANG	-13,314 (0,000)	-9,251 (0,000)	-11,557 (0,000)	-8,714 (0,000)	-8,635 (0,000)	-7,029 (0,000)	-6,168 (0,000)	-5,298 (0,000)	13,314 (0,000)	9,251 (0,000)
	0,543		0,257		0,122		0,067			
IBEX	-13,961 (0,000)	-10,739 (0,000)	-11,736 (0,000)	-9,387 (0,000)	-8,670 (0,000)	-7,201 (0,000)	-6,207 (0,000)	-5,209 (0,000)	13,961 (0,000)	10,739 (0,000)
	0,520		0,246		0,119		0,061			
ISEQ	-13,016 (0,000)	-9,653 (0,000)	-11,284 (0,000)	-8,779 (0,000)	-8,513 (0,000)	-6,979 (0,000)	-6,109 (0,000)	-5,219 (0,000)	13,016 (0,000)	9,653 (0,000)
	0,553		0,275		0,135		0,076			
NIKKEI	-14,251 (0,000)	-10,623 (0,000)	-11,573 (0,000)	-9,165 (0,000)	-8,627 (0,000)	-7,267 (0,000)	-6,192 (0,000)	-5,418 (0,000)	14,251 (0,000)	10,623 (0,000)
	0,510		0,256		0,123		0,063			
PSI	-11,040 (0,000)	-8,235 (0,000)	-11,281 (0,000)	-8,499 (0,000)	-8,491 (0,000)	-6,719 (0,000)	-6,123 (0,000)	-5,099 (0,000)	11,281 (0,000)	8,499 (0,000)
	0,621		0,275		0,137		0,074			
SENSEX	-13,672 (0,000)	-7,947 (0,000)	-11,700 (0,000)	-7,316 (0,000)	-8,493 (0,000)	-5,705 (0,000)	-6,159 (0,000)	-4,529 (0,000)	13,672 (0,000)	7,947 (0,000)
	0,530		0,248		0,137		0,068			

Nota: Zq é o valor do teste estatístico para a hipótese nula de incrementos *random walk* homocedásticos; Z\*q é o valor do teste estatístico para a hipótese nula de incrementos *random walk* heterocedásticos. Em ambos os casos, as estatísticas foram calculadas para desfasamentos de 2, 4, 8 e 16 dias. Os valores apresentados em parêntesis são relativos aos *p-values*. Os valores imediatamente abaixo dos *p-values* referem-se às estimativas do rácio de variância.

**Tabela 4.7.A: Estatísticas dos rcios de varincia para o pressuposto de homocedasticidade e de heterocedasticidade no sub-perodo Tranquilo**

	q=2		q=4		q=8		q=16		CD-1	CD-2
	Zq	Z*q	Zq	Z*q	Zq	Z*q	Zq	Z*q		
ATG	-15,620 (0,000)	-8,756 (0,000)	-12,868 (0,000)	-7,815 (0,000)	-9,562 (0,000)	-6,337 (0,000)	-6,946 (0,000)	-5,014 (0,000)	15,620 (0,000)	8,756 (0,000)
	0,524		0,266		0,138		0,068			
BOV	-15,656 (0,000)	-11,479 (0,000)	-13,048 (0,000)	-10,307 (0,000)	-9,679 (0,000)	-8,079 (0,000)	-6,960 (0,000)	-6,084 (0,000)	15,656 (0,000)	11,479 (0,000)
	0,523		0,256		0,127		0,066			
CAC	-17,680 (0,000)	-12,368 (0,000)	-13,396 (0,000)	-9,958 (0,000)	-9,832 (0,000)	-7,695 (0,000)	-7,023 (0,000)	-5,747 (0,000)	17,680 (0,000)	12,368 (0,000)
	0,461		0,236		0,113		0,058			
DAX	-17,661 (0,000)	-11,798 (0,000)	-13,312 (0,000)	-9,396 (0,000)	-9,823 (0,000)	-7,307 (0,000)	-7,021 (0,000)	-5,471 (0,000)	17,661 (0,000)	11,798 (0,000)
	0,462		0,241		0,114		0,058			
DJ	-16,219 (0,000)	-12,140 (0,000)	-13,383 (0,000)	-10,674 (0,000)	-9,741 (0,000)	-8,201 (0,000)	-6,987 (0,000)	-6,086 (0,000)	16,219 (0,000)	12,140 (0,000)
	0,506		0,237		0,122		0,062			
FTSE	-17,992 (0,000)	-11,762 (0,000)	-13,559 (0,000)	-9,460 (0,000)	-9,832 (0,000)	-7,304 (0,000)	-7,034 (0,000)	-5,499 (0,000)	17,992 (0,000)	11,762 (0,000)
	0,451		0,227		0,113		0,056			
HANG	-15,235 (0,000)	-10,840 (0,000)	-12,890 (0,000)	-9,899 (0,000)	-9,568 (0,000)	-8,025 (0,000)	-6,971 (0,000)	-6,169 (0,000)	15,235 (0,000)	10,840 (0,000)
	0,536		0,265		0,137		0,065			
IBEX	-17,358 (0,000)	-12,002 (0,000)	-13,405 (0,000)	-9,732 (0,000)	-9,772 (0,000)	-7,529 (0,000)	-6,990 (0,000)	-5,699 (0,000)	17,358 (0,000)	12,002 (0,000)
	0,471		0,235		0,119		0,062			
ISEQ	-16,403 (0,000)	-8,907 (0,000)	-12,927 (0,000)	-7,816 (0,000)	-9,664 (0,000)	-6,605 (0,000)	-6,950 (0,000)	-5,275 (0,000)	16,403 (0,000)	8,907 (0,000)
	0,500		0,263		0,128		0,067			
NIKKEI	-15,620 (0,000)	-11,541 (0,000)	-12,954 (0,000)	-9,901 (0,000)	-9,534 (0,000)	-7,572 (0,000)	-6,978 (0,000)	-5,757 (0,000)	15,620 (0,000)	11,541 (0,000)
	0,524		0,261		0,140		0,064			
PSI	-16,144 (0,000)	-11,390 (0,000)	-13,277 (0,000)	-10,005 (0,000)	-9,668 (0,000)	-7,716 (0,000)	-6,969 (0,000)	-5,866 (0,000)	16,144 (0,000)	11,390 (0,000)
	0,508		0,243		0,128		0,065			
SENSEX	-14,076 (0,000)	-7,265 (0,000)	-13,106 (0,000)	-7,113 (0,000)	-9,638 (0,000)	-5,620 (0,000)	-6,951 (0,000)	-4,430 (0,000)	14,076 (0,000)	7,265 (0,000)
	0,571		0,253		0,131		0,067			

Notas: Zq  o valor do teste estatstico para a hiptese nula de incrementos *random walk* homocedsticos; Z\*q  o valor do teste estatstico para a hiptese nula de incrementos *random walk* heterocedsticos. Em ambos os casos, as estatsticas foram calculadas para defasamentos de 2, 4, 8 e 16 dias. Os valores apresentados em parntesis so relativos aos *p-values*. Os valores imediatamente abaixo dos *p-values* referem-se s estimativas do rcio de varincia.

Tabela 4.8.A: Estatísticas dos Rácios de Variâncias de *Rankings* e Sinais no período completo

	Wright												BFO		
	q=2			q=4			q=8			q=16					
	R1	R2	S1	R1	R2	S1	R1	R2	S1	R1	R2	S1	CD-R1	CD-R2	CD-S1
ATG	-21,393 (0,000) 0,602	-22,076 (0,000) 0,590	-15,312 (0,000) 0,715	-19,813 (0,000) 0,311	-20,903 (0,000) 0,273	-13,429 (0,000) 0,533	-14,470 (0,000) 0,205	-15,349 (0,000) 0,156	-9,599 (0,000) 0,472	-10,486 (0,000) 0,142	-11,110 (0,000) 0,091	-6,751 (0,000) 0,448	21,393 (0,000)	22,076 (0,000)	15,312 (0,000)
BOV	-24,733 (0,000) 0,540	-25,596 (0,000) 0,524	-17,356 (0,000) 0,677	-20,517 (0,000) 0,287	-21,363 (0,000) 0,257	-13,985 (0,000) 0,514	-15,205 (0,000) 0,164	-15,763 (0,000) 0,134	-10,595 (0,000) 0,418	-10,983 (0,000) 0,102	-11,355 (0,000) 0,071	-7,474 (0,000) 0,389	24,733 (0,000)	25,596 (0,000)	17,356 (0,000)
CAC	-25,380 (0,000) 0,528	-26,318 (0,000) 0,511	-18,099 (0,000) 0,664	-20,832 (0,000) 0,276	-21,768 (0,000) 0,243	-14,512 (0,000) 0,496	-15,134 (0,000) 0,168	-15,795 (0,000) 0,132	-10,079 (0,000) 0,446	-10,785 (0,000) 0,118	-11,239 (0,000) 0,081	-7,149 (0,000) 0,415	25,380 (0,000)	26,318 (0,000)	18,099 (0,000)
DAX	-25,697 (0,000) 0,522	-26,772 (0,000) 0,503	-17,802 (0,000) 0,669	-20,856 (0,000) 0,275	-21,806 (0,000) 0,242	-14,532 (0,000) 0,495	-15,175 (0,000) 0,166	-15,835 (0,000) 0,130	-10,510 (0,000) 0,422	-10,869 (0,000) 0,111	-11,292 (0,000) 0,076	-7,714 (0,000) 0,369	25,697 (0,000)	26,772 (0,000)	17,802 (0,000)
DJ	-25,874 (0,000) 0,519	-27,050 (0,000) 0,497	-17,653 (0,000) 0,672	-20,636 (0,000) 0,283	-21,638 (0,000) 0,248	-14,045 (0,000) 0,512	-15,007 (0,000) 0,175	-15,753 (0,000) 0,134	-10,017 (0,000) 0,449	-10,749 (0,000) 0,121	-11,243 (0,000) 0,080	-6,904 (0,000) 0,435	25,874 (0,000)	27,050 (0,000)	17,653 (0,000)
FTSE	-25,285 (0,000) 0,530	-26,497 (0,000) 0,508	-17,430 (0,000) 0,676	-20,908 (0,000) 0,273	-22,043 (0,000) 0,234	-15,147 (0,000) 0,473	-14,998 (0,000) 0,176	-15,788 (0,000) 0,132	-10,755 (0,000) 0,409	-10,780 (0,000) 0,118	-11,287 (0,000) 0,077	-7,805 (0,000) 0,362	25,285 (0,000)	26,497 (0,000)	17,430 (0,000)
HANG	-23,732 (0,000) 0,559	-25,260 (0,000) 0,531	-16,873 (0,000) 0,686	-19,844 (0,000) 0,310	-20,854 (0,000) 0,275	-13,945 (0,000) 0,515	-14,832 (0,000) 0,185	-15,542 (0,000) 0,146	-10,460 (0,000) 0,425	-10,570 (0,000) 0,135	-11,014 (0,000) 0,099	-7,618 (0,000) 0,377	23,732 (0,000)	25,260 (0,000)	16,873 (0,000)
IBEX	-24,427 (0,000) 0,546	-25,329 (0,000) 0,529	-17,988 (0,000) 0,666	-20,609 (0,000) 0,284	-21,546 (0,000) 0,251	-14,700 (0,000) 0,489	-15,130 (0,000) 0,168	-15,748 (0,000) 0,134	-10,818 (0,000) 0,405	-10,883 (0,000) 0,110	-11,273 (0,000) 0,078	-7,796 (0,000) 0,362	24,427 (0,000)	25,329 (0,000)	17,988 (0,000)
ISEQ	-24,213 (0,000) 0,550	-24,986 (0,000) 0,536	-18,062 (0,000) 0,664	-20,073 (0,000) 0,302	-20,976 (0,000) 0,271	-14,998 (0,000) 0,479	-14,866 (0,000) 0,183	-15,480 (0,000) 0,149	-11,352 (0,000) 0,376	-10,702 (0,000) 0,125	-11,160 (0,000) 0,087	-8,253 (0,000) 0,325	24,213 (0,000)	24,986 (0,000)	18,062 (0,000)
NIKKEI	-25,048 (0,000) 0,535	-26,385 (0,000) 0,510	-16,352 (0,000) 0,696	-20,162 (0,000) 0,299	-21,303 (0,000) 0,259	-12,972 (0,000) 0,549	-14,784 (0,000) 0,187	-15,621 (0,000) 0,141	-9,125 (0,000) 0,498	-10,653 (0,000) 0,129	-11,228 (0,000) 0,082	-6,364 (0,000) 0,479	25,048 (0,000)	26,385 (0,000)	16,352 (0,000)
PSI	-22,588 (0,000) 0,580	-23,355 (0,000) 0,566	-15,312 (0,000) 0,715	-19,910 (0,000) 0,308	-20,870 (0,000) 0,274	-13,300 (0,000) 0,538	-14,612 (0,000) 0,197	-15,379 (0,000) 0,155	-9,542 (0,000) 0,475	-10,437 (0,000) 0,146	-10,989 (0,000) 0,101	-6,430 (0,000) 0,474	22,588 (0,000)	23,355 (0,000)	15,312 (0,000)
SENSEX	-21,695 (0,000) 0,597	-23,321 (0,000) 0,567	-15,052 (0,000) 0,720	-19,143 (0,000) 0,335	-20,454 (0,000) 0,289	-13,588 (0,000) 0,528	-14,314 (0,000) 0,213	-15,264 (0,000) 0,161	-9,655 (0,000) 0,469	-10,394 (0,000) 0,150	-10,968 (0,000) 0,103	-6,582 (0,000) 0,462	21,695 (0,000)	23,321 (0,000)	15,052 (0,000)

Tabela 4.9.A: Estatísticas dos Rácios de Variâncias de *Rankings* e Sinais no sub-período Dot-Com

	Wright												BFO		
	q=2			q=4			q=8			q=16					
	R1	R2	S1	R1	R2	S1	R1	R2	S1	R1	R2	S1	CD-R1	CD-R2	CD-S1
ATG	-10,019 (0,000) 0,6557	-10,313 (0,000) 0,6457	-6,700 (0,000) 0,7698	-10,453 (0,000) 0,3281	-10,945 (0,000) 0,2964	-6,667 (0,000) 0,571	-7,782 (0,000) 0,209	-8,168 (0,000) 0,17	-4,652 (0,000) 0,527	-5,672 (0,000) 0,142	-5,990 (0,000) 0,094	-2,984 (0,004) 0,549	10,453 (0,000)	10,945 (0,000)	6,700 (0,000)
BOV	-13,030 (0,000) 0,5523	-13,359 (0,000) 0,541	-9,106 (0,000) 0,6871	-11,261 (0,000) 0,2761	-11,578 (0,000) 0,2557	-7,530 (0,000) 0,516	-8,226 (0,000) 0,164	-8,479 (0,000) 0,138	-5,669 (0,000) 0,424	-5,977 (0,000) 0,096	-6,178 (0,000) 0,066	-4,114 (0,000) 0,378	13,030 (0,000)	13,359 (0,000)	9,106 (0,000)
CAC	-13,339 (0,000) 0,5417	-13,801 (0,000) 0,5258	-9,037 (0,000) 0,6895	-11,377 (0,000) 0,2686	-11,726 (0,000) 0,2462	-7,953 (0,000) 0,489	-8,267 (0,000) 0,16	-8,608 (0,000) 0,125	-5,605 (0,000) 0,43	-5,879 (0,000) 0,111	-6,145 (0,000) 0,071	-3,710 (0,001) 0,439	13,339 (0,000)	13,801 (0,000)	9,037 (0,000)
DAX	-13,763 (0,000) 0,5271	-14,479 (0,000) 0,5025	-8,624 (0,000) 0,7037	-11,485 (0,000) 0,2617	-11,879 (0,000) 0,2364	-7,457 (0,000) 0,521	-8,394 (0,000) 0,147	-8,682 (0,000) 0,118	-5,674 (0,000) 0,423	-5,959 (0,000) 0,099	-6,160 (0,000) 0,068	-4,241 (0,000) 0,359	13,763 (0,000)	14,479 (0,000)	8,624 (0,000)
DJ	-14,693 (0,000) 0,4952	-14,890 (0,000) 0,4884	-10,342 (0,000) 0,6446	-11,511 (0,000) 0,2601	-11,880 (0,000) 0,2363	-7,824 (0,000) 0,497	-8,320 (0,000) 0,154	-8,650 (0,000) 0,121	-5,343 (0,000) 0,457	-5,963 (0,000) 0,098	-6,205 (0,000) 0,062	-3,645 (0,001) 0,449	14,693 (0,000)	14,890 (0,000)	10,342 (0,000)
FTSE	-13,038 (0,000) 0,552	-13,765 (0,000) 0,527	-9,174 (0,000) 0,6848	-11,440 (0,000) 0,2646	-11,978 (0,000) 0,2301	-8,687 (0,000) 0,442	-8,136 (0,000) 0,173	-8,598 (0,000) 0,126	-5,994 (0,000) 0,391	-5,818 (0,000) 0,12	-6,123 (0,000) 0,074	-4,239 (0,000) 0,359	13,038 (0,000)	13,765 (0,000)	9,174 (0,000)
HANG	-12,702 (0,000) 0,5636	-13,279 (0,000) 0,5437	-8,899 (0,000) 0,6942	-10,849 (0,000) 0,3026	-11,454 (0,000) 0,2637	-7,291 (0,000) 0,531	-8,253 (0,000) 0,161	-8,617 (0,000) 0,124	-5,576 (0,000) 0,433	-5,886 (0,000) 0,11	-6,134 (0,000) 0,072	-4,110 (0,000) 0,378	-12,702 (0,000)	13,279 (0,000)	8,899 (0,000)
IBEX	-13,467 (0,000) 0,5373	-13,998 (0,000) 0,519	-9,312 (0,000) 0,68	-11,538 (0,000) 0,2583	-11,847 (0,000) 0,2384	-7,806 (0,000) 0,498	-8,407 (0,000) 0,146	-8,687 (0,000) 0,117	-5,732 (0,000) 0,417	-6,010 (0,000) 0,091	-6,207 (0,000) 0,061	-4,128 (0,000) 0,376	13,467 (0,000)	13,998 (0,000)	9,312 (0,000)
ISEQ	-12,911 (0,000) 0,5564	-13,166 (0,000) 0,5476	-9,930 (0,000) 0,6588	-10,978 (0,000) 0,2943	-11,353 (0,000) 0,2702	-8,338 (0,000) 0,464	-8,262 (0,000) 0,16	-8,547 (0,000) 0,131	-6,307 (0,000) 0,359	-5,888 (0,000) 0,109	-6,118 (0,000) 0,075	-4,652 (0,000) 0,296	12,911 (0,000)	13,166 (0,000)	9,930 (0,000)
NIKKEI	-13,391 (0,000) 0,5399	-14,199 (0,000) 0,5121	-8,281 (0,000) 0,7155	-11,069 (0,000) 0,2884	-11,575 (0,000) 0,2559	-7,089 (0,000) 0,544	-8,304 (0,000) 0,156	-8,631 (0,000) 0,123	-5,552 (0,000) 0,436	-6,032 (0,000) 0,088	-6,202 (0,000) 0,062	-4,233 (0,000) 0,36	13,391 (0,000)	14,199 (0,000)	8,281 (0,000)
PSI	-10,827 (0,000) 0,628	-11,321 (0,000) 0,611	-6,013 (0,000) 0,7934	-10,679 (0,000) 0,3135	-11,279 (0,000) 0,275	-6,355 (0,000) 0,591	-8,002 (0,000) 0,187	-8,439 (0,000) 0,142	-4,594 (0,000) 0,533	-5,722 (0,000) 0,135	-6,059 (0,000) 0,084	-2,664 (0,028) 0,597	10,827 (0,000)	11,321 (0,000)	6,355 (0,000)
SENSEX	-11,910 (0,000) 0,597	-13,019 (0,000) 0,567	-8,350 (0,000) 0,720	-10,504 (0,000) 0,335	-11,183 (0,000) 0,289	-8,063 (0,000) 0,528	-7,744 (0,000) 0,213	-8,101 (0,000) 0,161	-5,738 (0,000) 0,469	-5,601 (0,000) 0,150	-5,810 (0,000) 0,103	-3,895 (0,000) 0,462	11,910 (0,000)	13,019 (0,000)	8,350 (0,000)

Tabela 4.10.A: Estatísticas dos Rácios de Variâncias de Rankings e Sinais no sub-período Tranquilo

	Wright												BFO		
	q=2			q=4			q=8			q=16					
	R1	R2	S1	R1	R2	S1	R1	R2	S1	R1	R2	S1	CD-R1	CD-R2	CD-S1
ATG	-13,891 (0,000) 0,577	-14,940 (0,000) 0,545	-9,694 (0,000) 0,704	-12,225 (0,000) 0,303	-12,815 (0,000) 0,269	-7,985 (0,000) 0,545	-8,975 (0,000) 0,191	-9,487 (0,000) 0,145	-5,761 (0,000) 0,480	-6,560 (0,000) 0,120	-6,885 (0,000) 0,076	-4,136 (0,000) 0,445	-13,891 (0,000) 0,577	-14,940 (0,000) 0,545	-9,694 (0,000) 0,704
BOV	-15,047 (0,000) 0,541	-15,634 (0,000) 0,523	-10,426 (0,000) 0,682	-12,490 (0,000) 0,288	-13,021 (0,000) 0,257	-8,425 (0,000) 0,520	-9,423 (0,000) 0,150	-9,671 (0,000) 0,128	-6,343 (0,000) 0,428	-6,777 (0,000) 0,091	-6,932 (0,000) 0,070	-4,393 (0,000) 0,411	-15,047 (0,000) 0,541	-15,634 (0,000) 0,523	-10,426 (0,000) 0,682
CAC	-16,389 (0,000) 0,500	-17,494 (0,000) 0,467	-11,158 (0,000) 0,660	-12,914 (0,000) 0,263	-13,412 (0,000) 0,235	-8,767 (0,000) 0,500	-9,380 (0,000) 0,154	-9,802 (0,000) 0,116	-6,070 (0,000) 0,453	-6,730 (0,000) 0,097	-6,997 (0,000) 0,061	-4,491 (0,000) 0,397	-16,389 (0,000) 0,500	-17,494 (0,000) 0,467	-11,158 (0,000) 0,660
DAX	-16,304 (0,000) 0,503	-17,466 (0,000) 0,468	-10,670 (0,000) 0,675	-12,586 (0,000) 0,282	-13,233 (0,000) 0,245	-8,604 (0,000) 0,509	-9,204 (0,000) 0,170	-9,729 (0,000) 0,123	-5,947 (0,000) 0,464	-6,619 (0,000) 0,112	-6,944 (0,000) 0,068	-4,150 (0,000) 0,443	-16,304 (0,000) 0,503	-17,466 (0,000) 0,468	-10,670 (0,000) 0,675
DJ	-15,342 (0,000) 0,532	-16,241 (0,000) 0,505	-9,877 (0,000) 0,699	-12,849 (0,000) 0,267	-13,382 (0,000) 0,237	-8,294 (0,000) 0,527	-9,379 (0,000) 0,154	-9,719 (0,000) 0,124	-5,885 (0,000) 0,469	-6,731 (0,000) 0,097	-6,958 (0,000) 0,066	-3,982 (0,000) 0,466	-15,342 (0,000) 0,532	-16,241 (0,000) 0,505	-9,877 (0,000) 0,699
FTSE	-16,530 (0,000) 0,496	-17,784 (0,000) 0,458	-10,609 (0,000) 0,677	-13,000 (0,000) 0,259	-13,579 (0,000) 0,226	-8,979 (0,000) 0,488	-9,331 (0,000) 0,159	-9,782 (0,000) 0,118	-6,436 (0,000) 0,420	-6,725 (0,000) 0,098	-7,002 (0,000) 0,060	-4,775 (0,000) 0,359	-16,530 (0,000) 0,496	-17,784 (0,000) 0,458	-10,609 (0,000) 0,677
HANG	-14,318 (0,000) 0,564	-15,148 (0,000) 0,538	-9,938 (0,000) 0,697	-12,272 (0,000) 0,300	-12,845 (0,000) 0,267	-8,131 (0,000) 0,536	-9,146 (0,000) 0,175	-9,528 (0,000) 0,141	-5,988 (0,000) 0,460	-6,751 (0,000) 0,094	-6,949 (0,000) 0,068	-4,491 (0,000) 0,397	-14,318 (0,000) 0,564	-15,148 (0,000) 0,538	-9,938 (0,000) 0,697
IBEX	-16,522 (0,000) 0,496	-17,316 (0,000) 0,472	-11,402 (0,000) 0,652	-12,859 (0,000) 0,267	-13,403 (0,000) 0,236	-8,962 (0,000) 0,489	-9,334 (0,000) 0,158	-9,736 (0,000) 0,122	-6,565 (0,000) 0,408	-6,744 (0,000) 0,095	-6,962 (0,000) 0,066	-4,587 (0,000) 0,385	-16,522 (0,000) 0,496	-17,316 (0,000) 0,472	-11,402 (0,000) 0,652
ISEQ	-15,152 (0,000) 0,538	-16,028 (0,000) 0,511	-9,999 (0,000) 0,695	-12,390 (0,000) 0,293	-12,882 (0,000) 0,265	-8,457 (0,000) 0,518	-9,232 (0,000) 0,168	-9,599 (0,000) 0,134	-6,653 (0,000) 0,400	-6,668 (0,000) 0,105	-6,902 (0,000) 0,074	-4,893 (0,000) 0,343	-15,152 (0,000) 0,538	-16,028 (0,000) 0,511	-9,999 (0,000) 0,695
NIKKEI	-15,081 (0,000) 0,540	-15,724 (0,000) 0,521	-10,609 (0,000) 0,677	-12,274 (0,000) 0,300	-12,904 (0,000) 0,264	-7,985 (0,000) 0,545	-8,755 (0,000) 0,211	-9,357 (0,000) 0,156	-5,153 (0,000) 0,535	-6,392 (0,000) 0,142	-6,784 (0,000) 0,090	-3,382 (0,000) 0,546	-15,081 (0,000) 0,540	-15,724 (0,000) 0,521	-10,609 (0,000) 0,677
PSI	-15,321 (0,000) 0,533	-16,091 (0,000) 0,509	-9,938 (0,000) 0,697	-12,588 (0,000) 0,282	-13,279 (0,000) 0,243	-8,278 (0,000) 0,528	-9,097 (0,000) 0,180	-9,618 (0,000) 0,133	-6,070 (0,000) 0,453	-6,552 (0,000) 0,121	-6,930 (0,000) 0,070	-4,434 (0,000) 0,405	-15,321 (0,000) 0,533	-16,091 (0,000) 0,509	-9,938 (0,000) 0,697
SENSEX	-13,226 (0,000) 0,597	-14,021 (0,000) 0,567	-9,938 (0,000) 0,720	-11,930 (0,000) 0,335	-12,528 (0,000) 0,289	-8,799 (0,000) 0,528	-8,874 (0,000) 0,213	-9,237 (0,000) 0,161	-6,415 (0,000) 0,469	-6,471 (0,000) 0,150	-6,654 (0,000) 0,103	-4,616 (0,000) 0,462	-13,226 (0,000) 0,597	-14,021 (0,000) 0,567	-9,938 (0,000) 0,720



Tabela 4.11.A: Estatísticas dos Rácios de Variâncias de Rankings e Sinais no sub-período Crise Financeira Global

	Wright												BFO		
	q=2			q=4			q=8			q=16					
	R1	R2	S1	R1	R2	S1	R1	R2	S1	R1	R2	S1	CD-R1	CD-R2	CD-S1
ATG	-13,236 (0,000) 0,575	-13,210 (0,000) 0,576	-9,980 (0,000) 0,680	-11,990 (0,000) 0,280	-12,463 (0,000) 0,252	-8,611 (0,000) 0,483	-8,660 (0,000) 0,178	-9,083 (0,000) 0,138	-6,211 (0,000) 0,410	-6,217 (0,000) 0,122	-6,523 (0,000) 0,079	-4,611 (0,000) 0,349	-13,236 (0,000) 0,575	-13,210 (0,000) 0,576	-9,980 (0,000) 0,680
BOV	-14,771 (0,000) 0,526	-15,237 (0,000) 0,511	-10,494 (0,000) 0,663	-11,825 (0,000) 0,290	-12,361 (0,000) 0,258	-8,320 (0,000) 0,501	-8,747 (0,000) 0,170	-9,123 (0,000) 0,134	-6,423 (0,000) 0,390	-6,337 (0,000) 0,105	-6,552 (0,000) 0,075	-4,575 (0,000) 0,354	-14,771 (0,000) 0,526	-15,237 (0,000) 0,511	-10,494 (0,000) 0,663
CAC	-14,876 (0,000) 0,523	-15,254 (0,000) 0,510	-11,072 (0,000) 0,645	-12,192 (0,000) 0,268	-12,713 (0,000) 0,237	-8,440 (0,000) 0,493	-8,832 (0,000) 0,162	-9,113 (0,000) 0,135	-5,853 (0,000) 0,444	-6,306 (0,000) 0,109	-6,478 (0,000) 0,085	-4,258 (0,000) 0,399	-14,876 (0,000) 0,523	-15,254 (0,000) 0,510	-11,072 (0,000) 0,645
DAX	-14,832 (0,000) 0,524	-15,271 (0,000) 0,510	-11,457 (0,000) 0,632	-12,150 (0,000) 0,271	-12,631 (0,000) 0,242	-9,091 (0,000) 0,454	-8,753 (0,000) 0,169	-9,027 (0,000) 0,143	-6,661 (0,000) 0,368	-6,317 (0,000) 0,108	-6,482 (0,000) 0,084	-5,105 (0,000) 0,279	-14,832 (0,000) 0,524	-15,271 (0,000) 0,510	-11,457 (0,000) 0,632
DJ	-15,000 (0,000) 0,519	-15,631 (0,000) 0,498	-10,430 (0,000) 0,665	-11,868 (0,000) 0,287	-12,432 (0,000) 0,254	-8,234 (0,000) 0,506	-8,691 (0,000) 0,175	-9,088 (0,000) 0,137	-6,113 (0,000) 0,420	-6,225 (0,000) 0,121	-6,469 (0,000) 0,086	-4,371 (0,000) 0,383	-15,000 (0,000) 0,519	-15,631 (0,000) 0,498	-10,430 (0,000) 0,665
FTSE	-14,846 (0,000) 0,524	-15,366 (0,000) 0,507	-10,301 (0,000) 0,669	-12,195 (0,000) 0,268	-12,800 (0,000) 0,232	-8,611 (0,000) 0,483	-8,822 (0,000) 0,163	-9,157 (0,000) 0,131	-6,238 (0,000) 0,408	-6,365 (0,000) 0,101	-6,564 (0,000) 0,073	-4,522 (0,000) 0,361	-14,846 (0,000) 0,524	-15,366 (0,000) 0,507	-10,301 (0,000) 0,669
HANG	-14,265 (0,000) 0,542	-15,280 (0,000) 0,510	-10,366 (0,000) 0,667	-11,585 (0,000) 0,304	-12,110 (0,000) 0,273	-8,748 (0,000) 0,475	-8,563 (0,000) 0,187	-8,979 (0,000) 0,148	-6,591 (0,000) 0,374	-5,992 (0,000) 0,154	-6,268 (0,000) 0,115	-4,620 (0,000) 0,347	-14,265 (0,000) 0,542	-15,280 (0,000) 0,510	-10,366 (0,000) 0,667
IBEX	-13,480 (0,000) 0,567	-13,896 (0,000) 0,554	-10,366 (0,000) 0,667	-11,786 (0,000) 0,292	-12,326 (0,000) 0,260	-8,663 (0,000) 0,480	-8,755 (0,000) 0,169	-9,007 (0,000) 0,145	-6,433 (0,000) 0,389	-6,355 (0,000) 0,102	-6,479 (0,000) 0,085	-4,821 (0,000) 0,319	-13,480 (0,000) 0,567	-13,896 (0,000) 0,554	-10,366 (0,000) 0,667
ISEQ	-14,148 (0,000) 0,546	-14,148 (0,000) 0,546	-11,328 (0,000) 0,636	-11,845 (0,000) 0,289	-11,845 (0,000) 0,289	-9,280 (0,000) 0,443	-8,644 (0,000) 0,179	-8,644 (0,000) 0,179	-6,737 (0,000) 0,360	-6,258 (0,000) 0,116	-6,258 (0,000) 0,116	-4,801 (0,000) 0,322	-14,148 (0,000) 0,546	-14,148 (0,000) 0,546	-11,328 (0,000) 0,636
NIKKEI	-15,080 (0,000) 0,516	-15,673 (0,000) 0,497	-9,403 (0,000) 0,698	-11,694 (0,000) 0,298	-12,388 (0,000) 0,256	-7,428 (0,000) 0,554	-8,502 (0,000) 0,193	-8,994 (0,000) 0,146	-5,245 (0,000) 0,502	-6,018 (0,000) 0,150	-6,405 (0,000) 0,095	-3,596 (0,001) 0,492	-15,080 (0,000) 0,516	-15,673 (0,000) 0,497	-9,403 (0,000) 0,698
PSI	-13,635 (0,000) 0,562	-13,875 (0,000) 0,555	-10,366 (0,000) 0,667	-11,701 (0,000) 0,297	-12,066 (0,000) 0,276	-8,371 (0,000) 0,497	-8,592 (0,000) 0,184	-8,898 (0,000) 0,155	-5,864 (0,000) 0,443	-6,158 (0,000) 0,130	-6,353 (0,000) 0,103	-4,006 (0,000) 0,434	-13,635 (0,000) 0,562	-13,875 (0,000) 0,555	-10,366 (0,000) 0,667
SENSEX	-12,488 (0,000) 0,597	-13,278 (0,000) 0,567	-7,734 (0,000) 0,720	-10,871 (0,000) 0,335	-11,654 (0,000) 0,289	-6,690 (0,000) 0,528	-8,281 (0,000) 0,213	-8,941 (0,000) 0,161	-4,595 (0,000) 0,469	-6,022 (0,000) 0,150	-6,432 (0,000) 0,103	-2,882 (0,010) 0,462	-12,488 (0,000) 0,597	-13,278 (0,000) 0,567	-7,734 (0,000) 0,720

Tabela 4.12.A: Semicorrelações no sub-período Dot-Com

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX	Média	Média Down
ATG		0,653	0,638	0,609	0,679	0,632	0,705	0,640	0,678	0,651	0,661	0,652	<b>0,654</b>	<b>0,705</b>
BOV	0,595		0,705	0,736	0,731	0,655	0,735	0,719	0,670	0,686	0,743	0,674	<b>0,701</b>	
CAC	0,568	0,664		0,911	0,782	0,891	0,670	0,891	0,752	0,663	0,770	0,592	<b>0,751</b>	
DAX	0,579	0,684	0,889		0,804	0,844	0,644	0,851	0,736	0,664	0,757	0,564	<b>0,738</b>	
DJ	0,598	0,674	0,803	0,848		0,747	0,672	0,772	0,670	0,660	0,732	0,616	<b>0,715</b>	
FTSE	0,567	0,652	0,898	0,851	0,802		0,666	0,843	0,752	0,644	0,716	0,543	<b>0,721</b>	
HANG	0,652	0,654	0,642	0,655	0,639	0,689		0,715	0,700	0,760	0,746	0,701	<b>0,701</b>	
IBEX	0,599	0,693	0,914	0,861	0,816	0,884	0,648		0,767	0,696	0,775	0,632	<b>0,755</b>	
ISEQ	0,618	0,664	0,759	0,746	0,685	0,783	0,691	0,739		0,716	0,710	0,617	<b>0,706</b>	
NIKKEI	0,556	0,634	0,647	0,615	0,640	0,654	0,715	0,637	0,656		0,663	0,602	<b>0,673</b>	
PSI	0,629	0,703	0,752	0,741	0,707	0,728	0,663	0,773	0,666	0,655		0,674	<b>0,722</b>	
SENSEX	0,549	0,639	0,564	0,516	0,571	0,605	0,672	0,606	0,617	0,592	0,657		<b>0,624</b>	
<b>Média</b>	<b>0,592</b>	<b>0,660</b>	<b>0,736</b>	<b>0,726</b>	<b>0,707</b>	<b>0,737</b>	<b>0,665</b>	<b>0,743</b>	<b>0,693</b>	<b>0,636</b>	<b>0,697</b>	<b>0,599</b>		
<b>Média Up</b>	<b>0,683</b>													

Notas: Esta tabela apresenta as correlações *down-down* (acima da diagonal principal) e as correlações *up-up* (abaixo da diagonal principal) de cada um dos pares de índices. Para além disso, apresenta também a média de cada índice nas duas formas de volatilidade, bem como a média global das correlações *down* e *up*, no período de 4 de outubro de 1999 a 31 de março de 2003.

Tabela 4.13.A: Semicorrelações no sub-período Tranquilo

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX	Média	Média Down
ATG		0,702	0,773	0,749	0,661	0,765	0,693	0,772	0,764	0,644	0,731	0,688	0,722	0,723
BOV	0,653		0,758	0,744	0,784	0,746	0,653	0,727	0,665	0,631	0,740	0,606	0,705	
CAC	0,790	0,681		0,935	0,776	0,917	0,678	0,909	0,784	0,694	0,780	0,629	0,785	
DAX	0,748	0,678	0,928		0,781	0,881	0,671	0,888	0,756	0,689	0,754	0,616	0,769	
DJ	0,684	0,770	0,775	0,767		0,758	0,586	0,764	0,695	0,555	0,704	0,566	0,694	
FTSE	0,746	0,720	0,897	0,864	0,751		0,692	0,886	0,802	0,680	0,795	0,640	0,778	
HANG	0,713	0,672	0,714	0,691	0,659	0,672		0,675	0,688	0,774	0,708	0,691	0,683	
IBEX	0,745	0,702	0,895	0,880	0,745	0,859	0,682		0,774	0,657	0,772	0,645	0,770	
ISEQ	0,737	0,686	0,781	0,743	0,703	0,799	0,653	0,764		0,681	0,701	0,639	0,723	
NIKKEI	0,724	0,647	0,690	0,655	0,604	0,695	0,737	0,669	0,656		0,675	0,675	0,669	
PSI	0,662	0,640	0,693	0,665	0,662	0,694	0,649	0,692	0,700	0,649		0,716	0,734	
SENSEX	0,675	0,661	0,673	0,632	0,610	0,662	0,660	0,644	0,712	0,647	0,573		0,646	
Média	0,716	0,683	0,774	0,750	0,703	0,760	0,682	0,752	0,721	0,670	0,661	0,650		
Média Up	0,710													

Notas: Esta tabela apresenta as correlações *down-down* (acima da diagonal principal) e as correlações *up-up* (abaixo da diagonal principal) de cada um dos pares de índices. Para além disso, apresenta também a média de cada índice nas duas formas de volatilidade, bem como a média global das correlações *down* e *up*, no período de 1 de abril de 2003 a 31 de julho de 2007.

**Tabela 4.14.A: Percentagem de rendibilidades extremas, em cada um dos sub-períodos (percentis de 1% e 99%)**

	Percentil 1%			Percentil 99%			Total de Percentis Extremos		
	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG
ATG	0,24%	0,03%	0,72%	0,41%	0,03%	0,55%	0,66%	0,07%	1,28%
BOV	0,28%	0,14%	0,59%	0,17%	0,14%	0,69%	0,45%	0,28%	1,28%
CAC	0,41%	0,00%	0,59%	0,55%	0,03%	0,41%	0,97%	0,03%	1,00%
DAX	0,48%	0,00%	0,52%	0,55%	0,07%	0,38%	1,04%	0,07%	0,90%
DJ	0,31%	0,00%	0,69%	0,35%	0,00%	0,66%	0,66%	0,00%	1,35%
FTSE	0,41%	0,00%	0,59%	0,38%	0,00%	0,62%	0,79%	0,00%	1,21%
HANG	0,14%	0,00%	0,86%	0,28%	0,00%	0,72%	0,41%	0,00%	1,59%
IBEX	0,21%	0,03%	0,76%	0,52%	0,00%	0,48%	0,72%	0,03%	1,24%
ISEQ	0,07%	0,07%	0,86%	0,07%	0,03%	0,90%	0,14%	0,10%	1,76%
NIKKEI	0,14%	0,14%	0,72%	0,35%	0,00%	0,66%	0,48%	0,14%	1,38%
PSI	0,35%	0,00%	0,66%	0,17%	0,03%	0,79%	0,52%	0,03%	1,45%
SENSEX	0,31%	0,10%	0,59%	0,21%	0,14%	0,66%	0,52%	0,24%	1,24%
Total	0,28%	0,04%	0,68%	0,33%	0,04%	0,63%	0,61%	0,08%	1,31%

Tabela 4.15.A: Percentagem de dias com rendibilidades nos extremos, com coincidência temporal entre mercados, nos três sub-períodos e no período completo (percentis de 1% e 99%)

Nº Mercados	Observações no Extremo Negativo (%)				Observações no Extremo Positivo (%)				Total de Observações nos Extremos (%)			
	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo
0	94,2%	98,7%	91,7%	95,0%	91,2%	99,0%	90,5%	93,9%	92,7%	98,8%	91,1%	94,4%
1	3,7%	1,2%	3,8%	2,8%	6,5%	0,8%	5,3%	4,0%	5,1%	1,0%	4,6%	3,4%
2	0,5%	0,1%	1,5%	0,7%	1,1%	0,1%	1,9%	1,0%	0,8%	0,1%	1,7%	0,8%
3	0,7%	0,0%	0,9%	0,5%	0,7%	0,1%	0,6%	0,4%	0,7%	0,0%	0,8%	0,5%
4	0,6%	0,0%	0,5%	0,3%	0,0%	0,0%	0,4%	0,1%	0,3%	0,0%	0,5%	0,2%
5	0,1%	0,0%	0,1%	0,1%	0,6%	0,0%	0,1%	0,2%	0,4%	0,0%	0,1%	0,1%
6	0,1%	0,0%	0,3%	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%	0,2%	0,1%
7	0,0%	0,0%	0,3%	0,1%	0,0%	0,0%	0,4%	0,1%	0,0%	0,0%	0,4%	0,1%
8	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,4%	0,1%	0,0%	0,0%	0,3%	0,1%
9	0,1%	0,0%	0,2%	0,1%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%	0,1%	0,0%	0,2%	0,1%
10	0,0%	0,0%	0,3%	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%
11	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%
12	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%

**Tabela 4.16.A: Percentagem de rendibilidades anormais extremas, em cada um dos sub-períodos**

	Rend. anormais baixas			Rend. anormais elevadas			Rend. anormais totais		
	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG
ATG	0,24%	0,03%	0,79%	0,35%	0,03%	0,48%	0,59%	0,07%	1,28%
BOV	0,10%	0,10%	0,45%	0,07%	0,03%	0,55%	0,17%	0,14%	1,00%
CAC	0,38%	0,00%	0,55%	0,31%	0,00%	0,41%	0,69%	0,00%	0,97%
DAX	0,52%	0,00%	0,52%	0,48%	0,07%	0,38%	1,00%	0,07%	0,90%
DJ	0,17%	0,00%	0,62%	0,28%	0,00%	0,48%	0,45%	0,00%	1,10%
FTSE	0,35%	0,00%	0,55%	0,31%	0,00%	0,59%	0,66%	0,00%	1,14%
HANG	0,10%	0,00%	0,76%	0,07%	0,00%	0,59%	0,17%	0,00%	1,35%
IBEX	0,14%	0,00%	0,62%	0,24%	0,00%	0,41%	0,38%	0,00%	1,04%
ISEQ	0,03%	0,07%	0,62%	0,03%	0,00%	0,72%	0,07%	0,07%	1,35%
NIKKEI	0,10%	0,07%	0,62%	0,21%	0,00%	0,55%	0,31%	0,07%	1,17%
PSI	0,21%	0,00%	0,62%	0,10%	0,03%	0,48%	0,31%	0,03%	1,10%
SENSEX	0,31%	0,10%	0,38%	0,17%	0,14%	0,55%	0,48%	0,24%	0,93%
Total	0,22%	0,03%	0,59%	0,22%	0,03%	0,52%	0,44%	0,06%	1,11%

Tabela 4.17.A: Percentagem de dias com rendibilidades anormais nos extremos, com coincidência temporal entre mercados, nos três sub-períodos e no período completo

Nº Mercados	Observações no Extremo Baixo (%)				Observações no Extremo Elevado (%)				Total de Observações nos Extremos (%)			
	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo
0	95,4%	99,1%	92,1%	95,7%	94,2%	99,3%	92,6%	95,5%	94,8%	99,2%	92,3%	95,6%
1	2,7%	0,8%	4,0%	2,5%	4,1%	0,6%	3,8%	2,7%	3,4%	0,7%	3,9%	2,6%
2	0,7%	0,1%	1,6%	0,8%	1,1%	0,1%	1,65%	0,9%	0,9%	0,1%	1,6%	0,8%
3	0,6%	0,0%	0,7%	0,4%	0,1%	0,0%	0,5%	0,2%	0,4%	0,0%	0,6%	0,3%
4	0,2%	0,0%	0,2%	0,1%	0,0%	0,0%	0,3%	0,1%	0,1%	0,0%	0,3%	0,1%
5	0,2%	0,0%	0,2%	0,1%	0,5%	0,0%	0,0%	0,1%	0,4%	0,0%	0,1%	0,1%
6	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,3%	0,1%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%
7	0,0%	0,0%	0,3%	0,1%	0,0%	0,0%	0,3%	0,1%	0,0%	0,0%	0,3%	0,1%
8	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,3%	0,1%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%
9	0,1%	0,0%	0,3%	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%	0,2%	0,1%
10	0,0%	0,0%	0,4%	0,1%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,3%	0,1%
11	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%
12	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%

Tabela 4.18.A: Testes de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Tests no sub-período crise Dot-Com

		Variáveis Dependentes											
		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Variáveis excluídas	ATG		1,328 (0,249)	0,591 (0,442)	0,009 (0,926)	0,138 (0,711)	0,030 (0,861)	1,446 (0,229)	0,185 (0,667)	0,153 (0,695)	0,496 (0,481)	0,156 (0,693)	0,203 (0,652)
	BOV	2,707 (0,100)		0,477 (0,490)	0,016 (0,899)	0,426 (0,514)	0,063 (0,802)	6,831 (0,009)	3,935 (0,047)	1,303 (0,254)	0,735 (0,391)	13,696 (0,000)	10,504 (0,001)
	CAC	0,133 (0,715)	2,155 (0,142)		0,524 (0,469)	0,007 (0,932)	0,533 (0,466)	7,530 (0,006)	4,778 (0,029)	0,852 (0,356)	0,000 (0,994)	1,062 (0,303)	0,118 (0,731)
	DAX	0,174 (0,677)	3,386 (0,066)	4,545 (0,033)		2,630 (0,105)	0,870 (0,351)	2,940 (0,086)	2,014 (0,156)	3,893 (0,049)	7,857 (0,005)	2,603 (0,107)	1,864 (0,172)
	DJ	25,221 (0,000)	0,292 (0,589)	44,087 (0,000)	30,079 (0,000)		70,770 (0,000)	52,365 (0,000)	30,802 (0,000)	64,524 (0,000)	22,148 (0,000)	5,569 (0,018)	0,022 (0,883)
	FTSE	0,119 (0,730)	0,489 (0,484)	0,856 (0,355)	0,849 (0,357)	0,029 (0,864)		6,850 (0,009)	0,392 (0,531)	0,299 (0,584)	0,034 (0,853)	1,072 (0,300)	0,008 (0,930)
	HANG	0,435 (0,510)	0,253 (0,615)	0,001 (0,973)	0,746 (0,388)	0,127 (0,721)	0,177 (0,674)		0,042 (0,838)	1,274 (0,259)	0,676 (0,411)	1,644 (0,200)	0,198 (0,656)
	IBEX	0,485 (0,486)	0,478 (0,489)	2,896 (0,089)	0,320 (0,572)	0,177 (0,674)	1,219 (0,270)	1,321 (0,250)		0,489 (0,484)	1,066 (0,302)	0,113 (0,737)	0,238 (0,625)
	ISEQ	0,005 (0,944)	0,016 (0,898)	7,572 (0,006)	1,953 (0,162)	1,589 (0,208)	3,821 (0,051)	4,603 (0,032)	1,879 (0,171)		0,476 (0,491)	4,416 (0,036)	0,817 (0,366)
	NIKKEI	1,543 (0,214)	0,214 (0,644)	0,037 (0,848)	0,294 (0,588)	0,069 (0,793)	0,309 (0,578)	3,108 (0,078)	0,807 (0,369)	0,576 (0,448)		0,662 (0,416)	0,973 (0,324)
	PSI	0,846 (0,358)	0,223 (0,636)	1,454 (0,228)	0,700 (0,403)	0,842 (0,359)	0,010 (0,919)	15,116 (0,000)	0,958 (0,328)	0,249 (0,618)	0,236 (0,627)		6,651 (0,010)
	SENSEX	0,121 (0,728)	3,069 (0,080)	0,220 (0,639)	0,156 (0,693)	1,233 (0,267)	1,186 (0,276)	0,022 (0,883)	0,093 (0,760)	0,648 (0,421)	2,054 (0,152)	1,369 (0,242)	
	Todos	53,943 (0,000)	9,781 (0,550)	94,125 (0,000)	38,708 (0,000)	7,118 (0,790)	109,359 (0,000)	237,606 (0,000)	71,526 (0,000)	125,235 (0,000)	151,776 (0,000)	55,873 (0,000)	49,329 (0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

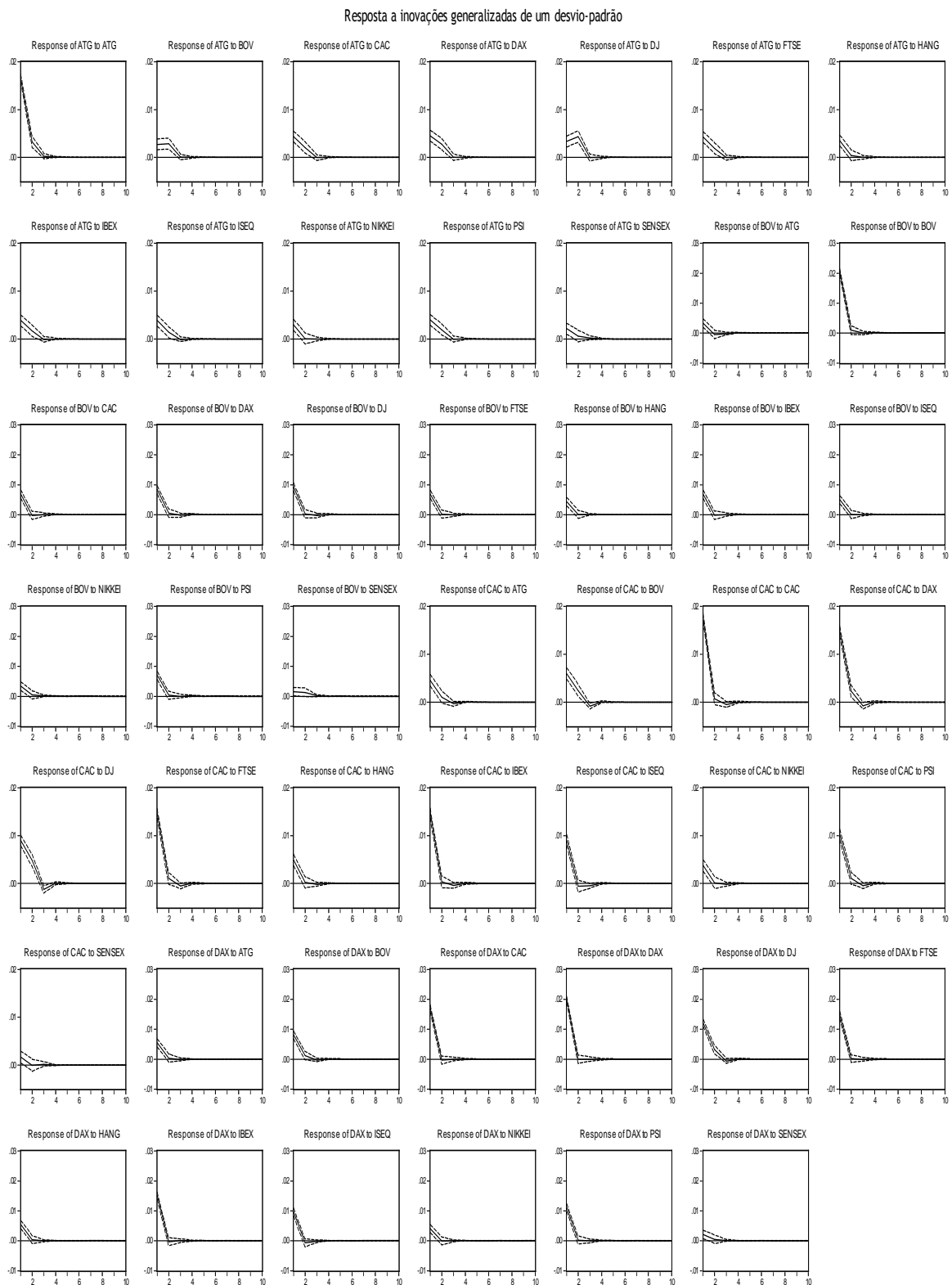


Tabela 4.19.A: Testes de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Tests no sub-período Tranquilo

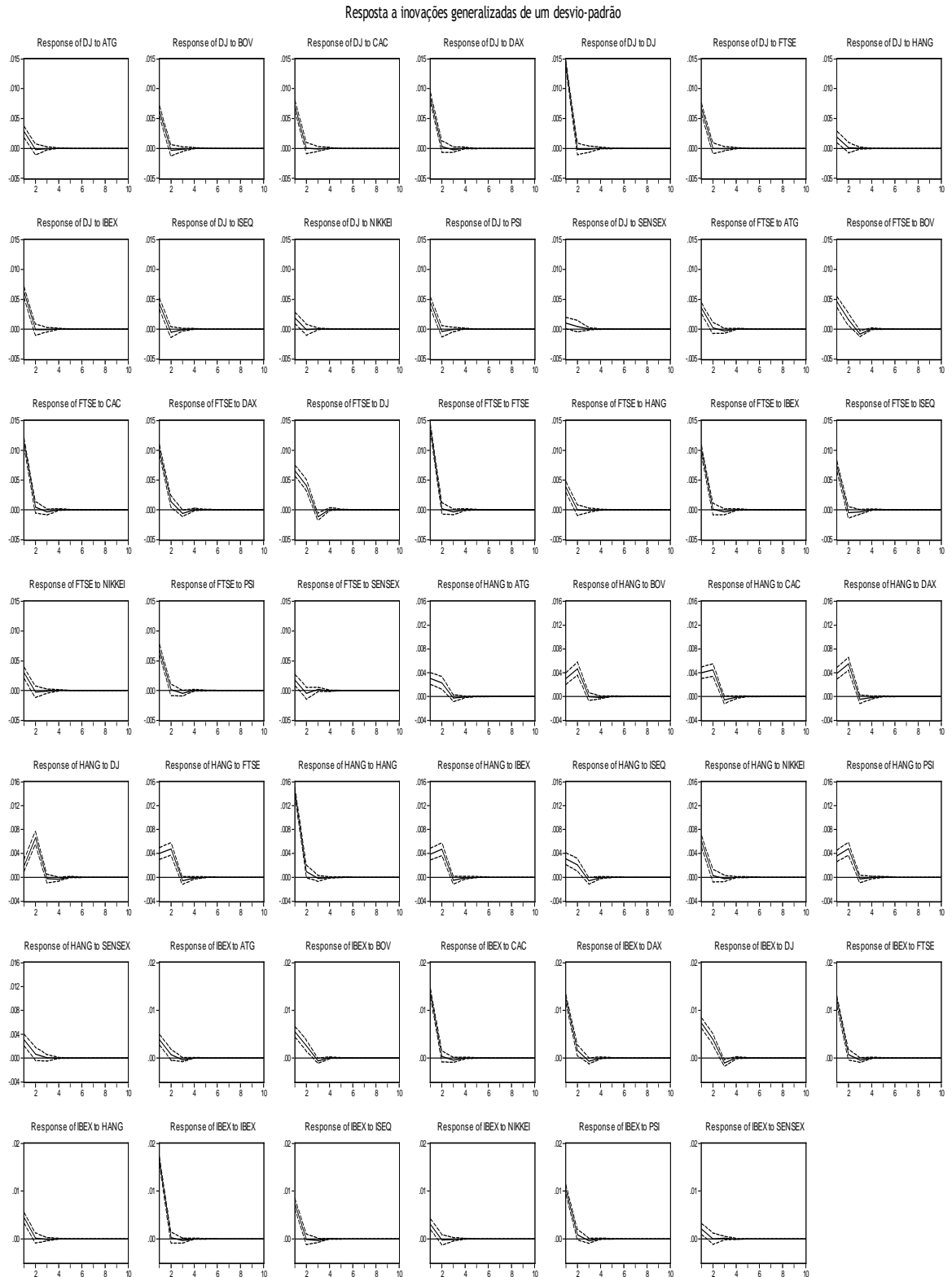
		Variáveis Dependentes											
		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Variáveis excluídas	ATG		0,972 (0,324)	0,972 (0,324)	0,375 (0,541)	0,493 (0,483)	0,720 (0,396)	1,704 (0,192)	0,374 (0,541)	8,491 (0,004)	0,067 (0,796)	0,793 (0,373)	0,173 (0,678)
	BOV	5,001 (0,025)		4,764 (0,029)	5,271 (0,022)	2,165 (0,141)	9,162 (0,003)	32,000 (0,000)	6,621 (0,010)	10,848 (0,001)	11,713 (0,001)	2,154 (0,142)	11,500 (0,001)
	CAC	17,269 (0,000)	0,016 (0,900)		2,014 (0,156)	0,064 (0,800)	3,201 (0,074)	1,081 (0,299)	7,292 (0,007)	4,264 (0,039)	3,079 (0,079)	1,638 (0,201)	3,454 (0,063)
	DAX	9,281 (0,002)	0,207 (0,649)	0,115 (0,734)		0,010 (0,919)	0,016 (0,901)	0,588 (0,443)	0,559 (0,455)	3,205 (0,073)	0,005 (0,946)	0,001 (0,978)	1,176 (0,278)
	DJ	52,923 (0,000)	2,536 (0,111)	73,479 (0,000)	44,170 (0,000)		65,599 (0,000)	43,846 (0,000)	54,136 (0,000)	63,662 (0,000)	49,091 (0,000)	34,954 (0,000)	17,557 (0,000)
	FTSE	0,016 (0,899)	3,552 (0,060)	0,176 (0,674)	3,321 (0,068)	0,701 (0,402)		1,311 (0,252)	1,317 (0,251)	3,336 (0,068)	0,218 (0,640)	1,064 (0,302)	0,901 (0,342)
	HANG	3,160 (0,075)	7,931 (0,005)	3,572 (0,059)	0,889 (0,346)	0,630 (0,427)	3,907 (0,048)		0,668 (0,414)	9,367 (0,002)	0,050 (0,823)	4,526 (0,033)	5,208 (0,023)
	IBEX	0,021 (0,886)	1,588 (0,208)	0,019 (0,891)	0,956 (0,328)	1,787 (0,181)	0,016 (0,901)	3,450 (0,063)		0,206 (0,650)	0,001 (0,970)	0,466 (0,495)	3,285 (0,070)
	ISEQ	0,773 (0,379)	3,834 (0,050)	0,330 (0,566)	0,061 (0,805)	0,028 (0,866)	0,904 (0,342)	0,391 (0,532)	0,076 (0,783)		0,452 (0,501)	0,135 (0,713)	7,030 (0,008)
	NIKKEI	0,139 (0,709)	0,211 (0,646)	0,293 (0,588)	0,412 (0,521)	0,287 (0,592)	0,112 (0,738)	12,265 (0,001)	(0,996)	0,291 (0,590)		1,687 (0,194)	0,621 (0,431)
	PSI	0,743 (0,389)	0,906 (0,341)	0,644 (0,422)	0,973 (0,324)	0,509 (0,476)	0,183 (0,669)	3,778 (0,052)	0,019 (0,890)	0,109 (0,741)	4,748 (0,029)		0,680 (0,410)
	SENSEX	0,157 (0,692)	0,001 (0,974)	1,598 (0,206)	1,608 (0,205)	0,086 (0,769)	2,402 (0,121)	4,200 (0,040)	3,160 (0,076)	0,007 (0,935)	2,229 (0,135)	6,516 (0,011)	
	Todos	127,159 (0,000)	20,162 (0,043)	137,074 (0,000)	90,520 (0,000)	6,644 (0,827)	137,833 (0,000)	222,489 (0,000)	118,626 (0,000)	158,300 (0,000)	244,349 (0,000)	71,450 (0,000)	91,438 (0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

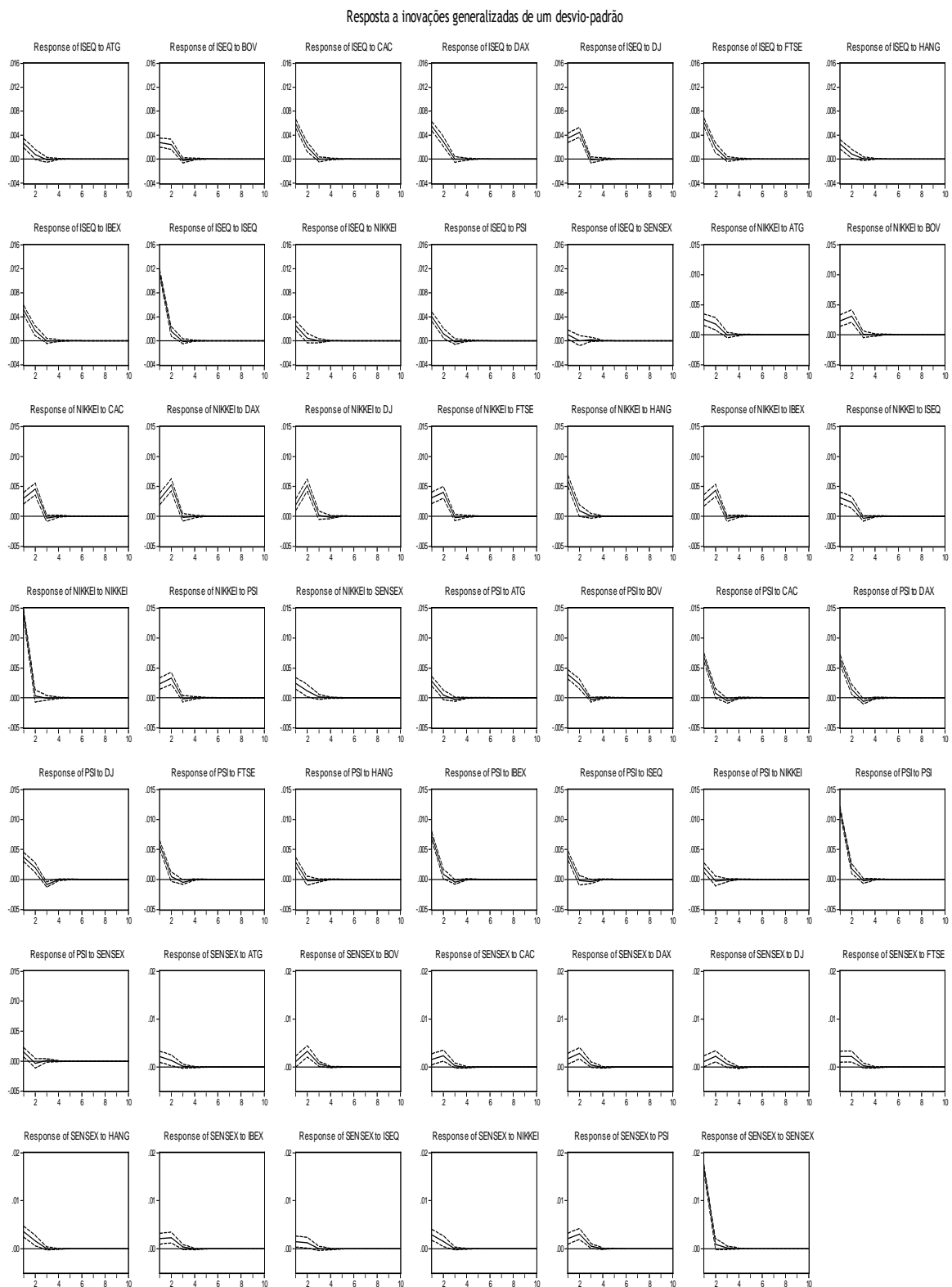
Figura 4.13.A: Funções impulso-resposta no sub-período Dot-Com



**Figura 4.13.A: Funções impulso-resposta no sub-período Dot-Com (continuação)**



**Figura 4.13.A: Funções impulso-resposta no sub-período Dot-Com (continuação)**



**Figura 4.14.A: Funções impulso-resposta no sub-período Tranquilo**

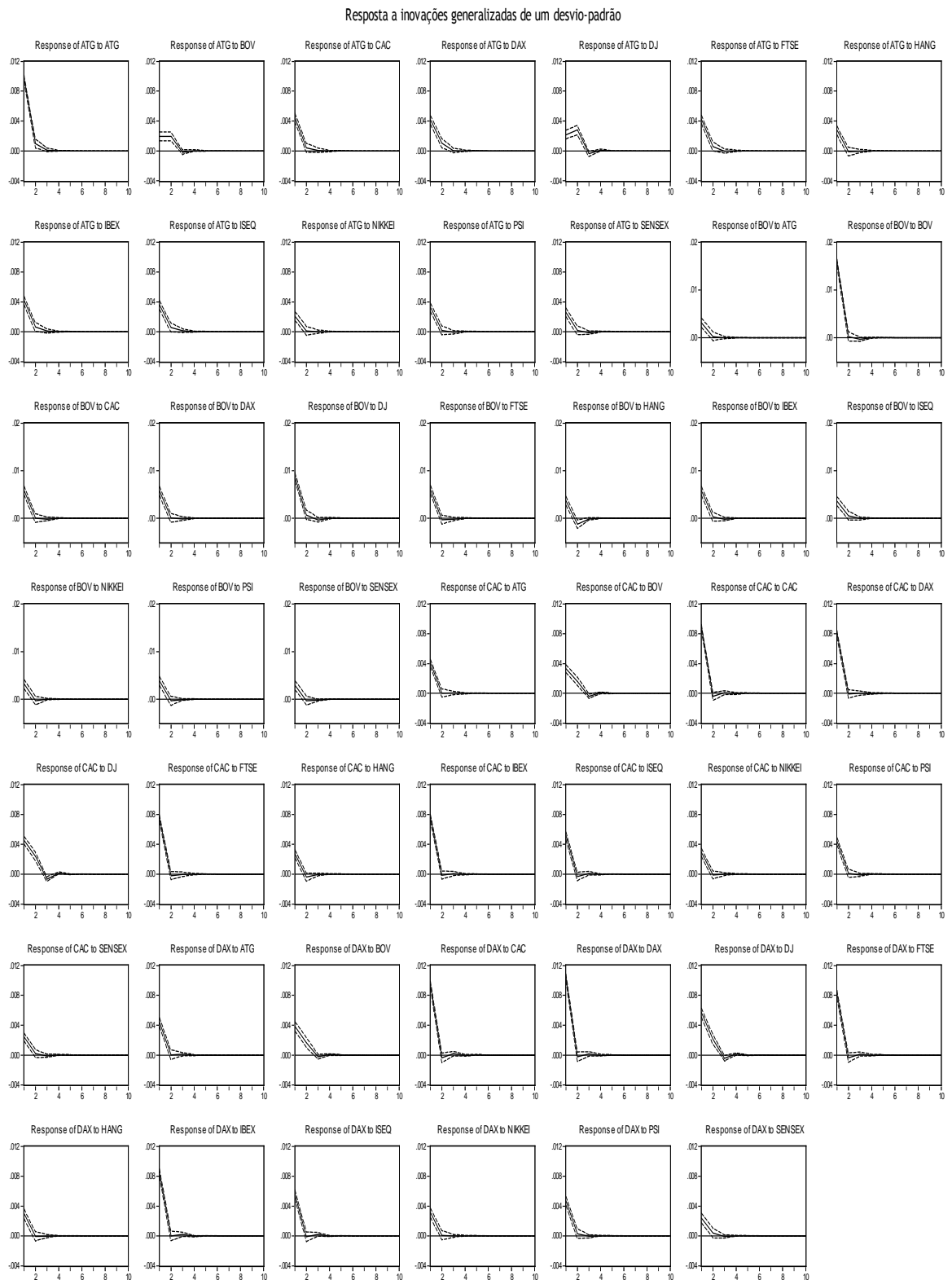
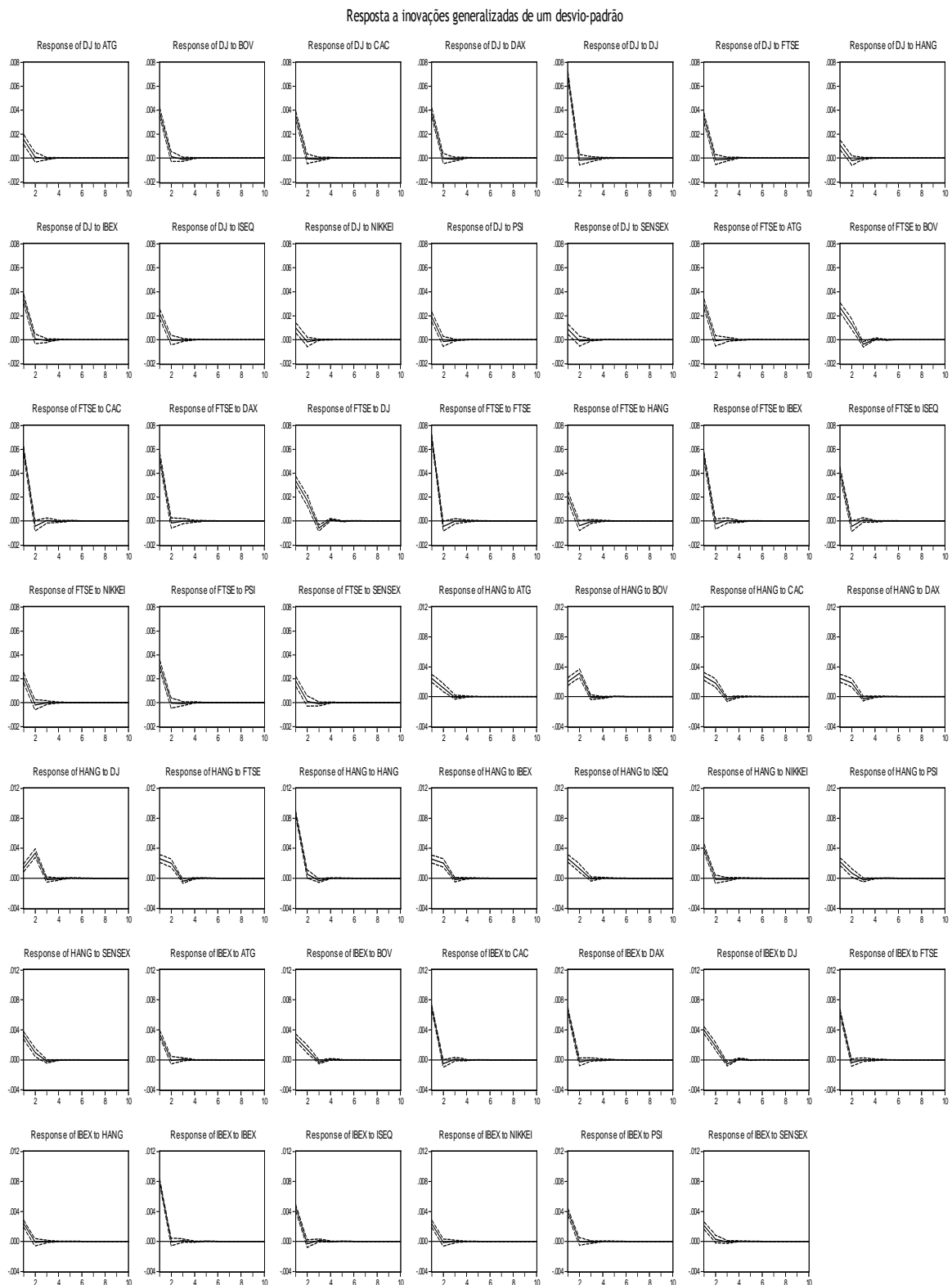


Figura 4.14.A: Funções impulso-resposta no sub-período Tranquilo (continuação)



**Figura 4.14.A: Funções impulso-resposta no sub-período Tranquilo (continuação)**

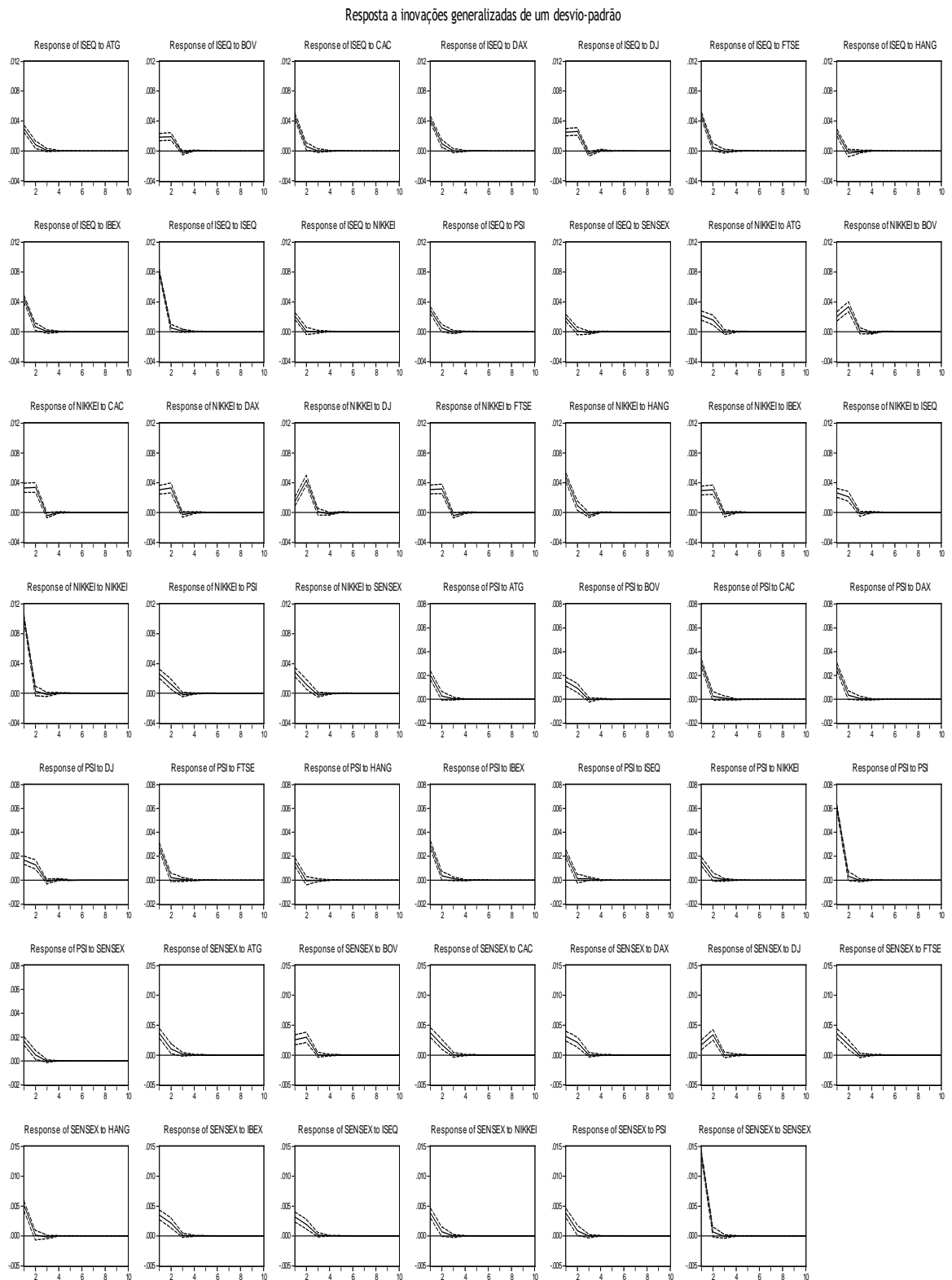
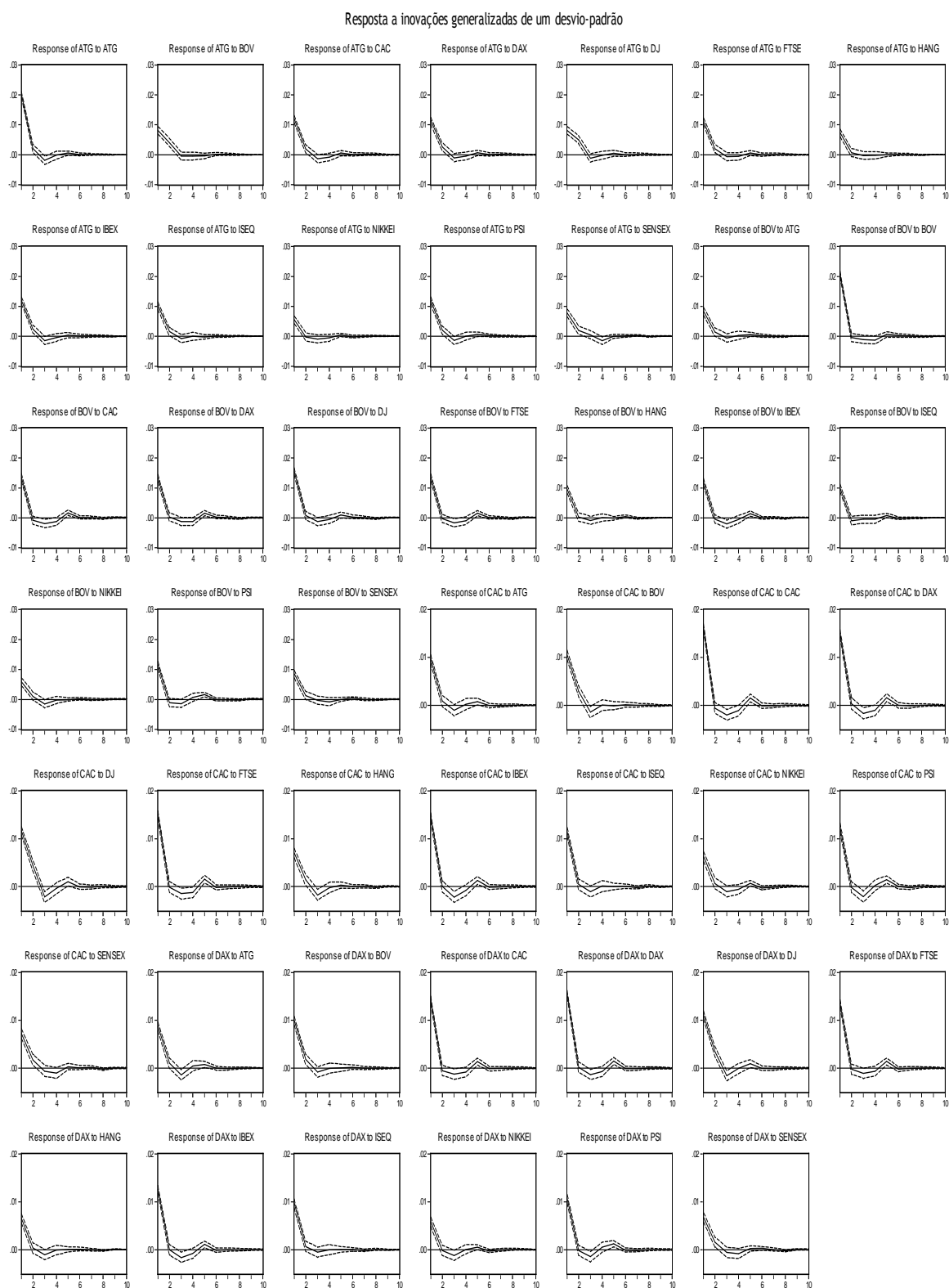
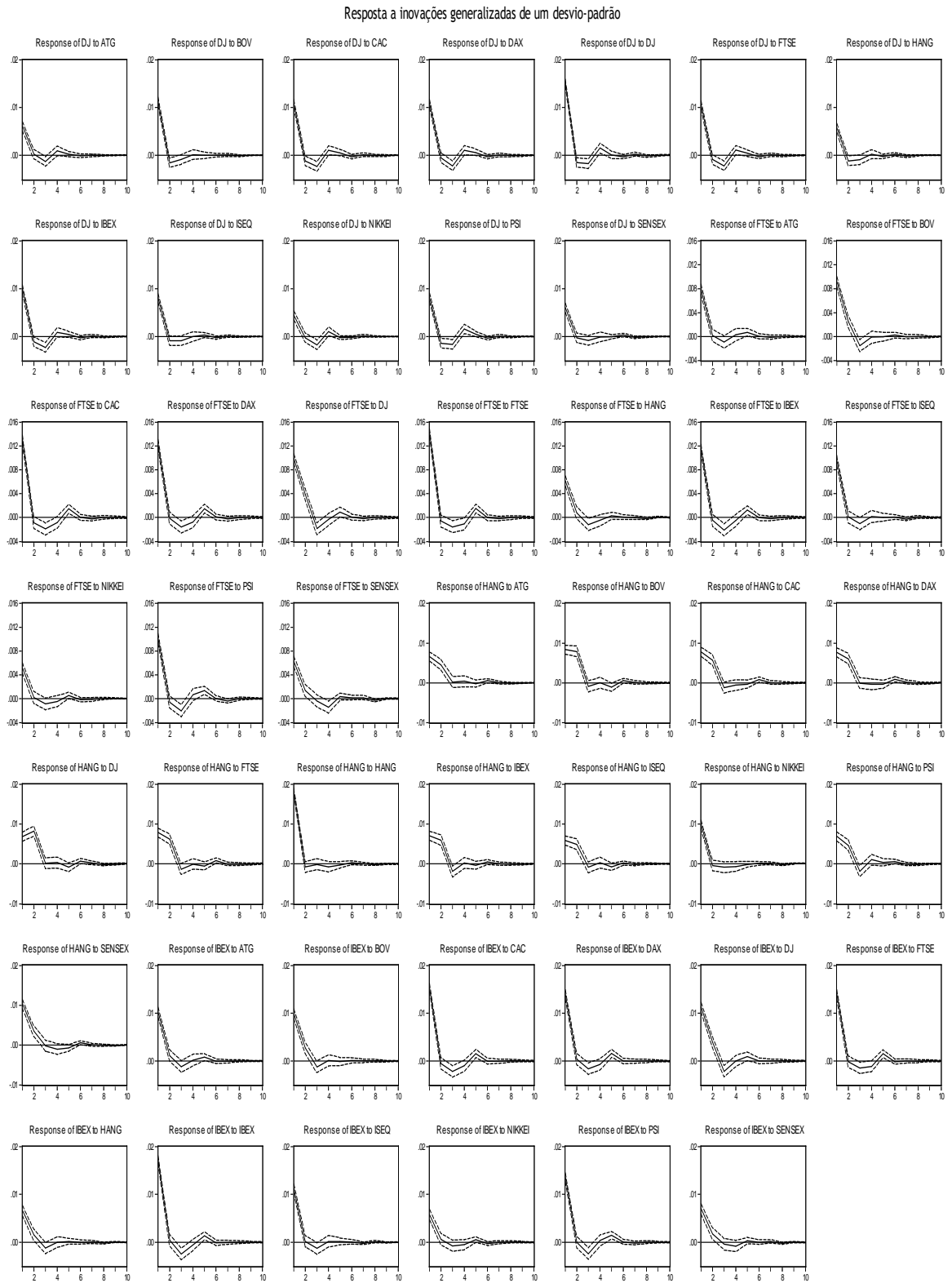


Figura 4.15.A: Funções impulso-resposta no sub-período Crise Financeira Global

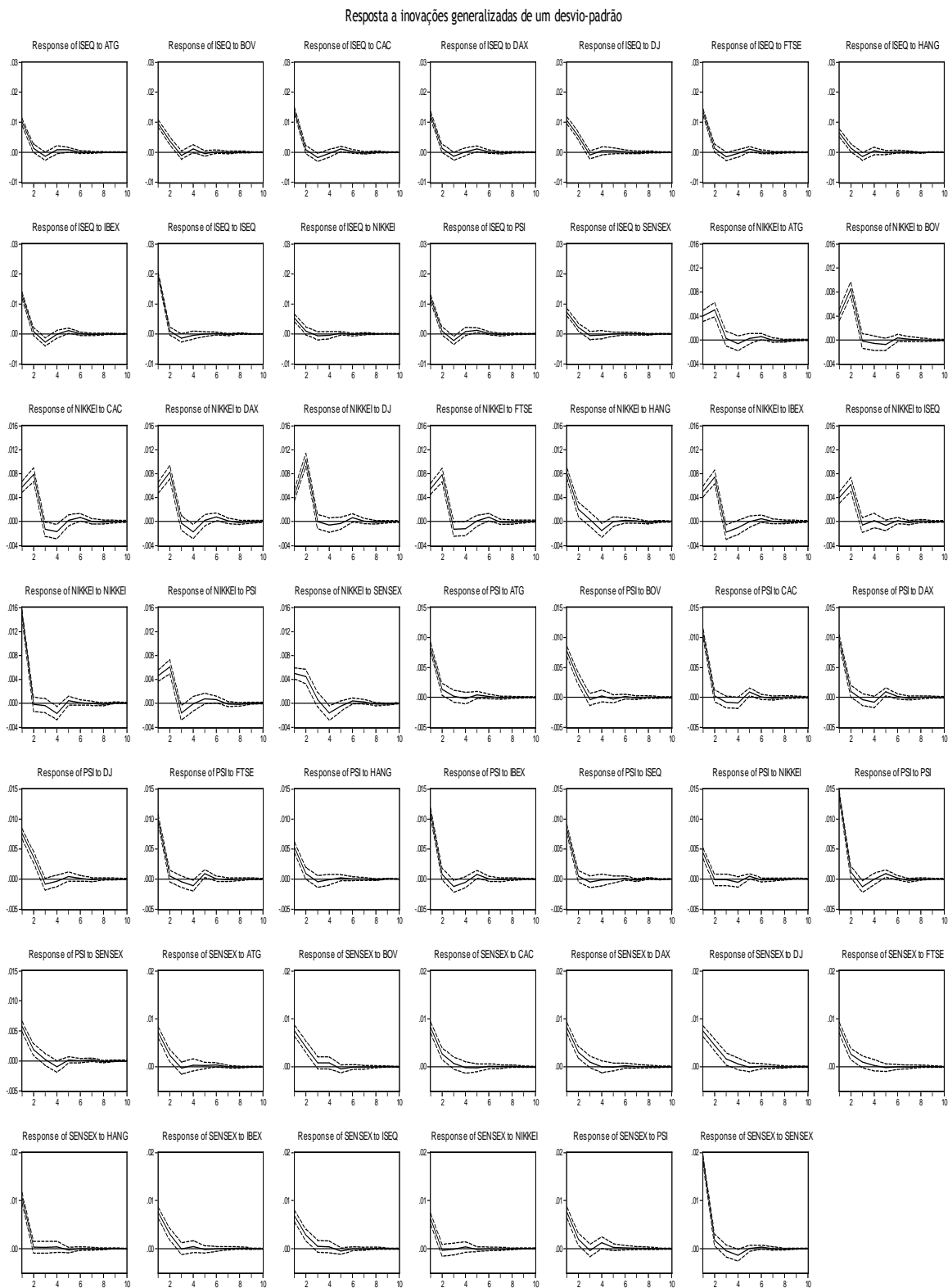




**Figura 4.15.A: Funções impulso-resposta no sub-período Crise Financeira Global (continuação)**



**Figura 4.15.A: Funções impulso-resposta no sub-período Crise Financeira Global (continuação)**



**Tabela 4.20.A: Resposta acumulada dos índices a inovações generalizadas de um desvio-padrão no sub-período Dot-Com**

	Período	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	5	0,0201	0,0056	0,0063	0,0073	0,0076	0,0061	0,0040	0,0055	0,0052	0,0030	0,0059	0,0030
	10	0,0201	0,0056	0,0063	0,0073	0,0076	0,0061	0,0040	0,0055	0,0051	0,0030	0,0059	0,0030
BOV	5	0,0026	0,0215	0,0067	0,0087	0,0092	0,0069	0,0045	0,0067	0,0050	0,0039	0,0073	0,0028
	10	0,0026	0,0215	0,0067	0,0087	0,0092	0,0069	0,0045	0,0067	0,0050	0,0039	0,0073	0,0028
CAC	5	0,0053	0,0076	0,0179	0,0165	0,0127	0,0151	0,0049	0,0147	0,0081	0,0037	0,0109	0,0018
	10	0,0053	0,0076	0,0179	0,0164	0,0127	0,0151	0,0049	0,0147	0,0081	0,0037	0,0109	0,0018
DAX	5	0,0056	0,0090	0,0165	0,0199	0,0146	0,0148	0,0057	0,0147	0,0087	0,0038	0,0113	0,0026
	10	0,0056	0,0090	0,0165	0,0199	0,0146	0,0148	0,0057	0,0147	0,0087	0,0038	0,0113	0,0026
DJ	5	0,0026	0,0058	0,0071	0,0086	0,0137	0,0066	0,0020	0,0061	0,0037	0,0018	0,0041	0,0015
	10	0,0026	0,0058	0,0071	0,0086	0,0137	0,0066	0,0020	0,0061	0,0037	0,0018	0,0041	0,0015
FTSE	5	0,0035	0,0054	0,0114	0,0110	0,0096	0,0136	0,0037	0,0098	0,0065	0,0027	0,0066	0,0014
	10	0,0035	0,0054	0,0114	0,0110	0,0096	0,0136	0,0037	0,0098	0,0065	0,0027	0,0066	0,0014
HANG	5	0,0050	0,0076	0,0078	0,0088	0,0080	0,0081	0,0151	0,0080	0,0045	0,0061	0,0080	0,0038
	10	0,0050	0,0076	0,0078	0,0088	0,0080	0,0081	0,0151	0,0080	0,0045	0,0061	0,0080	0,0038
IBEX	5	0,0042	0,0076	0,0137	0,0135	0,0102	0,0124	0,0045	0,0164	0,0071	0,0028	0,0109	0,0022
	10	0,0042	0,0076	0,0137	0,0135	0,0102	0,0124	0,0045	0,0164	0,0071	0,0028	0,0109	0,0022
ISEQ	5	0,0033	0,0050	0,0079	0,0083	0,0079	0,0080	0,0034	0,0068	0,0129	0,0029	0,0051	0,0012
	10	0,0033	0,0050	0,0079	0,0083	0,0079	0,0080	0,0034	0,0068	0,0129	0,0029	0,0051	0,0012
NIKKEI	5	0,0042	0,0055	0,0072	0,0078	0,0071	0,0068	0,0069	0,0066	0,0050	0,0144	0,0055	0,0038
	10	0,0042	0,0055	0,0072	0,0078	0,0071	0,0068	0,0069	0,0066	0,0050	0,0144	0,0055	0,0038
PSI	5	0,0030	0,0059	0,0070	0,0072	0,0047	0,0058	0,0025	0,0077	0,0035	0,0015	0,0132	0,0011
	10	0,0030	0,0059	0,0070	0,0072	0,0047	0,0058	0,0025	0,0077	0,0035	0,0015	0,0132	0,0011
SENSEX	5	0,0036	0,0051	0,0042	0,0050	0,0038	0,0046	0,0052	0,0047	0,0026	0,0044	0,0057	0,0179
	10	0,0036	0,0051	0,0042	0,0050	0,0038	0,0046	0,0052	0,0047	0,0026	0,0044	0,0057	0,0179

**Tabela 4.21.A: Resposta acumulada dos índices a inovações generalizadas de um desvio-padrão no sub-período Tranquilo**

	Período	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	5	0,0108	0,0037	0,0050	0,0052	0,0047	0,0048	0,0026	0,0050	0,0043	0,0022	0,0034	0,0027
	10	0,0108	0,0037	0,0050	0,0052	0,0047	0,0047	0,0026	0,0050	0,0043	0,0022	0,0034	0,0027
BOV	5	0,0034	0,0157	0,0058	0,0058	0,0092	0,0057	0,0024	0,0060	0,0042	0,0029	0,0035	0,0024
	10	0,0034	0,0157	0,0058	0,0058	0,0092	0,0057	0,0024	0,0060	0,0042	0,0029	0,0035	0,0024
CAC	5	0,0041	0,0046	0,0085	0,0079	0,0063	0,0073	0,0023	0,0075	0,0049	0,0028	0,0044	0,0025
	10	0,0041	0,0046	0,0085	0,0079	0,0063	0,0073	0,0023	0,0075	0,0049	0,0028	0,0044	0,0025
DAX	5	0,0046	0,0053	0,0092	0,0103	0,0074	0,0079	0,0029	0,0087	0,0056	0,0032	0,0049	0,0027
	10	0,0046	0,0053	0,0092	0,0103	0,0075	0,0079	0,0029	0,0086	0,0056	0,0032	0,0049	0,0027
DJ	5	0,0016	0,0039	0,0034	0,0037	0,0067	0,0032	0,0009	0,0034	0,0021	0,0008	0,0017	0,0007
	10	0,0016	0,0039	0,0034	0,0037	0,0067	0,0032	0,0009	0,0034	0,0021	0,0008	0,0017	0,0007
FTSE	5	0,0029	0,0036	0,0055	0,0052	0,0046	0,0065	0,0017	0,0052	0,0038	0,0019	0,0031	0,0018
	10	0,0029	0,0036	0,0055	0,0052	0,0046	0,0065	0,0017	0,0052	0,0038	0,0019	0,0031	0,0018
HANG	5	0,0036	0,0050	0,0042	0,0040	0,0044	0,0042	0,0089	0,0043	0,0038	0,0038	0,0027	0,0040
	10	0,0036	0,0050	0,0042	0,0040	0,0044	0,0042	0,0089	0,0043	0,0038	0,0038	0,0027	0,0040
IBEX	5	0,0035	0,0041	0,0065	0,0063	0,0053	0,0060	0,0022	0,0081	0,0043	0,0022	0,0038	0,0023
	10	0,0035	0,0041	0,0065	0,0063	0,0053	0,0060	0,0022	0,0081	0,0043	0,0022	0,0038	0,0023
ISEQ	5	0,0038	0,0035	0,0052	0,0052	0,0048	0,0052	0,0020	0,0051	0,0085	0,0022	0,0033	0,0018
	10	0,0038	0,0035	0,0052	0,0052	0,0048	0,0052	0,0020	0,0051	0,0085	0,0022	0,0033	0,0018
NIKKEI	5	0,0037	0,0054	0,0063	0,0060	0,0057	0,0058	0,0053	0,0057	0,0046	0,0102	0,0036	0,0038
	10	0,0037	0,0054	0,0063	0,0060	0,0057	0,0058	0,0053	0,0057	0,0046	0,0102	0,0036	0,0038
PSI	5	0,0024	0,0024	0,0033	0,0031	0,0029	0,0031	0,0015	0,0034	0,0024	0,0018	0,0064	0,0022
	10	0,0024	0,0024	0,0033	0,0031	0,0029	0,0031	0,0015	0,0034	0,0024	0,0018	0,0064	0,0022
SENSEX	5	0,0048	0,0055	0,0055	0,0053	0,0051	0,0052	0,0050	0,0058	0,0053	0,0045	0,0046	0,0141
	10	0,0048	0,0055	0,0055	0,0053	0,0051	0,0052	0,0050	0,0058	0,0053	0,0045	0,0046	0,0141

**Tabela 4.22.A: Resposta acumulada dos índices a inovações generalizadas de um desvio-padrão no sub-período Crise Financeira Global**

	Período	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	5	0,0205	0,0106	0,0120	0,0129	0,0120	0,0123	0,0073	0,0128	0,0106	0,0041	0,0130	0,0086
	10	0,0205	0,0109	0,0122	0,0131	0,0121	0,0123	0,0073	0,0129	0,0107	0,0040	0,0131	0,0088
BOV	5	0,0099	0,0185	0,0111	0,0125	0,0152	0,0119	0,0088	0,0101	0,0086	0,0050	0,0110	0,0085
	10	0,0099	0,0186	0,0110	0,0126	0,0153	0,0118	0,0089	0,0100	0,0083	0,0051	0,0108	0,0087
CAC	5	0,0104	0,0120	0,0141	0,0141	0,0145	0,0138	0,0067	0,0128	0,0109	0,0061	0,0118	0,0076
	10	0,0103	0,0121	0,0140	0,0140	0,0143	0,0135	0,0066	0,0125	0,0109	0,0058	0,0116	0,0076
DAX	5	0,0096	0,0109	0,0130	0,0152	0,0138	0,0129	0,0058	0,0113	0,0098	0,0051	0,0107	0,0072
	10	0,0094	0,0109	0,0128	0,0149	0,0136	0,0125	0,0058	0,0110	0,0097	0,0048	0,0105	0,0073
DJ	5	0,0063	0,0090	0,0089	0,0099	0,0135	0,0090	0,0037	0,0079	0,0066	0,0033	0,0072	0,0047
	10	0,0061	0,0091	0,0087	0,0096	0,0133	0,0088	0,0037	0,0076	0,0065	0,0032	0,0069	0,0048
FTSE	5	0,0081	0,0100	0,0110	0,0114	0,0125	0,0125	0,0055	0,0097	0,0088	0,0046	0,0096	0,0062
	10	0,0080	0,0102	0,0108	0,0113	0,0123	0,0123	0,0055	0,0095	0,0087	0,0044	0,0093	0,0063
HANG	5	0,0114	0,0142	0,0113	0,0127	0,0147	0,0121	0,0163	0,0110	0,0094	0,0079	0,0111	0,0120
	10	0,0118	0,0147	0,0121	0,0136	0,0155	0,0129	0,0164	0,0114	0,0096	0,0081	0,0115	0,0124
IBEX	5	0,0112	0,0115	0,0132	0,0137	0,0141	0,0129	0,0072	0,0160	0,0105	0,0057	0,0131	0,0079
	10	0,0112	0,0116	0,0131	0,0136	0,0141	0,0127	0,0071	0,0158	0,0105	0,0054	0,0130	0,0079
ISEQ	5	0,0116	0,0129	0,0136	0,0135	0,0158	0,0138	0,0066	0,0120	0,0191	0,0056	0,0127	0,0087
	10	0,0115	0,0129	0,0136	0,0135	0,0158	0,0138	0,0066	0,0118	0,0191	0,0055	0,0126	0,0087
NIKKEI	5	0,0089	0,0113	0,0109	0,0121	0,0138	0,0109	0,0090	0,0096	0,0092	0,0132	0,0098	0,0080
	10	0,0093	0,0116	0,0115	0,0128	0,0143	0,0114	0,0091	0,0101	0,0092	0,0133	0,0102	0,0084
PSI	5	0,0100	0,0104	0,0100	0,0104	0,0105	0,0099	0,0059	0,0109	0,0081	0,0040	0,0148	0,0070
	10	0,0101	0,0105	0,0100	0,0104	0,0105	0,0099	0,0059	0,0108	0,0081	0,0038	0,0148	0,0070
SENSEX	5	0,0100	0,0129	0,0112	0,0121	0,0140	0,0120	0,0112	0,0107	0,0099	0,0060	0,0106	0,0186
	10	0,0103	0,0128	0,0115	0,0125	0,0142	0,0121	0,0112	0,0108	0,0099	0,0059	0,0109	0,0188

Tabela 4.23.A: Matrizes anti-imagem das rendibilidades

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX	
Dot-Com	ATG	<b>0,946</b>	0,003	-0,012	-0,040	-0,026	-0,028	-0,117	0,021	-0,098	-0,072	-0,078	-0,070
	BOV	0,003	<b>0,875</b>	0,074	-0,086	-0,304	-0,017	-0,069	-0,024	-0,017	-0,034	-0,145	0,008
	CAC	-0,012	0,074	<b>0,860</b>	-0,421	-0,010	-0,427	-0,036	-0,418	-0,078	-0,039	-0,066	0,059
	DAX	-0,040	-0,086	-0,421	<b>0,906</b>	-0,332	-0,073	-0,007	-0,116	-0,016	0,048	-0,059	0,010
	DJ	-0,026	-0,304	-0,010	-0,332	<b>0,864</b>	-0,039	0,104	0,034	0,012	-0,025	0,060	-0,017
	FTSE	-0,028	-0,017	-0,427	-0,073	-0,039	<b>0,922</b>	-0,023	-0,110	-0,220	-0,013	0,036	-0,031
	HANG	-0,117	-0,069	-0,036	-0,007	0,104	-0,023	<b>0,830</b>	-0,028	-0,053	-0,405	-0,069	-0,151
	IBEX	0,021	-0,024	-0,418	-0,116	0,034	-0,110	-0,028	<b>0,913</b>	-0,001	0,030	-0,288	-0,046
	ISEQ	-0,098	-0,017	-0,078	-0,016	0,012	-0,220	-0,053	-0,001	<b>0,953</b>	-0,125	-0,026	0,000
	NIKKEI	-0,072	-0,034	-0,039	0,048	-0,025	-0,013	-0,405	0,030	-0,125	<b>0,799</b>	0,003	-0,089
	PSI	-0,078	-0,145	-0,066	-0,059	0,060	0,036	-0,069	-0,288	-0,026	0,003	<b>0,936</b>	-0,058
SENSEX	-0,070	0,008	0,059	0,010	-0,017	-0,031	-0,151	-0,046	0,000	-0,089	-0,058	<b>0,855</b>	
Tranquilo	ATG	<b>0,967</b>	-0,007	-0,084	-0,008	0,046	-0,030	-0,106	-0,034	-0,120	0,001	-0,092	-0,109
	BOV	-0,007	<b>0,830</b>	0,011	0,034	-0,461	-0,090	-0,075	-0,024	0,044	-0,046	-0,034	-0,065
	CAC	-0,084	0,011	<b>0,864</b>	-0,591	0,033	-0,402	0,004	-0,304	-0,061	-0,048	-0,075	-0,039
	DAX	-0,008	0,034	-0,591	<b>0,893</b>	-0,211	-0,003	-0,006	-0,181	0,014	-0,022	0,020	0,048
	DJ	0,046	-0,461	0,033	-0,211	<b>0,847</b>	-0,030	0,041	-0,038	-0,005	0,054	0,001	0,035
	FTSE	-0,030	-0,090	-0,402	-0,003	-0,030	<b>0,937</b>	0,001	-0,160	-0,206	0,004	-0,035	-0,002
	HANG	-0,106	-0,075	0,004	-0,006	0,041	0,001	<b>0,846</b>	-0,019	-0,109	-0,412	-0,013	-0,232
	IBEX	-0,034	-0,024	-0,304	-0,181	-0,038	-0,160	-0,019	<b>0,954</b>	-0,073	0,034	-0,113	-0,009
	ISEQ	-0,120	0,044	-0,061	0,014	-0,005	-0,206	-0,109	-0,073	<b>0,964</b>	-0,053	-0,047	-0,034
	NIKKEI	0,001	-0,046	-0,048	-0,022	0,054	0,004	-0,412	0,034	-0,053	<b>0,859</b>	-0,067	-0,096
	PSI	-0,092	-0,034	-0,075	0,020	0,001	-0,035	-0,013	-0,113	-0,047	-0,067	<b>0,973</b>	-0,117
SENSEX	-0,109	-0,065	-0,039	0,048	0,035	-0,002	-0,232	-0,009	-0,034	-0,096	-0,117	<b>0,910</b>	
Crise Financeira Global	ATG	<b>0,970</b>	0,009	0,028	-0,109	0,044	0,020	-0,071	-0,118	-0,122	-0,015	-0,181	-0,102
	BOV	0,009	<b>0,890</b>	-0,059	0,012	-0,552	-0,078	-0,197	0,073	0,027	0,098	-0,128	0,008
	CAC	0,028	-0,059	<b>0,871</b>	-0,492	0,050	-0,532	0,066	-0,468	-0,177	-0,084	-0,076	0,029
	DAX	-0,109	0,012	-0,492	<b>0,935</b>	-0,232	-0,118	0,002	0,047	0,097	-0,030	0,060	-0,074
	DJ	0,044	-0,552	0,050	-0,232	<b>0,869</b>	0,022	0,044	-0,131	-0,065	0,069	0,140	-0,058
	FTSE	0,020	-0,078	-0,532	-0,118	0,022	<b>0,940</b>	-0,055	0,062	-0,098	0,012	-0,056	-0,014
	HANG	-0,071	-0,197	0,066	0,002	0,044	-0,055	<b>0,818</b>	-0,003	-0,013	-0,551	-0,023	-0,405
	IBEX	-0,118	0,073	-0,468	0,047	-0,131	0,062	-0,003	<b>0,927</b>	-0,010	0,036	-0,352	0,024
	ISEQ	-0,122	0,027	-0,177	0,097	-0,065	-0,098	-0,013	-0,010	<b>0,978</b>	-0,010	-0,083	-0,057
	NIKKEI	-0,015	0,098	-0,084	-0,030	0,069	0,012	-0,551	0,036	-0,010	<b>0,846</b>	-0,034	0,025
	PSI	-0,181	-0,128	-0,076	0,060	0,140	-0,056	-0,023	-0,352	-0,083	-0,034	<b>0,951</b>	-0,063
SENSEX	-0,102	0,008	0,029	-0,074	-0,058	-0,014	-0,405	0,024	-0,057	0,025	-0,063	<b>0,918</b>	

Tabela 4.24.A: Volatilidade intradiária média dos índices

		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Todo	Vs	0,018810	0,024372	0,017118	0,019321	0,023412	0,015817	0,015426	0,017382	0,017837	0,015451	0,012530	0,019861
	Vp	0,000188	0,000288	0,000150	0,000198	0,000251	0,000131	0,000124	0,000152	0,000184	0,000122	0,000083	0,000204
	Vgk	0,000167	0,000256	0,000144	0,000188	0,000288	0,000117	0,000117	0,000145	0,000168	0,000108	0,000079	0,000190
	Vrs	0,000163	0,000259	0,000144	0,000187	0,000291	0,000116	0,000115	0,000144	0,000178	0,000105	0,000106	0,000185
Dot-Com	Vs	0,019593	0,027035	0,021976	0,026879	0,031160	0,019107	0,017573	0,022038	0,017077	0,018193	0,014598	0,020474
	Vp	0,000188	0,000325	0,000222	0,000339	0,000381	0,000169	0,000136	0,000208	0,000141	0,000142	0,000097	0,000212
	Vgk	0,000173	0,000296	0,000209	0,000320	0,000456	0,000155	0,000131	0,000202	0,000137	0,000131	0,000120	0,000195
	Vrs	0,000167	0,000309	0,000206	0,000321	0,000460	0,000155	0,000127	0,000206	0,000149	0,000133	0,000204	0,000188
Tranquilo	Vs	0,011621	0,021197	0,010905	0,013216	0,015828	0,009798	0,010540	0,010078	0,011377	0,012139	0,007994	0,017220
	Vp	0,000062	0,000194	0,000054	0,000083	0,000097	0,000043	0,000048	0,000046	0,000070	0,000067	0,000027	0,000153
	Vgk	0,000057	0,000172	0,000054	0,000078	0,000116	0,000038	0,000046	0,000044	0,000068	0,000063	0,000016	0,000144
	Vrs	0,000055	0,000169	0,000054	0,000077	0,000118	0,000038	0,000046	0,000043	0,000080	0,000061	0,000033	0,000140
Crise Financeira Global	Vs	0,026093	0,025564	0,019759	0,019483	0,025049	0,019613	0,018966	0,021408	0,025658	0,016727	0,015910	0,022251
	Vp	0,000329	0,000358	0,000193	0,000201	0,000308	0,000197	0,000196	0,000220	0,000347	0,000164	0,000133	0,000254
	Vgk	0,000285	0,000313	0,000188	0,000194	0,000331	0,000172	0,000182	0,000207	0,000305	0,000139	0,000115	0,000237
	Vrs	0,000278	0,000314	0,000189	0,000192	0,000334	0,000169	0,000180	0,000203	0,000313	0,000129	0,000110	0,000233

Nota: Esta tabela apresenta as volatilidades intradiárias média dos índices, no período completo e nos três sub-períodos, calculadas pelos métodos simples (Vs), Parkinson (Vp), Garman-Klass (Vgk) e Rogers-Satchell-Yoon (Vrs).

Tabela 4.25.A: Estatísticas descritivas da volatilidade condicionada diária nos três sub-períodos

		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Dot-Com	Média	0,00032	0,00041	0,00033	0,00039	0,00019	0,00021	0,00026	0,00029	0,00016	0,00023	0,00015	0,00030
	Mediana	0,00023	0,00036	0,00024	0,00026	0,00015	0,00015	0,00022	0,00024	0,00013	0,00020	0,00011	0,00020
	Máximo	0,00182	0,00159	0,00133	0,00178	0,00075	0,00110	0,00089	0,00124	0,00057	0,00080	0,00088	0,00208
	Mínimo	0,00007	0,00018	0,00008	0,00007	0,00004	0,00004	0,00007	0,00005	0,00003	0,00006	0,00001	0,00007
	Dev. Padrão	0,00026	0,00016	0,00026	0,00033	0,00012	0,00018	0,00015	0,00018	0,00010	0,00012	0,00012	0,00026
	Assimetria	2,18043	2,29706	1,78291	1,62030	1,92477	2,24323	1,28615	1,62711	1,82536	1,48705	2,55613	2,43263
	Curtose	8,63930	12,82999	5,46957	5,12411	7,03387	8,58475	4,39739	6,10362	6,29410	5,70628	11,46060	10,83771
	Jarque-Bera	1795,6	4160,0	664,8	530,5	1098,6	1813,2	302,8	714,5	854,3	571,3	3452,7	3006,9
Tranquilo	Média	0,00013	0,00028	0,00011	0,00014	0,00006	0,00007	0,00010	0,00009	0,00009	0,00015	0,00005	0,00022
	Mediana	0,00010	0,00025	0,00008	0,00010	0,00005	0,00005	0,00009	0,00007	0,00007	0,00012	0,00004	0,00015
	Máximo	0,00068	0,00079	0,00094	0,00119	0,00029	0,00047	0,00028	0,00054	0,00050	0,00045	0,00024	0,00298
	Mínimo	0,00004	0,00014	0,00004	0,00004	0,00003	0,00002	0,00004	0,00004	0,00003	0,00005	0,00002	0,00007
	Dev. Padrão	0,00008	0,00010	0,00009	0,00013	0,00003	0,00005	0,00004	0,00006	0,00006	0,00008	0,00003	0,00024
	Assimetria	2,95023	1,67660	4,83289	4,22717	2,96002	3,77812	1,15398	2,94617	3,02543	1,32728	1,93437	5,52438
	Curtose	14,93283	6,02352	34,30499	26,81288	16,51651	21,96959	4,30542	16,58318	15,40300	4,50041	8,36348	45,45248
	Jarque-Bera	7952,2	914,8	48170,2	28654,0	9771,2	18710,3	315,5	9837,6	8546,3	417,2	1962,6	86352,4
Crise Finan. Global	Média	0,00045	0,00044	0,00033	0,00029	0,00024	0,00026	0,00046	0,00036	0,00045	0,00035	0,00024	0,00038
	Mediana	0,00035	0,00030	0,00019	0,00016	0,00013	0,00014	0,00025	0,00021	0,00028	0,00020	0,00013	0,00023
	Máximo	0,00276	0,00397	0,00283	0,00245	0,00243	0,00263	0,00473	0,00330	0,00400	0,00411	0,00272	0,00383
	Mínimo	0,00005	0,00013	0,00007	0,00005	0,00003	0,00004	0,00006	0,00006	0,00005	0,00007	0,00004	0,00007
	Dev. Padrão	0,00037	0,00053	0,00040	0,00036	0,00037	0,00036	0,00058	0,00045	0,00052	0,00051	0,00034	0,00041
	Assimetria	2,83345	3,79125	3,31273	3,38355	3,45323	3,83869	3,61038	3,42940	3,45159	4,35981	3,98071	3,31030
	Curtose	13,07556	18,72910	15,31204	15,52876	15,27991	19,97684	19,47266	16,01513	17,74478	24,08980	21,15388	18,43735
	Jarque-Bera	5412,0	12348,4	7917,1	8211,9	8039,1	14059,8	13101,3	8765,7	10735,0	21092,9	15914,4	11426,8

Nota: As estimativas de volatilidade condicionada diária, nos três sub-períodos amostrais, foram obtidas a partir de modelos GARCH (1,1).



**Tabela 4.26.A: Resultados dos testes de Ljung-Box e LM aos resíduos dos modelos GARCH (1,1)**

	ATG			BOV			CAC		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
LB: $Q_{(20)}^2$	13,391	25,559	11,658	86,305	15,655	12,176	20,705	17,531	18,058
	(0,860)	(0,181)	(0,927)	(0,987)	(0,738)	(0,910)	(0,415)	(0,618)	(0,584)
LM test: $F_{(20)}$	0,640	1,189	0,645	8,128	14,509	0,629	0,951	0,826	0,901
	(0,884)	(0,255)	(0,881)	(0,991)	(0,804)	(0,894)	(0,521)	(0,683)	(0,586)
	DAX			DJ			FTSE		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
LB: $Q_{(20)}^2$	18,607	20,775	12,930	12,352	14,081	16,324	9,832	25,698	17,846
	(0,547)	(0,410)	(0,880)	(0,903)	(0,826)	(0,696)	(0,971)	(0,176)	(0,598)
LM test: $F_{(20)}$	0,816	1,007	0,640	0,631	0,721	0,786	0,497	1,323	0,879
	(0,695)	(0,451)	(0,884)	(0,892)	(0,807)	(0,732)	(0,968)	(0,154)	(0,614)
	HANG-SENG			IBEX			ISEQ		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
LB: $Q_{(20)}^2$	10,969	27,791	21,839	25,389	13,158	21,832	18,161	14,735	16,532
	(0,947)	(0,114)	(0,349)	(0,187)	(0,871)	(0,350)	(0,577)	(0,791)	(0,683)
LM test: $F_{(20)}$	0,532	1,383	1,081	1,211	0,633	1,153	0,988	0,696	0,820
	(0,954)	(0,121)	(0,364)	(0,237)	(0,891)	(0,289)	(0,474)	(0,833)	0,690
	NIKKEI			PSI			SENSEX		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
LB: $Q_{(20)}^2$	22,021	17,577	16,394	15,693	10,493	22,770	19,104	13,967	68,843
	(0,339)	(0,615)	(0,692)	(0,735)	(0,958)	(0,300)	(0,515)	(0,832)	(0,997)
LM test: $F_{(20)}$	1,085	0,807	0,914	0,746	0,500	1,089	1,186	0,735	0,336
	(0,360)	(0,707)	(0,570)	(0,780)	(0,967)	(0,355)	(0,259)	(0,792)	(0,997)

Notas: Os testes de Ljung-Box e ARCH LM foram aplicados aos resíduos dos modelos GARCH (1,1), obtidos para o *lag* 20. Os valores entre parêntesis correspondem aos valores de probabilidade de cada um dos testes.

**Tabela 4.27.A: Resultados da estimação da volatilidade condicionada por modelos TGARCH (1,1)**

	ATG			BOV			CAC		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
$\alpha_0$	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	(0,000)	(0,001)	(0,025)	(0,000)	(0,000)	(0,004)	(0,006)	(0,000)	(0,000)
$\alpha_1$	0,121	0,056	0,046	-0,023	-0,030	0,022	0,017	-0,038	-0,040
	(0,000)	(0,001)	(0,012)	(0,000)	(0,012)	(0,067)	(0,192)	(0,001)	(0,004)
$\gamma$	0,173	0,051	0,099	0,013	0,179	0,103	0,086	0,159	0,267
	(0,000)	(0,006)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,000)
$\beta$	0,676	0,881	0,886	1,003	0,819	0,917	0,920	0,929	0,881
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
	DAX			DJ			FTSE		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
$\alpha_0$	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	(0,011)	(0,000)	(0,000)	(0,002)	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,000)
$\alpha_1$	0,037	-0,012	-0,036	0,016	-0,022	-0,029	-0,005	-0,039	-0,027
	(0,005)	(0,399)	(0,020)	(0,332)	(0,013)	(0,026)	(0,826)	(0,015)	(0,086)
$\gamma$	0,098	0,138	0,219	0,123	0,089	0,179	0,150	0,162	0,201
	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$\beta$	0,894	0,921	0,909	0,881	0,949	0,927	0,904	0,917	0,904
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
	HANG-SENG			IBEX			ISEQ		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
$\alpha_0$	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	(0,012)	(0,028)	(0,022)	(0,009)	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,003)
$\alpha_1$	0,020	0,019	0,047	-0,003	-0,020	-0,015	0,003	-0,040	0,076
	(0,084)	(0,049)	(0,012)	(0,863)	(0,080)	(0,194)	(0,862)	(0,022)	(0,000)
$\gamma$	0,091	0,018	0,102	0,119	0,211	0,223	0,160	0,247	0,087
	(0,000)	(0,059)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,001)
$\beta$	0,910	0,960	0,893	0,922	0,824	0,881	0,822	0,785	0,866
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
	NIKKEI			PSI			SENSEX		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
$\alpha_0$	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	(0,008)	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,002)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,008)
$\alpha_1$	0,038	0,034	0,009	0,076	0,047	0,031	0,045	0,028	0,060
	(0,045)	(0,021)	(0,558)	(0,010)	(0,000)	(0,074)	(0,001)	(0,054)	(0,000)
$\gamma$	0,064	0,072	0,182	0,164	0,000	0,209	0,163	0,295	0,098
	(0,030)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,995)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$\beta$	0,884	0,906	0,865	0,705	0,922	0,814	0,809	0,730	0,892
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis dizem respeito aos *p-values*.

**Tabela 4.28.A: Resultados dos testes de Ljung-Box e LM aos resíduos dos modelos EGARCH (1,1)**

	ATG			BOV			CAC		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
LB: $Q_{(20)}^2$	19,919	27,742	16,072	7,089	34,510	15,572	19,803	17,643	27,472
	(0,463)	(0,116)	(0,712)	(0,996)	(0,023)	(0,743)	(0,470)	(0,611)	(0,123)
LM test: $F_{(20)}$	0,900	1,324	0,854	0,333	1,568	0,763	0,960	0,766	1,403
	(0,588)	(0,154)	(0,647)	(0,998)	(0,053)	(0,760)	(0,510)	(0,757)	(0,112)
	DAX			DJ			FTSE		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
LB: $Q_{(20)}^2$	38,165	21,030	28,201	16,185	15,783	22,664	12,745	21,298	19,660
	(0,008)	(0,395)	(0,105)	(0,705)	(0,730)	(0,306)	(0,888)	(0,380)	(0,479)
LM test: $F_{(20)}$	1,863	0,988	1,298	0,858	0,836	1,057	0,679	0,984	0,993
	(0,012)	(0,474)	(0,171)	(0,643)	(0,670)	(0,391)	(0,850)	(0,479)	(0,468)
	HANG-SENG			IBEX			ISEQ		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
LB: $Q_{(20)}^2$	17,277	34,011	30,617	25,913	15,817	23,266	18,589	20,291	17,008
	(0,635)	(0,026)	(0,060)	(0,169)	(0,728)	(0,276)	(0,549)	(0,440)	(0,652)
LM test: $F_{(20)}$	0,940	1,654	1,487	1,230	0,735	1,291	0,997	0,947	0,870
	(0,536)	(0,035)	(0,077)	(0,221)	(0,793)	(0,176)	(0,463)	(0,526)	(0,627)
	NIKKEI			PSI			SENSEX		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
LB: $Q_{(20)}^2$	23,864	22,003	15,676	16,231	13,262	18,912	16,177	20,286	8,521
	(0,248)	(0,340)	(0,737)	(0,702)	(0,866)	(0,528)	(0,706)	(0,440)	(0,988)
LM test: $F_{(20)}$	1,221	1,006	0,837	0,777	0,632	0,938	0,935	1,024	0,396
	(0,229)	(0,452)	(0,669)	(0,744)	(0,891)	(0,538)	(0,542)	(0,430)	(0,992)

Notas: Esta tabela apresenta os resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH-LM, aplicados aos resíduos dos modelos EGARCH (1,1), dos vários índices nos três sub-períodos, e considerando em ambos os casos o lag 20. Os valores entre parêntesis correspondem aos valores de probabilidade de cada um dos testes.

**Tabela 4.29.A: Resultados dos testes de Ljung-Box e LM aos resíduos dos modelos TGARCH (1,1)**

	ATG			BOV			CAC		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
LB: $Q_{(20)}^2$	15,686	24,358	14,026	18,874	23,545	14,465	17,010	17,782	31,834
	(0,736)	(0,227)	(0,829)	(0,530)	(0,263)	(0,806)	(0,652)	(0,602)	(0,045)
LM test: $F_{(20)}$	0,727	1,125	0,728	0,831	1,170	0,700	0,791	0,783	1,628
	(0,800)	(0,317)	(0,800)	(0,677)	(0,272)	(0,829)	(0,726)	(0,736)	(0,040)
	DAX			DJ			FTSE		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
LB: $Q_{(20)}^2$	31,608	19,755	20,780	13,769	11,248	16,229	11,066	19,372	20,505
	(0,048)	(0,473)	(0,410)	(0,842)	(0,940)	(0,702)	(0,944)	(0,498)	(0,427)
LM test: $F_{(20)}$	1,528	0,937	0,952	0,696	0,584	0,761	0,564	0,938	1,086
	(0,065)	(0,539)	(0,520)	(0,832)	(0,926)	(0,762)	(0,937)	(0,538)	(0,359)
	HANG-SENG			IBEX			ISEQ		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
LB: $Q_{(20)}^2$	14,941	31,181	27,859	25,121	11,752	25,206	17,177	24,299	15,542
	(0,780)	(0,053)	(0,113)	(0,197)	(0,924)	(0,194)	(0,641)	(0,230)	(0,745)
LM test: $F_{(20)}$	0,791	1,547	1,334	1,187	0,545	1,372	0,922	1,146	0,800
	(0,726)	(0,059)	(0,148)	(0,258)	(0,948)	(0,127)	(0,559)	(0,296)	(0,715)
	NIKKEI			PSI			SENSEX		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
LB: $Q_{(20)}^2$	19,267	19,577	14,548	16,588	10,487	18,492	15,462	18,188	6,533
	(0,505)	(0,485)	(0,802)	(0,680)	(0,958)	(0,555)	(0,749)	(0,575)	(0,998)
LM test: $F_{(20)}$	0,949	0,882	0,798	0,789	0,500	0,928	0,927	0,918	0,305
	(0,524)	(0,611)	(0,718)	(0,728)	(0,967)	(0,551)	(0,553)	(0,563)	(0,999)

Notas: Esta tabela apresenta os resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH-LM, aplicados aos resíduos dos modelos TGARCH (1,1), dos vários índices nos três sub-períodos, e considerando em ambos os casos o lag 20. Os valores entre parêntesis correspondem aos valores de probabilidade de cada um dos testes.

**Tabela 4.30.A: Correlações contemporâneas entre as volatilidades intradiárias dos índices europeus durante o sub-período Dot-Com**

	ATG	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
ATG	1						
CAC	0,146 (0,000)	1					
DAX	0,099 (0,006)	0,757 (0,000)	1				
FTSE	0,139 (0,000)	0,763 (0,000)	0,723 (0,000)	1			
IBEX	0,208 (0,000)	0,706 (0,000)	0,687 (0,000)	0,622 (0,000)	1		
ISEQ	0,031 (0,385)	0,173 (0,000)	0,153 (0,000)	0,154 (0,000)	0,179 (0,000)	1	
PSI	0,249 (0,000)	0,347 (0,000)	0,323 (0,000)	0,335 (0,000)	0,399 (0,000)	0,111 (0,002)	1

Notas: Os valores entre parêntesis dizem respeito aos *p-values*. O rácio de verosimilhança da matriz de correlações tem o valor de 3205.

**Tabela 4.31.A: Correlações contemporâneas entre as volatilidades intradiárias dos índices europeus durante o sub-período Tranquilo**

	ATG	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
ATG	1						
CAC	0,229 (0,000)	1					
DAX	0,151 (0,000)	0,753 (0,000)	1				
FTSE	0,224 (0,000)	0,725 (0,000)	0,577 (0,000)	1			
IBEX	0,203 (0,000)	0,818 (0,000)	0,606 (0,000)	0,673 (0,000)	1		
ISEQ	0,022 (0,466)	0,106 (0,001)	0,094 (0,002)	0,219 (0,000)	0,113 (0,000)	1	
PSI	0,168 (0,000)	0,472 (0,000)	0,428 (0,000)	0,386 (0,000)	0,402 (0,000)	0,037 (0,220)	1

Notas: Os valores entre parêntesis dizem respeito aos *p-values*. O rácio de verosimilhança da matriz de correlações tem o valor de 3371.

**Tabela 4.32.A: Percentagem de volatilidades extremas intradiárias, em cada um dos sub-períodos (percentis de 1% e de 99%)**

	Percentil 1%			Percentil 99%			Total de Percentis Extremos		
	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG
ATG	0,00%	0,00%	0,00%	0,28%	0,04%	0,71%	0,28%	0,04%	0,71%
CAC	0,32%	0,53%	0,18%	0,43%	0,04%	0,57%	0,74%	0,57%	0,74%
DAX	0,00%	0,00%	0,00%	0,67%	0,00%	0,35%	0,67%	0,00%	0,35%
FTSE	0,00%	0,00%	0,00%	0,35%	0,04%	0,64%	0,35%	0,04%	0,64%
IBEX	0,67%	0,25%	0,11%	0,39%	0,00%	0,64%	1,06%	0,25%	0,74%
ISEQ	0,00%	0,00%	0,00%	0,18%	0,25%	0,60%	0,18%	0,25%	0,60%
PSI	0,04%	0,28%	0,71%	0,67%	0,00%	0,35%	0,71%	0,28%	1,06%
Total	0,09%	0,09%	0,08%	0,25%	0,03%	0,32%	0,33%	0,12%	0,40%

**Tabela 4.33.A: Percentagem de dias com volatilidades intradiárias nos extremos, com coincidência temporal entre mercados, nos três sub-períodos e no período completo (percentis de 1% e de 99%)**

Nº Mercados	Observações no Extremo Baixo (%)				Observações no Extremo Elevado (%)				Observações nos Extremos (%)			
	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo
0	96,3%	97,5%	97,1%	97,0%	92,6%	99,2%	95,2%	96,0%	94,4%	98,3%	96,1%	96,5%
1	3,7%	2,2%	2,9%	2,9%	5,6%	0,7%	2,8%	2,8%	4,7%	1,5%	2,8%	2,8%
2	0,0%	0,3%	0,0%	0,1%	0,8%	0,1%	0,5%	0,4%	0,4%	0,2%	0,3%	0,3%
3	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,6%	0,0%	0,5%	0,4%	0,3%	0,0%	0,3%	0,2%
4	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%	0,2%	0,1%	0,1%	0,0%	0,1%	0,1%
5	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,3%	0,0%	0,2%	0,1%	0,1%	0,0%	0,1%	0,1%
6	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,3%	0,1%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%
7	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,3%	0,1%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%

**Tabela 4.34.A: Percentagem de volatilidades intradiárias anormais extremas em cada um dos sub-períodos**

	Volat. anormais baixas			Volat. anormais elevadas			Volat. anormais totais		
	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG
ATG	0,25%	0,71%	0,67%	0,21%	0,04%	0,50%	0,46%	0,74%	1,17%
CAC	0,39%	0,67%	0,25%	0,32%	0,00%	0,46%	0,71%	0,67%	0,71%
DAX	1,10%	0,46%	0,14%	0,57%	0,00%	0,21%	1,66%	0,46%	0,35%
FTSE	0,00%	0,00%	0,00%	0,28%	0,00%	0,46%	0,28%	0,00%	0,46%
IBEX	0,67%	0,39%	0,21%	0,28%	0,00%	0,53%	0,96%	0,39%	0,74%
ISEQ	0,00%	0,00%	0,00%	0,14%	0,18%	0,28%	0,14%	0,18%	0,28%
PSI	0,04%	0,00%	0,04%	0,60%	0,00%	0,35%	0,64%	0,00%	0,39%
Total	0,20%	0,19%	0,11%	0,20%	0,02%	0,23%	0,40%	0,20%	0,34%



**Tabela 4.35.A: Percentagem de dias com volatilidades anormais intradiárias nos extremos, com coincidência temporal entre mercados, nos três sub-períodos e no período completo**

Nº Mercados	Observações no Extremo Baixo (%)				Observações no Extremo Elevado (%)				Observações nos Extremos (%)			
	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo
0	91,5%	95,0%	96,4%	94,5%	93,9%	99,4%	96,4%	96,9%	92,7%	97,2%	96,4%	95,7%
1	8,1%	4,3%	3,4%	5,0%	4,5%	0,6%	2,0%	2,1%	6,3%	2,4%	2,7%	3,6%
2	0,4%	0,6%	0,2%	0,4%	0,9%	0,0%	0,6%	0,5%	0,6%	0,3%	0,4%	0,4%
3	0,0%	0,1%	0,0%	0,0%	0,3%	0,0%	0,2%	0,1%	0,1%	0,0%	0,1%	0,1%
4	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,3%	0,0%	0,4%	0,2%	0,1%	0,0%	0,2%	0,1%
5	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%
6	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%
7	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%

**Tabela 4.36.A: Resultados dos testes ADF e Phillips- Perron à estacionaridade das séries de volatilidades intradiárias no sub-período Dot-Com**

Índices	Estatística ADF		Lags	Estatística Phillips-Perron	
	Constante e sem tendência	Constante e tendência		Constante e sem tendência	Constante e tendência
ATG	-10,041	-10,768	2	-19,069	-19,101
	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)
CAC	-5,473	-5,905	5	-25,957	-26,161
	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)
DAX	-5,970	-6,791	5	-25,260	-25,241
	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)
FTSE	-6,598	-6,895	5	-27,501	-27,146
	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)
IBEX	-8,556	-8,705	3	-26,762	-26,735
	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)
ISEQ	-25,704	-26,006	0	-26,134	-26,242
	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)
PSI	-9,225	-9,284	3	-23,092	-22,905
	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

**Tabela 4.37.A: Resultados dos testes ADF e Phillips- Perron à estacionaridade das séries de volatilidades intradiárias no sub-período Tranquilo**

Índices	Estatística ADF		Lags	Estatística Phillips-Perron	
	Constante e sem tendência	Constante e tendência		Constante e sem tendência	Constante e tendência
ATG	-13,143	-13,218	2	-27,404	-27,216
	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)
CAC	-7,690	-7,837	6	-32,126	-33,056
	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)
DAX	-6,531	-6,525	11	-30,480	-32,713
	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)
FTSE	-18,455	-18,615	1	-33,576	-33,555
	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)
IBEX	-9,125	-13,442	2	-29,786	-29,830
	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)
ISEQ	-32,459	-32,542	0	-32,461	-32,542
	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)
PSI	-5,478	-6,010	7	-32,304	-32,353
	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

**Tabela 4.38.A: Resultados dos testes ADF e Phillips-Perron à estacionaridade das séries de volatilidades intradiárias no sub-período Crise Financeira Global**

Índices	Estatística ADF		Lags	Estatística Phillips-Perron	
	Constante e sem tendência	Constante e tendência		Constante e sem tendência	Constante e tendência
ATG	-7,808	-7,808	4	-25,874	-25,874
	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)
CAC	-5,642	-5,762	5	-24,307	-24,469
	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)
DAX	-4,046	-4,193	9	-22,556	-22,765
	(0,001)	(0,005)		(0,000)	(0,000)
FTSE	-3,372	-4,015	12	-23,207	-23,094
	(0,012)	(0,009)		(0,000)	(0,000)
IBEX	-6,004	-6,014	5	-23,480	-23,479
	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)
ISEQ	-11,899	-12,323	3	-31,184	-30,860
	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)
PSI	-6,994	-7,089	6	-30,724	-30,710
	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

**Tabela 4.39.A: Testes de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Tests à volatilidade intradiária no sub-período Dot-Com**

		Variáveis Dependentes						
		ATG	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
Variáveis excluídas	ATG		64,949 (0,002)	44,454 (0,131)	61,575 (0,004)	55,307 (0,016)	35,583 (0,441)	100,890 (0,000)
	CAC	37,991 (0,335)		105,054 (0,000)	75,758 (0,000)	65,761 (0,001)	73,467 (0,000)	44,081 (0,140)
	DAX	28,536 (0,772)	61,846 (0,003)		74,517 (0,000)	40,810 (0,230)	37,612 (0,351)	42,844 (0,170)
	FTSE	31,291 (0,648)	85,366 (0,000)	87,880 (0,000)		42,914 (0,168)	164,233 (0,000)	94,197 (0,000)
	IBEX	51,355 (0,037)	74,063 (0,000)	55,825 (0,014)	61,822 (0,003)		41,061 (0,222)	64,326 (0,002)
	ISEQ	15,757 (0,998)	37,347 (0,362)	41,491 (0,209)	24,720 (0,902)	31,400 (0,643)		30,974 (0,663)
	PSI	54,199 (0,020)	33,419 (0,545)	48,438 (0,065)	45,248 (0,115)	31,439 (0,641)	88,071 (0,000)	
	Todos	201,403 (0,653)	395,800 (0,000)	463,745 (0,000)	367,899 (0,000)	326,494 (0,000)	484,396 (0,000)	478,514 (0,000)

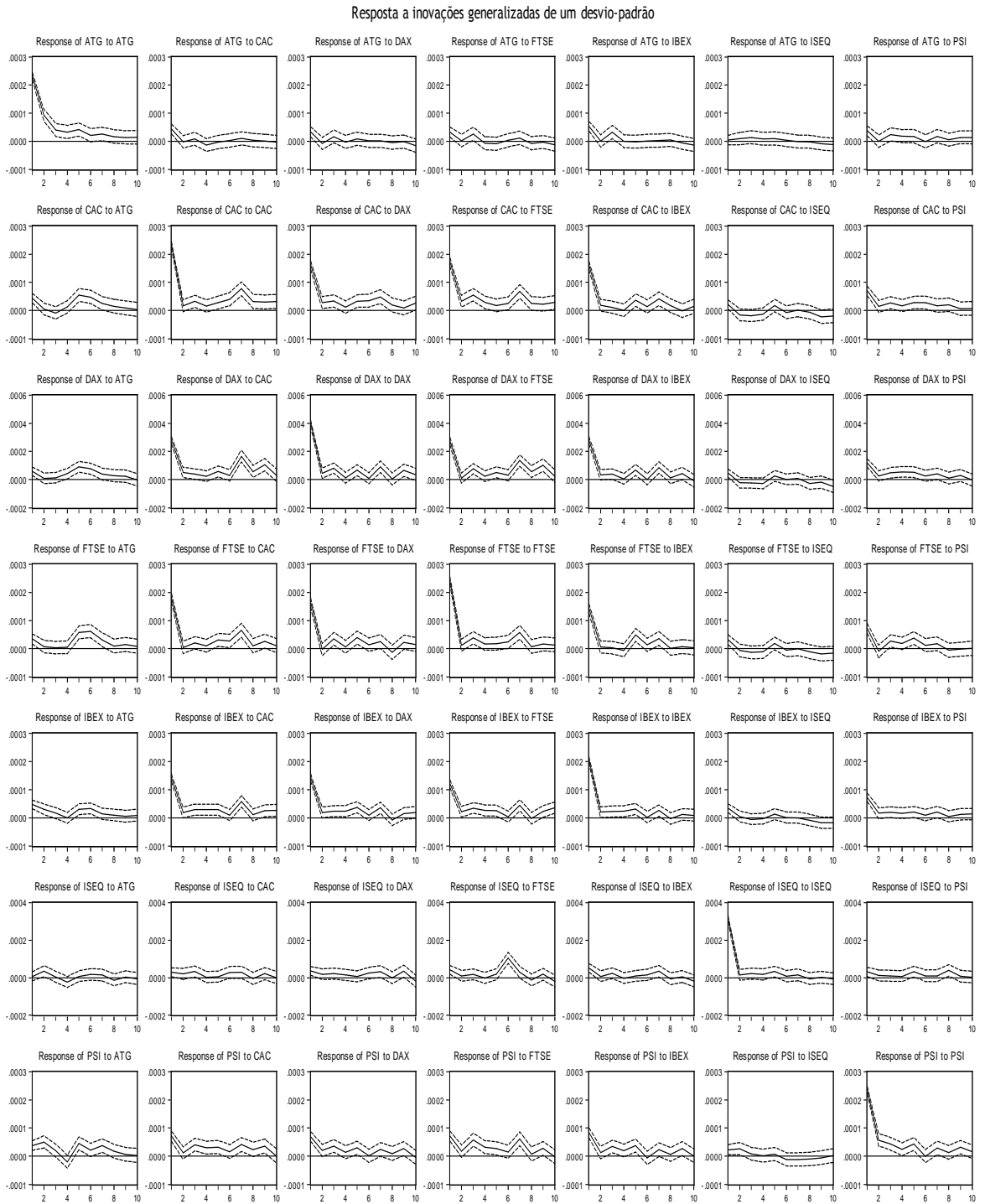
Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

**Tabela 4.40.A: Testes de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Tests à volatilidade intradiária no sub-período Tranquilo**

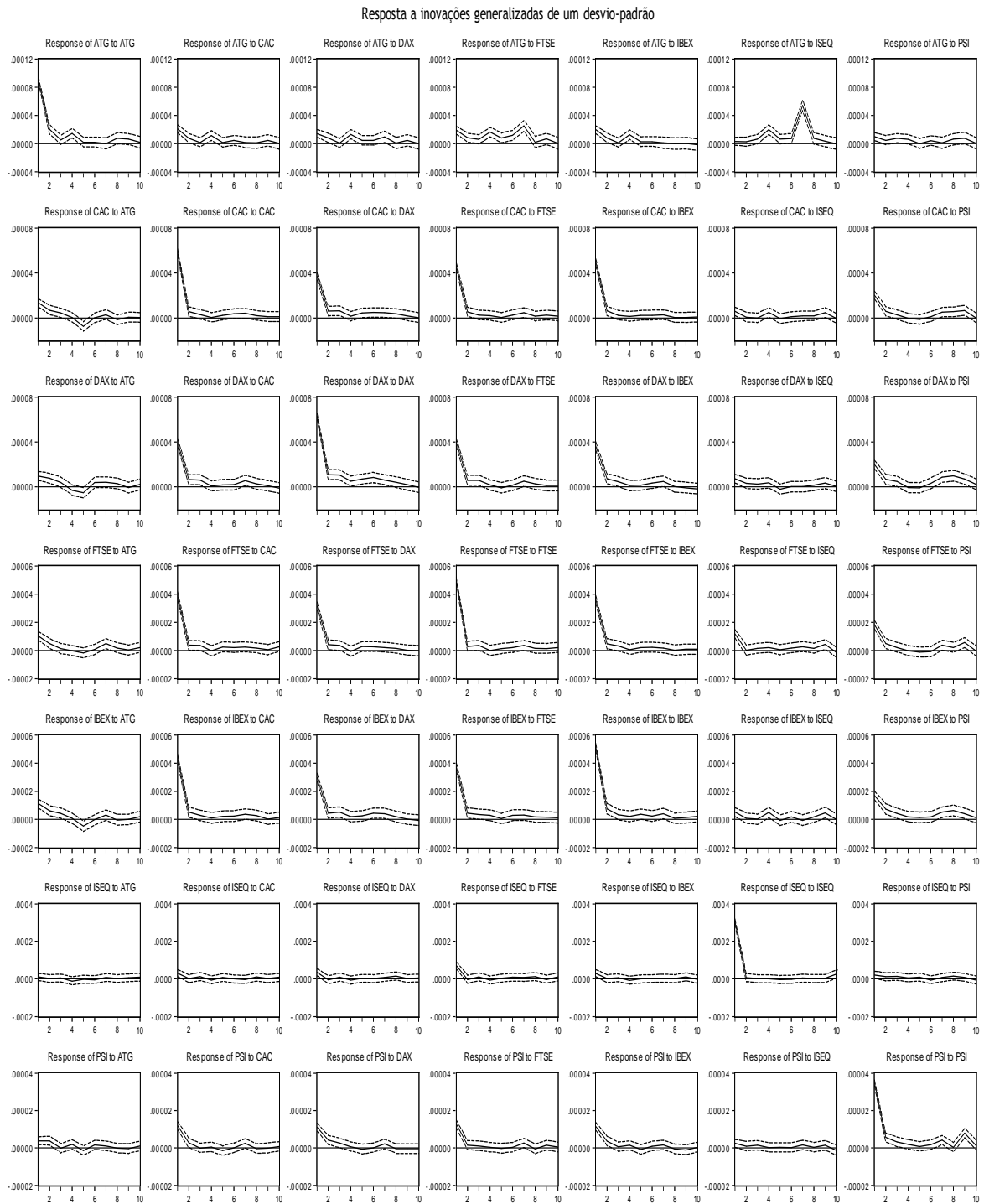
		Variáveis Dependentes						
		ATG	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
Variáveis excluídas	ATG		45,779 (0,054)	56,209 (0,005)	36,511 (0,267)	31,962 (0,469)	37,235 (0,241)	38,131 (0,211)
	CAC	39,830 (0,161)		44,441 (0,071)	20,291 (0,946)	23,111 (0,875)	22,472 (0,894)	31,512 (0,491)
	DAX	25,469 (0,787)	37,317 (0,238)		24,453 (0,828)	23,275 (0,869)	8,485 (1,000)	52,521 (0,013)
	FTSE	94,253 (0,000)	24,091 (0,841)	34,879 (0,333)		19,243 (0,963)	28,079 (0,666)	38,184 (0,209)
	IBEX	48,862 (0,029)	24,586 (0,822)	49,191 (0,027)	22,272 (0,900)		41,287 (0,126)	31,088 (0,513)
	ISEQ	220,827 (0,000)	91,868 (0,000)	35,292 (0,315)	103,447 (0,000)	79,127 (0,000)		18,374 (0,974)
	PSI	38,980 (0,185)	42,541 (0,101)	63,468 (0,001)	33,223 (0,407)	33,203 (0,408)	13,477 (0,998)	
	Todos	494,408 (0,000)	246,194 (0,005)	301,022 (0,000)	250,837 (0,003)	206,805 (0,220)	135,033 (0,999)	193,339 (0,459)

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

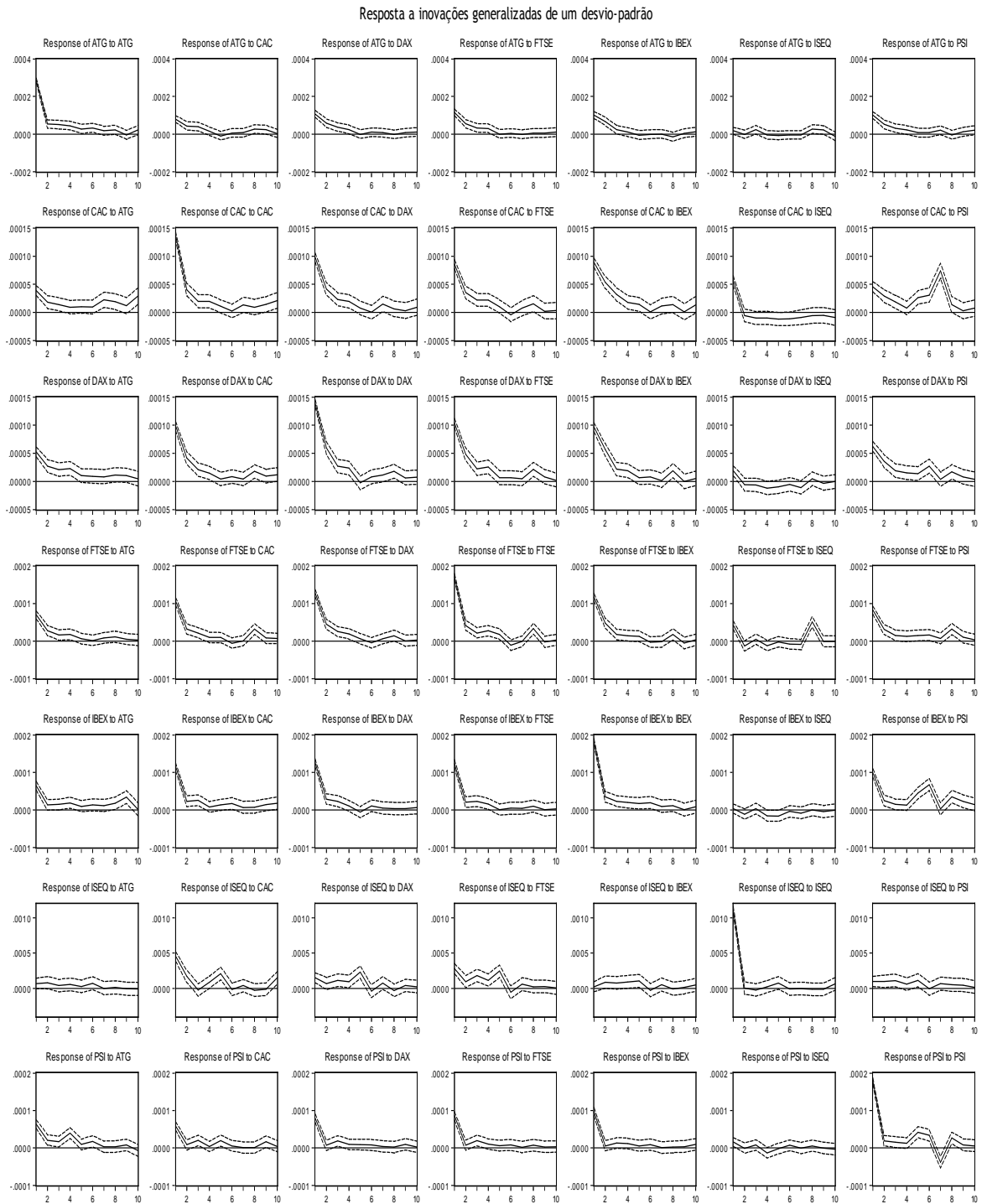
Figura 4.16.A: Funções impulso-resposta no sub-período Dot-Com (volatilidade intradiária)



**Figura 4.17.A: Funções impulso-resposta no sub-período Tranquilo (volatilidade intradiária)**



**Figura 4.18.A: Funções impulso-resposta no sub-período Crise Financeira Global (volatilidade intradiária)**



**Tabela 4.41.A: Resposta acumulada dos índices a inovações generalizadas de um desvio-padrão no sub-período Dot-Com (volatilidade intradiária)**

	Período	ATG	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
ATG	1	0,000232	4,36E-05	3,36E-05	3,29E-05	5,31E-05	4,71E-06	3,73E-05
	5	0,000439	3,43E-05	4,95E-05	4,66E-05	8,56E-05	4,78E-05	9,77E-05
	10	0,000531	5,13E-05	3,19E-05	4,05E-05	7,68E-05	3,01E-05	0,000148
CAC	1	4,38E-05	2,34E-04	1,62E-04	1,74E-04	1,61E-04	2,09E-05	6,99E-05
	5	0,000106	0,000326	0,000269	0,000308	0,000227	-8,97E-06	0,000157
	10	0,000206	0,000536	0,000407	0,000476	0,000313	-6,39E-05	0,000235
DAX	1	5,84E-05	2,80E-04	4,04E-04	2,75E-04	2,81E-04	4,59E-05	1,19E-04
	5	0,000211	0,000449	0,000609	0,000437	0,000425	-5,90E-06	0,000299
	10	0,000375	0,000835	0,000814	0,000785	0,000556	-9,52E-05	0,000399
FTSE	1	3,44E-05	1,81E-04	0,000166	2,44E-04	0,000144	3,22E-05	7,36E-05
	5	0,000107	0,000247	0,000243	0,000327	0,000195	1,85E-05	0,000147
	10	0,000231	0,000386	0,000306	0,000446	0,000257	-3,42E-05	0,00017
IBEX	1	4,74E-05	1,43E-04	1,45E-04	1,22E-04	2,08E-04	3,36E-05	7,35E-05
	5	0,000123	0,000249	0,000248	0,00023	0,000304	4,31E-05	0,000146
	10	0,000194	0,000378	0,000319	0,000336	0,00035	1,85E-06	0,000206
ISEQ	1	6,37E-06	2,82E-05	3,58E-05	4,16E-05	5,09E-05	3,15E-04	3,03E-05
	5	2,72E-05	8,70E-05	9,37E-05	8,35E-05	8,64E-05	0,000399	8,88E-05
	10	4,09E-05	0,000156	0,000164	0,000202	0,000114	0,00041	0,000156
PSI	1	3,80E-05	7,08E-05	6,97E-05	7,14E-05	8,37E-05	2,27E-05	2,37E-04
	5	0,000132	0,000185	0,000169	0,000206	0,000188	6,60E-05	0,000405
	10	0,000217	0,000302	0,000225	0,000315	0,000238	2,75E-05	0,000494



**Tabela 4.42.A: Resposta acumulada dos índices a inovações generalizadas de um desvio-padrão no sub-período Tranquilo (volatilidade intradiária)**

	Período	ATG	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
ATG	1	9,11E-05	2,08E-05	1,40E-05	1,87E-05	1,97E-05	3,07E-06	9,81E-06
	5	1,32E-04	4,25E-05	3,99E-05	5,65E-05	4,36E-05	3,73E-05	2,75E-05
	10	1,49E-04	5,39E-05	5,84E-05	1,02E-04	4,54E-05	1,08E-04	4,61E-05
CAC	1	1,34E-05	5,89E-05	3,71E-05	4,62E-05	4,98E-05	5,90E-06	2,02E-05
	5	1,79E-05	7,04E-05	5,54E-05	5,68E-05	6,21E-05	1,08E-05	2,74E-05
	10	2,06E-05	8,30E-05	7,10E-05	7,03E-05	6,92E-05	1,97E-05	4,60E-05
DAX	1	9,69E-06	3,97E-05	6,31E-05	3,99E-05	3,65E-05	7,23E-06	1,99E-05
	5	1,31E-05	5,47E-05	9,66E-05	5,26E-05	5,10E-05	1,44E-05	3,00E-05
	10	2,56E-05	6,52E-05	1,17E-04	6,42E-05	5,72E-05	1,96E-05	6,09E-05
FTSE	1	1,03E-05	3,91E-05	3,16E-05	4,99E-05	3,62E-05	1,18E-05	1,84E-05
	5	1,42E-05	4,83E-05	4,11E-05	5,75E-05	4,66E-05	1,61E-05	2,38E-05
	10	2,37E-05	5,79E-05	4,73E-05	6,77E-05	5,25E-05	2,46E-05	3,38E-05
IBEX	1	1,12E-05	4,37E-05	2,99E-05	3,75E-05	5,17E-05	5,06E-06	1,70E-05
	5	1,73E-05	5,44E-05	4,36E-05	4,89E-05	6,81E-05	9,92E-06	3,15E-05
	10	2,14E-05	6,44E-05	5,33E-05	5,92E-05	7,83E-05	1,70E-05	4,96E-05
ISEQ	1	1,03E-05	3,06E-05	3,51E-05	7,21E-05	2,99E-05	3,06E-04	2,12E-05
	5	2,55E-06	4,47E-05	3,47E-05	7,66E-05	2,81E-05	3,09E-04	5,83E-05
	10	2,00E-05	5,84E-05	6,38E-05	1,12E-04	4,25E-05	3,40E-04	7,32E-05
PSI	1	3,74E-06	1,19E-05	1,10E-05	1,28E-05	1,14E-05	2,40E-06	3,47E-05
	5	7,71E-06	1,34E-05	1,76E-05	1,53E-05	1,61E-05	5,21E-06	4,60E-05
	10	1,08E-05	1,62E-05	1,86E-05	1,95E-05	1,72E-05	7,19E-06	6,13E-05

**Tabela 4.43.A: Resposta acumulada dos índices a inovações generalizadas de um desvio-padrão no sub-período Crise Financeira Global (volatilidade intradiária)**

	Período	ATG	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
ATG	1	0,000286	7,99E-05	0,000107	0,000116	0,000101	1,71E-05	0,000101
	5	0,00046	0,000166	0,000225	0,000232	0,000195	2,51E-05	0,000211
	10	0,000548	0,000231	0,000257	0,000256	0,000195	5,18E-05	0,000265
CAC	1	3,86E-05	0,000138	9,81E-05	8,57E-05	8,83E-05	5,67E-05	4,54E-05
	5	8,96E-05	0,000228	0,00019	0,000175	0,000205	1,85E-05	0,000126
	10	0,000181	0,000287	0,000223	0,000198	0,000244	-2,2E-05	0,000255
DAX	1	5,23E-05	9,90E-05	0,000139	0,000104	9,66E-05	1,86E-05	6,20E-05
	5	0,000133	0,000179	0,000247	0,000207	0,000199	-1,6E-05	0,000145
	10	0,000176	0,00023	0,000296	0,000249	0,000232	-3,2E-05	0,000204
FTSE	1	6,94E-05	0,000106	0,000128	0,000171	0,000117	4,29E-05	8,21E-05
	5	0,000137	0,000179	0,000222	0,00028	0,000208	1,98E-05	0,000155
	10	0,000165	0,00022	0,000241	0,000301	0,000219	5,16E-05	0,000223
IBEX	1	6,45E-05	0,000116	0,000126	0,000124	0,000182	3,58E-06	9,85E-05
	5	0,00012	0,000187	0,000183	0,000184	0,000277	-3,6E-05	0,000196
	10	0,000198	0,000249	0,000213	0,000207	0,000327	-5,4E-05	0,000338
ISEQ	1	6,65E-05	0,000457	0,000149	0,000278	2,19E-05	0,001111	9,66E-05
	5	0,000258	0,000891	0,000654	0,000907	0,000374	0,001182	0,000475
	10	0,000322	0,001013	0,000712	0,000962	0,000447	0,001198	0,000637
PSI	1	6,33E-05	5,89E-05	7,97E-05	8,57E-05	9,70E-05	1,55E-05	0,000179
	5	0,000149	0,00011	0,000123	0,000128	0,000132	6,83E-06	0,000267
	10	0,000172	0,000137	0,000148	0,00015	0,000156	1,43E-05	0,000302

Tabela 4.44.A: Matrizes anti-imagem das volatilidades intradiárias

		ATG	CAC	DAX	FTSE	IBEX	ISEQ	PSI
Dot-Com	ATG	<b>0,730</b>	-0,010	0,082	-0,027	-0,124	0,013	-0,186
	CAC	-0,010	<b>0,830</b>	-0,324	-0,420	-0,300	-0,038	-0,031
	DAX	0,082	-0,324	<b>0,855</b>	-0,307	-0,288	-0,001	-0,016
	FTSE	-0,027	-0,420	-0,307	<b>0,855</b>	-0,055	-0,016	-0,066
	IBEX	-0,124	-0,300	-0,288	-0,055	<b>0,875</b>	-0,066	-0,176
	ISEQ	0,013	-0,038	-0,001	-0,016	-0,066	<b>0,941</b>	-0,038
	PSI	-0,186	-0,031	-0,016	-0,066	-0,176	-0,038	<b>0,887</b>
Tranquilo	ATG	<b>0,911</b>	-0,069	0,048	-0,083	-0,008	0,018	-0,069
	CAC	-0,069	<b>0,754</b>	-0,484	-0,299	-0,567	0,052	-0,130
	DAX	0,048	-0,484	<b>0,851</b>	-0,068	0,042	-0,011	-0,125
	FTSE	-0,083	-0,299	-0,068	<b>0,894</b>	-0,196	-0,204	-0,057
	IBEX	-0,008	-0,567	0,042	-0,196	<b>0,825</b>	-0,006	-0,022
	ISEQ	0,018	0,052	-0,011	-0,204	-0,006	<b>0,645</b>	0,030
	PSI	-0,069	-0,130	-0,125	-0,057	-0,022	0,030	<b>0,947</b>
C. F. Global	ATG	<b>0,931</b>	-0,151	-0,224	-0,133	0,111	0,086	-0,166
	CAC	-0,151	<b>0,857</b>	-0,420	-0,063	-0,380	-0,296	0,087
	DAX	-0,224	-0,420	<b>0,850</b>	-0,479	-0,068	0,146	-0,138
	FTSE	-0,133	-0,063	-0,479	<b>0,891</b>	-0,168	-0,203	-0,061
	IBEX	0,111	-0,380	-0,068	-0,168	<b>0,867</b>	0,201	-0,332
	ISEQ	0,086	-0,296	0,146	-0,203	0,201	<b>0,663</b>	-0,120
	PSI	-0,166	0,087	-0,138	-0,061	-0,332	-0,120	<b>0,908</b>

Tabela 4.45.A: Correlações contemporâneas entre as volatilidades condicionais diárias (GARCH) no sub-período Dot-Com

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	1											
BOV	0,041 (0,238)	1										
CAC	-0,097 (0,005)	0,070 (0,043)	1									
DAX	-0,121 (0,000)	0,075 (0,030)	0,940 (0,000)	1								
DJ	0,146 (0,000)	0,096 (0,005)	0,729 (0,000)	0,732 (0,000)	1							
FTSE	-0,044 (0,202)	0,066 (0,054)	0,909 (0,000)	0,839 (0,000)	0,764 (0,000)	1						
HANG	0,327 (0,000)	0,076 (0,026)	0,004 (0,899)	-0,022 (0,531)	0,258 (0,000)	0,066 (0,056)	1					
IBEX	-0,094 (0,006)	0,071 (0,038)	0,875 (0,000)	0,813 (0,000)	0,683 (0,000)	0,839 (0,000)	0,161 (0,000)	1				
ISEQ	0,067 (0,051)	0,042 (0,223)	0,520 (0,000)	0,525 (0,000)	0,579 (0,000)	0,559 (0,000)	0,233 (0,000)	0,503 (0,000)	1			
NIKKEI	0,099 (0,004)	0,110 (0,001)	0,267 (0,000)	0,260 (0,000)	0,386 (0,000)	0,312 (0,000)	0,346 (0,000)	0,391 (0,000)	0,420 (0,000)	1		
PSI	0,293 (0,000)	0,174 (0,000)	0,268 (0,000)	0,273 (0,000)	0,413 (0,000)	0,246 (0,000)	0,482 (0,000)	0,260 (0,000)	0,379 (0,000)	0,213 (0,000)	1	
SENSEX	0,333 (0,000)	0,017 (0,631)	-0,093 (0,007)	-0,089 (0,010)	0,219 (0,000)	-0,018 (0,599)	0,640 (0,000)	-0,038 (0,269)	0,204 (0,000)	0,272 (0,000)	0,562 (0,000)	1

Notas: Os valores entre parêntesis dizem respeito aos *p-values*. O rácio de verosimilhança da matriz de correlações tem o valor de 7735.

Tabela 4.46.A: Correlações contemporâneas entre as volatilidades condicionais diárias (GARCH) no sub-período Tranquilo

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	1											
BOV	0,457 (0,000)	1										
CAC	0,541 (0,000)	0,373 (0,000)	1									
DAX	0,422 (0,000)	0,323 (0,000)	0,975 (0,000)	1								
DJ	0,402 (0,000)	0,366 (0,000)	0,927 (0,000)	0,932 (0,000)	1							
FTSE	0,649 (0,000)	0,464 (0,000)	0,924 (0,000)	0,866 (0,000)	0,826 (0,000)	1						
HANG	0,397 (0,000)	0,484 (0,000)	0,476 (0,000)	0,448 (0,000)	0,393 (0,000)	0,485 (0,000)	1					
IBEX	0,559 (0,000)	0,477 (0,000)	0,820 (0,000)	0,770 (0,000)	0,737 (0,000)	0,854 (0,000)	0,445 (0,000)	1				
ISEQ	0,569 (0,000)	0,473 (0,000)	0,231 (0,000)	0,115 (0,000)	0,184 (0,000)	0,416 (0,000)	0,352 (0,000)	0,372 (0,000)	1			
NIKKEI	0,370 (0,000)	0,237 (0,000)	0,239 (0,000)	0,193 (0,000)	0,115 (0,000)	0,227 (0,000)	0,511 (0,000)	0,177 (0,000)	0,205 (0,000)	1		
PSI	0,424 (0,000)	0,521 (0,000)	0,727 (0,000)	0,723 (0,000)	0,714 (0,000)	0,696 (0,000)	0,451 (0,000)	0,684 (0,000)	0,257 (0,000)	0,223 (0,000)	1	
SENSEX	0,472 (0,000)	0,485 (0,000)	0,186 (0,000)	0,100 (0,001)	0,058 (0,058)	0,300 (0,000)	0,427 (0,000)	0,275 (0,000)	0,465 (0,000)	0,439 (0,000)	0,197 (0,000)	1

Notas: Os valores entre parêntesis dizem respeito aos *p-values*. O rácio de verosimilhança da matriz de correlações tem o valor de 14149.

Tabela 4.47.A: Correlações contemporâneas entre as volatilidades condicionais diárias (GARCH) no sub-período Crise Financeira Global

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	1											
BOV	0,692 (0,000)	1										
CAC	0,750 (0,000)	0,886 (0,000)	1									
DAX	0,705 (0,000)	0,907 (0,000)	0,940 (0,000)	1								
DJ	0,665 (0,000)	0,947 (0,000)	0,914 (0,000)	0,949 (0,000)	1							
FTSE	0,686 (0,000)	0,942 (0,000)	0,961 (0,000)	0,946 (0,000)	0,948 (0,000)	1						
HANG	0,655 (0,000)	0,893 (0,000)	0,768 (0,000)	0,858 (0,000)	0,829 (0,000)	0,826 (0,000)	1					
IBEX	0,824 (0,000)	0,730 (0,000)	0,908 (0,000)	0,792 (0,000)	0,750 (0,000)	0,803 (0,000)	0,646 (0,000)	1				
ISEQ	0,604 (0,000)	0,779 (0,000)	0,781 (0,000)	0,664 (0,000)	0,724 (0,000)	0,776 (0,000)	0,591 (0,000)	0,704 (0,000)	1			
NIKKEI	0,689 (0,000)	0,857 (0,000)	0,806 (0,000)	0,853 (0,000)	0,831 (0,000)	0,852 (0,000)	0,848 (0,000)	0,686 (0,000)	0,601 (0,000)	1		
PSI	0,773 (0,000)	0,685 (0,000)	0,849 (0,000)	0,694 (0,000)	0,671 (0,000)	0,756 (0,000)	0,555 (0,000)	0,920 (0,000)	0,764 (0,000)	0,628 (0,000)	1	
SENSEX	0,534 (0,000)	0,753 (0,000)	0,630 (0,000)	0,726 (0,000)	0,702 (0,000)	0,695 (0,000)	0,806 (0,000)	0,507 (0,000)	0,565 (0,000)	0,672 (0,000)	0,457 (0,000)	1

Notas: Os valores entre parêntesis dizem respeito aos *p-values*. O rácio de verosimilhança da matriz de correlações tem o valor de 21845.

**Tabela 4.48.A: Teste à igualdade das correlações das volatilidades condicionais diárias (GARCH)**

Crise Financeira Global versus Crise Dot-Com											
	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	17,24	22,75	21,23	13,91	18,80	9,43	26,85	13,43	15,87	15,40	5,31
BOV		28,30	30,52	36,23	35,95	28,91	18,20	21,25	24,92	14,08	20,47
CAC			0,15	13,28	9,38	21,49	3,43	10,00	17,87	20,75	17,74
DAX				18,94	12,28	27,76	-1,24	4,63	21,28	12,24	21,44
DJ					17,10	19,57	2,95	5,39	16,63	7,94	13,79
FTSE						23,59	-2,35	8,59	20,01	15,62	18,62
HANG							12,89	9,38	18,82	2,13	7,60
IBEX								6,84	9,10	28,15	12,67
ISEQ									5,23	12,90	9,19
NIKKEI										11,10	11,38
PSI											-3,01

Crise Financeira Global versus sub-período Tranquilo											
	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	7,56	7,76	9,02	7,92	1,44	7,67	11,37	1,12	9,68	12,13	1,75
BOV		21,33	24,84	29,94	26,52	19,21	8,65	11,16	22,00	5,50	9,51
CAC			-9,44	-1,80	7,26	10,52	7,59	17,15	18,38	6,98	11,68
DAX				3,13	10,07	16,96	1,20	14,46	22,62	-1,23	17,31
DJ					13,42	16,25	0,64	15,38	22,69	-1,73	17,18
FTSE						13,64	-3,43	12,53	21,81	2,67	11,58
HANG							6,13	6,56	14,42	2,96	13,92
IBEX								10,25	13,99	15,91	5,82
ISEQ									10,27	15,68	2,88
NIKKEI										10,81	7,26
PSI											6,21

Notas: Na primeira parte do quadro é apresentada a comparação entre os sub-períodos crise financeira global e crise Dot-Com, enquanto na segunda parte do quadro é apresentada a comparação dos sub-períodos crise financeira global e período tranquilo. Valores do teste superiores ou iguais a 1,96 (1,64) são significativos ao nível de significância de 5% (10%).

**Tabela 4.49.A: Percentagem de volatilidades diárias extremas em cada um dos sub-períodos (percentil de 1% e 99%)**

	Percentil 1%			Percentil 99%			Total de Percentis Extremos		
	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG
ATG	0,00%	0,62%	0,35%	0,03%	0,00%	0,97%	0,03%	0,62%	1,31%
BOV	0,00%	0,52%	0,45%	0,00%	0,00%	1,00%	0,00%	0,52%	1,45%
CAC	0,00%	1,00%	0,00%	0,14%	0,00%	0,86%	0,14%	1,00%	0,86%
DAX	0,00%	0,90%	0,10%	0,41%	0,00%	0,59%	0,41%	0,90%	0,69%
DJ	0,00%	0,76%	0,21%	0,00%	0,00%	1,00%	0,00%	0,76%	1,21%
FTSE	0,00%	1,00%	0,00%	0,10%	0,00%	0,90%	0,10%	1,00%	0,90%
HANG	0,00%	1,00%	0,00%	0,00%	0,00%	1,00%	0,00%	1,00%	1,00%
IBEX	0,00%	0,97%	0,00%	0,00%	0,00%	1,00%	0,00%	0,97%	1,00%
ISEQ	0,21%	0,76%	0,00%	0,00%	0,00%	1,00%	0,21%	0,76%	1,00%
NIKKEI	0,00%	1,00%	0,00%	0,00%	0,00%	1,00%	0,00%	1,00%	1,00%
PSI	0,24%	0,76%	0,00%	0,03%	0,00%	0,97%	0,28%	0,76%	0,97%
SENSEX	0,00%	0,66%	0,35%	0,17%	0,21%	0,62%	0,17%	0,86%	0,97%
Total	0,04%	0,83%	0,12%	0,07%	0,02%	0,91%	0,11%	0,85%	1,03%



Tabela 4.50.A: Percentagem de dias com volatilidades diárias nos extremos, com coincidência temporal entre mercados, nos três sub-períodos e no período completo (percentis de 1% e 99%)

Nº Mercados	Observações no Extremo Baixo (%)				Observações no Extremo Elevado (%)				Observações nos Extremos (%)			
	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo
0	99,3%	82,5%	95,8%	91,9%	97,8%	99,4%	93,4%	96,9%	98,5%	90,9%	94,6%	94,4%
1	0,1%	11,7%	4,1%	5,8%	1,5%	0,6%	1,9%	1,3%	0,8%	6,1%	3,0%	3,5%
2	0,6%	4,0%	0,1%	1,7%	0,6%	0,0%	0,62%	0,4%	0,6%	2,0%	0,4%	1,0%
3	0,0%	1,0%	0,0%	0,4%	0,1%	0,0%	1,1%	0,4%	0,1%	0,5%	0,6%	0,4%
4	0,0%	0,4%	0,0%	0,1%	0,0%	0,0%	0,5%	0,2%	0,0%	0,2%	0,3%	0,2%
5	0,0%	0,3%	0,0%	0,1%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%	0,0%	0,1%	0,1%	0,1%
6	0,0%	0,2%	0,0%	0,1%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%	0,0%	0,1%	0,1%	0,1%
7	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%
8	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%
9	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,3%	0,1%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%
10	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%
11	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%
12	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	1,0%	0,3%	0,0%	0,0%	0,5%	0,2%

**Tabela 4.51.A: Percentagem de volatilidades diárias anormais extremas em cada um dos sub-períodos**

	Volat. anormais baixas			Volat. anormais elevadas			Volat. anormais totais		
	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG
ATG	0,00%	0,52%	0,35%	0,03%	0,00%	0,97%	0,03%	0,52%	1,31%
BOV	0,00%	0,59%	0,55%	0,03%	0,00%	1,07%	0,03%	0,59%	1,62%
CAC	0,00%	1,00%	0,00%	0,10%	0,00%	0,83%	0,10%	1,00%	0,83%
DAX	0,00%	1,07%	0,10%	0,35%	0,00%	0,55%	0,35%	1,07%	0,66%
DJ	0,00%	0,86%	0,31%	0,00%	0,00%	1,14%	0,00%	0,86%	1,45%
FTSE	0,00%	1,00%	0,00%	0,07%	0,00%	0,83%	0,07%	1,00%	0,83%
HANG	0,00%	1,28%	0,00%	0,00%	0,00%	1,00%	0,00%	1,28%	1,00%
IBEX	0,00%	1,07%	0,00%	0,00%	0,00%	0,97%	0,00%	1,07%	0,97%
ISEQ	0,21%	0,93%	0,00%	0,00%	0,00%	0,86%	0,21%	0,93%	0,86%
NIKKEI	0,00%	1,00%	0,00%	0,00%	0,00%	1,10%	0,00%	1,00%	1,10%
PSI	0,24%	0,76%	0,00%	0,03%	0,00%	0,90%	0,28%	0,76%	0,90%
SENSEX	0,03%	0,72%	0,38%	0,14%	0,17%	0,52%	0,17%	0,90%	0,90%
Total	0,04%	0,90%	0,14%	0,06%	0,01%	0,89%	0,10%	0,91%	1,04%

**Tabela 4.52.A: Percentagem de dias com volatilidades anormais diárias nos extremos, com coincidência temporal entre mercados, nos três sub-períodos e no período completo**

Nº Mercados	Observações no Extremo Baixo (%)				Observações no Extremo Elevado (%)				Observações nos Extremos (%)			
	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo
0	99,2%	81,3%	95,2%	91,2%	97,9%	99,5%	93,6%	97,1%	98,5%	90,4%	94,4%	94,1%
1	0,2%	12,2%	4,6%	6,1%	1,7%	0,5%	1,6%	1,2%	0,9%	6,3%	3,1%	3,7%
2	0,6%	4,5%	0,2%	1,9%	0,5%	0,0%	0,62%	0,3%	0,5%	2,2%	0,4%	1,1%
3	0,0%	0,9%	0,0%	0,3%	0,0%	0,0%	1,1%	0,4%	0,0%	0,5%	0,6%	0,4%
4	0,0%	0,6%	0,0%	0,2%	0,0%	0,0%	0,4%	0,1%	0,0%	0,3%	0,2%	0,2%
5	0,0%	0,4%	0,0%	0,1%	0,0%	0,0%	0,4%	0,1%	0,0%	0,2%	0,2%	0,1%
6	0,0%	0,2%	0,0%	0,1%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%	0,0%	0,1%	0,1%	0,1%
7	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%
8	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%
9	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,4%	0,1%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%
10	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%
11	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%
12	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,9%	0,3%	0,0%	0,0%	0,5%	0,2%

Tabela 4.53.A: Estimativas dos coeficientes das equações de variância-covariância, no sub-período Dot-Com

Cij	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	0,000 (0,000)											
BOV	0,000 (0,529)	0,000 (0,073)										
CAC	0,000 (0,028)	0,000 (0,373)	0,000 (0,000)									
DAX	0,000 (0,044)	0,000 (0,203)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)								
DJ	0,000 (0,172)	0,000 (0,087)	0,000 (0,006)	0,000 (0,002)	0,000 (0,003)							
FTSE	0,000 (0,096)	0,000 (0,413)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,024)	0,000 (0,000)						
HANG	0,000 (0,186)	0,000 (0,517)	0,000 (0,175)	0,000 (0,106)	0,000 (0,160)	0,000 (0,277)	0,000 (0,045)					
IBEX	0,000 (0,074)	0,000 (0,290)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,032)	0,000 (0,000)	0,000 (0,175)	0,000 (0,000)				
ISEQ	0,000 (0,199)	0,000 (0,281)	0,000 (0,019)	0,000 (0,023)	0,000 (0,221)	0,000 (0,011)	0,000 (0,346)	0,000 (0,046)	0,000 (0,007)			
NIKKEI	0,000 (0,312)	0,000 (0,723)	0,000 (0,379)	0,000 (0,399)	0,000 (0,355)	0,000 (0,424)	0,000 (0,293)	0,000 (0,480)	0,000 (0,793)	0,000 (0,062)		
PSI	0,000 (0,137)	0,000 (0,218)	0,000 (0,003)	0,000 (0,007)	0,000 (0,147)	0,000 (0,039)	0,000 (0,339)	0,000 (0,001)	0,000 (0,303)	0,000 (0,503)	0,000 (0,006)	
SENSEX	0,000 (0,293)	0,000 (0,320)	0,000 (0,225)	0,000 (0,157)	0,000 (0,359)	0,000 (0,181)	0,000 (0,093)	0,000 (0,292)	0,000 (0,426)	0,000 (0,705)	0,000 (0,174)	0,000 (0,000)
Aij	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	0,211 (0,000)											
BOV	0,038 (0,443)	0,088 (0,018)										
CAC	0,065 (0,004)	0,021 (0,240)	0,050 (0,000)									
DAX	0,061 (0,007)	0,033 (0,115)	0,048 (0,000)	0,057 (0,000)								
DJ	0,083 (0,034)	0,070 (0,009)	0,049 (0,000)	0,051 (0,000)	0,093 (0,000)							
FTSE	0,068 (0,022)	0,025 (0,299)	0,065 (0,000)	0,072 (0,000)	0,060 (0,002)	0,080 (0,000)						
HANG	0,059 (0,093)	0,022 (0,482)	0,032 (0,039)	0,034 (0,006)	0,060 (0,010)	0,031 (0,175)	0,063 (0,002)					
IBEX	0,061 (0,024)	0,020 (0,198)	0,042 (0,000)	0,049 (0,000)	0,045 (0,002)	0,057 (0,000)	0,037 (0,057)	0,048 (0,000)				
ISEQ	0,078 (0,096)	0,049 (0,161)	0,055 (0,001)	0,056 (0,001)	0,046 (0,078)	0,062 (0,001)	0,037 (0,227)	0,059 (0,002)	0,075 (0,001)			
NIKKEI	0,062 (0,145)	0,013 (0,670)	0,017 (0,258)	0,021 (0,210)	0,024 (0,159)	0,027 (0,292)	0,026 (0,203)	0,014 (0,406)	0,002 (0,931)	0,053 (0,004)		
PSI	0,078 (0,036)	0,039 (0,108)	0,046 (0,001)	0,045 (0,004)	0,037 (0,094)	0,046 (0,010)	0,036 (0,215)	0,062 (0,001)	0,037 (0,182)	0,018 (0,523)	0,082 (0,000)	
SENSEX	0,073 (0,146)	0,061 (0,122)	0,045 (0,048)	0,068 (0,008)	0,050 (0,210)	0,035 (0,132)	0,070 (0,008)	0,043 (0,093)	0,053 (0,177)	0,013 (0,657)	0,054 (0,040)	0,136 (0,000)

Notas: O modelo foi otimizado com base no algoritmo de Marquardt. Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

**Tabela 4.53.A: Estimativas dos coeficientes das equações de variância-covariância, no sub-período Dot-Com (continuação)**

Bij	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	0,680											
	(0,000)											
BOV	0,689	0,794										
	(0,132)	(0,000)										
CAC	0,742	0,795	0,896									
	(0,000)	(0,000)	(0,000)									
DAX	0,784	0,773	0,890	0,893								
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)								
DJ	0,679	0,804	0,865	0,896	0,852							
	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)							
FTSE	0,720	0,770	0,856	0,823	0,800	0,837						
	(0,000)	(0,004)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)						
HANG	0,767	0,804	0,868	0,883	0,859	0,816	0,894					
	(0,000)	(0,005)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)					
IBEX	0,776	0,839	0,902	0,885	0,861	0,849	0,830	0,903				
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)				
ISEQ	0,703	0,730	0,830	0,831	0,783	0,816	0,805	0,802	0,801			
	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)			
NIKKEI	0,719	0,814	0,879	0,887	0,933	0,799	0,868	0,886	0,799	0,900		
	(0,002)	(0,104)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,298)	(0,000)		
PSI	0,652	0,732	0,820	0,826	0,823	0,797	0,775	0,785	0,762	0,775	0,788	
	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,018)	(0,000)	
SENSEX	0,732	0,778	0,817	0,789	0,771	0,790	0,835	0,802	0,781	0,859	0,784	0,835
	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,015)	(0,000)	(0,000)

Notas: O modelo foi otimizado com base no algoritmo de Marquardt. Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

Tabela 4.54.A: Estimativas dos coeficientes das equações de variância-covariância, no sub-período Tranquilo

Cij	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	0,000											
	(0,004)											
BOV	0,000	0,000										
	(0,127)	(0,013)										
CAC	0,000	0,000	0,000									
	(0,000)	(0,003)	(0,000)									
DAX	0,000	0,000	0,000	0,000								
	(0,001)	(0,009)	(0,000)	(0,000)								
DJ	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000							
	(0,088)	(0,007)	(0,000)	(0,000)	(0,004)							
FTSE	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000						
	(0,002)	(0,012)	(0,000)	(0,000)	(0,005)	(0,000)						
HANG	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000					
	(0,093)	(0,348)	(0,017)	(0,002)	(0,443)	(0,068)	(0,013)					
IBEX	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000				
	(0,000)	(0,005)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,035)	(0,000)				
ISEQ	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000			
	(0,037)	(0,211)	(0,001)	(0,002)	(0,130)	(0,003)	(0,133)	(0,000)	(0,000)			
NIKKEI	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
	(0,384)	(0,660)	(0,079)	(0,024)	(0,545)	(0,264)	(0,012)	(0,032)	(0,162)	(0,010)		
PSI	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	
	(0,004)	(0,143)	(0,002)	(0,009)	(0,157)	(0,003)	(0,064)	(0,005)	(0,157)	(0,153)	(0,004)	
SENSEX	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	(0,042)	(0,262)	(0,011)	(0,032)	(0,570)	(0,072)	(0,172)	(0,038)	(0,210)	(0,127)	(0,079)	(0,000)
Aij	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	0,049											
	(0,000)											
BOV	0,040	0,052										
	(0,004)	(0,001)										
CAC	0,038	0,029	0,041									
	(0,000)	(0,001)	(0,000)									
DAX	0,039	0,027	0,044	0,052								
	(0,000)	(0,006)	(0,000)	(0,000)								
DJ	0,026	0,029	0,018	0,027	0,031							
	(0,034)	(0,001)	(0,007)	(0,000)	(0,001)							
FTSE	0,042	0,031	0,046	0,052	0,027	0,061						
	(0,000)	(0,004)	(0,000)	(0,000)	(0,003)	(0,000)						
HANG	0,031	0,015	0,016	0,013	0,011	0,012	0,022					
	(0,004)	(0,187)	(0,023)	(0,071)	(0,340)	(0,195)	(0,000)					
IBEX	0,072	0,033	0,065	0,069	0,038	0,073	0,023	0,120				
	(0,000)	(0,026)	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,036)	(0,000)				
ISEQ	0,044	0,024	0,037	0,040	0,027	0,039	0,033	0,063	0,069			
	(0,003)	(0,109)	(0,000)	(0,000)	(0,023)	(0,001)	(0,035)	(0,000)	(0,000)			
NIKKEI	0,014	0,010	0,018	0,021	0,007	0,014	0,037	0,045	0,036	0,046		
	(0,220)	(0,558)	(0,061)	(0,033)	(0,563)	(0,275)	(0,000)	(0,004)	(0,035)	(0,000)		
PSI	0,008	0,028	0,031	0,038	0,030	0,036	0,015	0,047	0,026	0,023	0,044	
	(0,390)	(0,046)	(0,000)	(0,001)	(0,037)	(0,002)	(0,170)	(0,004)	(0,062)	(0,111)	(0,001)	
SENSEX	0,065	0,036	0,046	0,049	0,018	0,047	0,036	0,063	0,038	0,048	0,059	0,133
	(0,007)	(0,137)	(0,001)	(0,003)	(0,487)	(0,015)	(0,123)	(0,014)	(0,095)	(0,060)	(0,014)	(0,000)

Notas: O modelo foi otimizado com base no algoritmo de Marquardt. Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

**Tabela 4.54.A: Estimativas dos coeficientes das equações de variância-covariância, no sub-período Tranquilo (continuação)**

Bij	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
ATG	0,912											
	(0,000)											
BOV	0,872	0,879										
	(0,000)	(0,000)										
CAC	0,890	0,893	0,892									
	(0,000)	(0,000)	(0,000)									
DAX	0,889	0,903	0,893	0,897								
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)								
DJ	0,898	0,934	0,911	0,907	0,939							
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)							
FTSE	0,873	0,869	0,869	0,868	0,897	0,848						
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)						
HANG	0,902	0,918	0,930	0,924	0,913	0,907	0,961					
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)					
IBEX	0,795	0,800	0,808	0,817	0,789	0,786	0,829	0,696				
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)				
ISEQ	0,855	0,876	0,883	0,868	0,863	0,863	0,883	0,789	0,849			
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)			
NIKKEI	0,911	0,892	0,915	0,892	0,914	0,884	0,934	0,809	0,867	0,940		
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)		
PSI	0,936	0,889	0,888	0,867	0,892	0,864	0,925	0,807	0,874	0,924	0,900	
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	
SENSEX	0,821	0,830	0,844	0,795	0,831	0,803	0,850	0,730	0,809	0,838	0,803	0,776
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,002)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)

Notas: O modelo foi otimizado com base no algoritmo de Marquardt. Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

Tabela 4.55.A: Testes de diagnóstico aos resíduos estandardizados do modelo GARCH-Vech

		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Dot-Com	Assimetria	0,22237	-0,61188	0,09672	0,12735	0,01734	-0,16500	-0,10443	-0,19434	-0,19376	0,06551	-0,29830	-2,70023
	Curtose	4,56834	6,33916	2,93340	3,74168	3,44964	3,53169	3,45717	4,23148	4,20236	3,34162	4,44826	39,71327
	Jarque-Bera	93,78701	446,35510	1,47698	21,70306	7,17758	13,81975	8,91569	58,85265	56,32028	4,72434	86,58428	48597,65000
	Prob.	(0,00000)	(0,00000)	(0,47783)	(0,00002)	(0,02763)	(0,00100)	(0,01159)	(0,00000)	(0,00000)	(0,09422)	(0,00000)	(0,00000)
	ADF	-28,29275	-28,37411	-29,59555	-28,81262	-30,14081	-29,42735	-29,97683	-28,45631	-29,63429	-28,57568	-27,67099	-27,29664
	Prob.	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)
Tranquilo		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
	Assimetria	-0,22130	-0,30538	0,00627	-0,15147	-0,10704	-0,14850	-0,08355	-0,10524	-0,11687	0,00867	0,70270	-0,35158
	Curtose	3,94603	3,96870	3,24688	3,90597	3,41032	3,24575	3,79960	4,57993	14,82817	3,37599	7,54454	4,59026
	Jarque-Bera	48,90697	58,79434	2,73972	40,91283	9,60318	6,66213	29,91601	113,89800	6517,39000	6,35131	1014,48700	135,54680
	Prob.	(0,00000)	(0,00000)	(0,25414)	(0,00000)	(0,00822)	(0,03576)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,04177)	(0,00000)	(0,00000)
	ADF	-32,27776	-32,68586	-33,05687	-31,09518	-31,96085	-31,66335	-33,51869	-32,92535	-32,47675	-31,30732	-32,94617	-31,58542
Prob.	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	
Crise F. Global		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
	Assimetria	-0,01344	-0,25131	-0,17357	0,20672	-0,12565	-0,44728	-0,11657	0,06253	-0,10860	-0,25010	-0,07608	2,23790
	Curtose	3,74090	3,49137	3,71741	4,27117	4,54273	4,70027	4,70428	3,88429	4,73950	4,53312	4,33623	3,01804
	Jarque-Bera	22,19230	19,94806	25,64528	72,14153	98,64243	149,02930	119,46620	32,20316	124,07330	105,00090	73,02425	30636,82000
	Prob.	(0,00002)	(0,00005)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)
	ADF	-30,60785	-30,28959	-30,73575	-19,37373	-31,04783	-29,26061	-32,12447	-31,54238	-30,63840	-30,54590	-31,11473	-30,26337
Prob.	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	

Nota: Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.



**Tabela 4.56.A: Resultados dos testes de Portmanteau aos Resíduos do sistema GARCH-Vech, no sub-período Dot-Com**

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	71,646	1,000	71,731	1,000	144
2	247,166	0,961	247,666	0,959	288
3	417,731	0,680	418,838	0,666	432
4	539,850	0,857	541,536	0,845	576
5	709,653	0,601	712,347	0,573	720
6	861,154	0,521	864,929	0,485	864
7	989,398	0,656	994,242	0,615	1008
8	1125,453	0,707	1131,594	0,661	1152
9	1267,797	0,707	1275,467	0,653	1296
10	1380,392	0,867	1389,407	0,827	1440
11	1507,634	0,914	1518,323	0,879	1584
12	1633,903	0,947	1646,407	0,919	1728

**Tabela 4.57.A: Resultados dos testes de Portmanteau aos Resíduos do sistema GARCH-Vech, no sub-período Tranquilo**

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	55,236	1,000	55,287	1,000	144
2	255,560	0,916	255,984	0,913	288
3	393,513	0,908	394,323	0,903	432
4	566,416	0,604	567,871	0,587	576
5	726,163	0,429	728,364	0,406	720
6	896,779	0,213	899,937	0,193	864
7	1054,609	0,150	1058,800	0,130	1008
8	1177,871	0,292	1182,986	0,257	1152
9	1319,377	0,319	1325,685	0,277	1296
10	1516,445	0,079	1524,602	0,060	1440
11	1674,093	0,057	1683,878	0,040	1584
12	1820,538	0,060	1831,975	0,040	1728

**Tabela 4.58.A: Resultados dos testes de Portmanteau aos Resíduos do sistema GARCH-Vech, no sub-período Crise Financeira Global**

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	138,596	0,611	138,739	0,608	144
2	272,196	0,740	272,616	0,734	288
3	392,265	0,915	393,058	0,911	432
4	530,374	0,913	531,738	0,907	576
5	683,911	0,829	686,073	0,814	720
6	805,282	0,924	808,199	0,913	864
7	931,708	0,958	935,545	0,949	1008
8	1054,093	0,982	1058,950	0,976	1152
9	1222,315	0,928	1228,748	0,909	1296
10	1366,502	0,916	1374,439	0,890	1440
11	1514,132	0,894	1523,764	0,858	1584
12	1628,223	0,957	1639,286	0,936	1728

Tabela 4.59.A: Matrizes anti-imagem das volatilidades condicionadas diárias

	ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX	
Dot-Com	ATG	<b>0,830</b>	-0,034	-0,037	0,149	-0,048	-0,058	-0,160	0,131	-0,091	0,024	-0,158	-0,094
	BOV	-0,034	<b>0,873</b>	0,115	-0,068	-0,124	-0,021	-0,016	-0,183	0,126	-0,245	-0,439	-0,132
	CAC	-0,037	0,115	<b>0,811</b>	-0,633	-0,011	-0,544	0,166	-0,380	0,106	-0,079	-0,116	0,046
	DAX	0,149	-0,068	-0,633	<b>0,884</b>	-0,135	0,017	0,036	0,126	-0,051	-0,021	-0,043	0,051
	DJ	-0,048	-0,124	-0,011	-0,135	<b>0,917</b>	-0,307	0,039	-0,128	-0,327	0,101	0,094	-0,268
	FTSE	-0,058	-0,021	-0,544	0,017	-0,307	<b>0,901</b>	-0,119	-0,030	-0,053	0,088	0,099	0,010
	HANG	-0,160	-0,016	0,166	0,036	0,039	-0,119	<b>0,799</b>	-0,261	0,030	-0,211	0,168	-0,450
	IBEX	0,131	-0,183	-0,380	0,126	-0,128	-0,030	-0,261	<b>0,908</b>	-0,131	-0,191	-0,047	0,212
	ISEQ	-0,091	0,126	0,106	-0,051	-0,327	-0,053	0,030	-0,131	<b>0,906</b>	-0,291	-0,167	0,034
	NIKKEI	0,024	-0,245	-0,079	-0,021	0,101	0,088	-0,211	-0,191	-0,291	<b>0,876</b>	0,223	-0,079
	PSI	-0,158	-0,439	-0,116	-0,043	0,094	0,099	-0,168	-0,047	-0,167	0,223	<b>0,841</b>	-0,154
SENSEX	-0,094	-0,132	0,046	0,051	-0,268	0,010	-0,450	0,212	0,034	-0,079	-0,154	<b>0,757</b>	
Tranquilo	ATG	<b>0,937</b>	-0,019	0,038	-0,028	0,108	-0,247	0,034	-0,020	-0,171	-0,132	-0,089	-0,253
	BOV	-0,019	<b>0,833</b>	0,039	0,148	-0,345	-0,102	-0,010	-0,147	-0,058	0,018	0,095	-0,094
	CAC	0,038	0,039	<b>0,816</b>	-0,689	-0,219	-0,651	-0,088	-0,144	-0,046	-0,227	0,221	-0,019
	DAX	-0,028	0,148	-0,689	<b>0,848</b>	-0,152	0,140	-0,019	-0,011	0,258	0,105	-0,320	0,113
	DJ	0,108	-0,345	-0,219	-0,152	<b>0,898</b>	0,132	0,278	-0,104	-0,141	-0,010	-0,221	-0,059
	FTSE	-0,247	-0,102	-0,651	0,140	0,132	<b>0,889</b>	-0,051	-0,050	-0,123	0,133	-0,124	0,005
	HANG	0,034	-0,010	-0,088	-0,019	0,278	-0,051	<b>0,881</b>	0,031	-0,107	-0,259	-0,357	-0,219
	IBEX	-0,020	-0,147	-0,144	-0,011	-0,104	-0,050	0,031	<b>0,951</b>	-0,321	0,105	-0,104	-0,120
	ISEQ	-0,171	-0,058	-0,046	0,258	-0,141	-0,123	-0,107	-0,321	<b>0,887</b>	0,006	0,068	-0,039
	NIKKEI	-0,132	0,018	-0,227	0,105	-0,010	0,133	-0,259	0,105	0,006	<b>0,872</b>	0,097	-0,224
	PSI	-0,089	0,095	0,221	-0,320	-0,221	-0,124	-0,357	-0,104	0,068	0,097	<b>0,876</b>	0,042
SENSEX	-0,253	-0,094	-0,019	0,113	-0,059	0,005	-0,219	-0,120	-0,039	-0,224	0,042	<b>0,900</b>	
Crise Financeira Global	ATG	<b>0,937</b>	-0,175	0,099	-0,166	0,101	0,139	0,048	-0,434	0,137	-0,116	-0,212	-0,019
	BOV	-0,175	<b>0,902</b>	0,176	0,199	-0,499	-0,296	-0,424	0,035	-0,412	-0,227	-0,113	-0,052
	CAC	0,099	0,176	<b>0,894</b>	-0,537	-0,095	-0,476	-0,010	-0,355	-0,180	0,001	-0,406	0,225
	DAX	-0,166	0,199	-0,537	<b>0,914</b>	-0,377	-0,127	-0,003	0,103	0,185	-0,174	0,240	-0,302
	DJ	0,101	-0,499	-0,095	-0,377	<b>0,936</b>	-0,081	0,086	-0,073	-0,043	0,166	0,228	0,107
	FTSE	0,139	-0,296	-0,476	-0,127	-0,081	<b>0,954</b>	0,050	0,095	-0,047	-0,122	0,010	-0,094
	HANG	0,048	-0,424	-0,010	-0,003	0,086	0,050	<b>0,903</b>	-0,174	0,256	-0,266	0,181	-0,543
	IBEX	-0,434	0,035	-0,355	0,103	-0,073	0,095	-0,174	<b>0,939</b>	0,115	-0,023	-0,293	0,039
	ISEQ	0,137	-0,412	-0,180	0,185	-0,043	-0,047	0,256	0,115	<b>0,930</b>	0,114	-0,233	-0,157
	NIKKEI	-0,116	-0,227	0,001	-0,174	0,166	-0,122	-0,266	-0,023	0,114	<b>0,968</b>	0,065	0,070
	PSI	-0,212	-0,113	-0,406	0,240	0,228	0,010	0,181	-0,293	-0,233	0,065	<b>0,921</b>	-0,142
SENSEX	-0,019	-0,052	0,225	-0,302	0,107	-0,094	-0,543	0,039	-0,157	0,070	-0,142	<b>0,925</b>	

**Tabela 4.60.A: Percentagem de sessões com risco anormal extremo, em cada um dos sub-períodos amostrais (t-Student)**

	Anormais Baixas			Anormais Elevadas			Total de Percentis Extremos		
	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG
ATG	0,00%	0,90%	0,00%	0,35%	0,00%	0,69%	0,35%	0,90%	0,69%
BOV	0,00%	0,10%	1,00%	0,00%	0,00%	1,24%	0,00%	0,10%	2,24%
CAC	0,00%	1,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,76%	0,00%	1,00%	0,76%
DAX	0,00%	0,97%	0,14%	0,14%	0,00%	0,72%	0,14%	0,97%	0,86%
DJ	0,00%	0,86%	0,28%	0,00%	0,00%	1,17%	0,00%	0,86%	1,45%
FTSE	0,00%	0,86%	0,00%	0,03%	0,00%	0,76%	0,03%	0,86%	0,76%
HANG	0,00%	0,62%	0,41%	0,00%	0,00%	1,07%	0,00%	0,62%	1,48%
IBEX	0,00%	1,21%	0,00%	0,00%	0,00%	1,10%	0,00%	1,21%	1,10%
ISEQ	0,21%	0,69%	0,00%	0,00%	0,00%	0,90%	0,21%	0,69%	0,90%
NIKKEI	0,00%	0,97%	0,10%	0,00%	0,00%	1,14%	0,00%	0,97%	1,24%
PSI	0,17%	0,79%	0,00%	0,03%	0,00%	0,90%	0,21%	0,79%	0,90%
SENSEX	0,00%	0,00%	0,79%	0,14%	0,07%	0,69%	0,14%	0,07%	1,48%
Total	0,03%	0,75%	0,23%	0,06%	0,01%	0,93%	0,09%	0,75%	1,16%

Tabela 4.61.A: Percentagem de sessões com risco de mercado nos extremos, com coincidência temporal entre mercados, nos três sub-períodos e no período completo (t-Student)

Nº Mercados	Obs. Extremo Anormais Baixas (%)				Obs. Extremo Anormais Elevadas (%)				Total Obs. Extremos (%)			
	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo
0	99,41%	84,59%	92,80%	91,68%	98,00%	99,81%	93,62%	97,20%	98,70%	92,20%	93,21%	94,44%
1	0,12%	9,38%	6,28%	5,63%	1,77%	0,19%	1,85%	1,21%	0,94%	4,78%	4,06%	3,42%
2	0,47%	4,18%	0,93%	2,00%	0,12%	0,00%	0,51%	0,21%	0,29%	2,09%	0,72%	1,10%
3	0,00%	1,30%	0,00%	0,48%	0,12%	0,00%	0,72%	0,28%	0,06%	0,65%	0,36%	0,38%
4	0,00%	0,28%	0,00%	0,10%	0,00%	0,00%	0,41%	0,14%	0,00%	0,14%	0,21%	0,12%
5	0,00%	0,28%	0,00%	0,10%	0,00%	0,00%	0,31%	0,10%	0,00%	0,14%	0,15%	0,10%
6	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,31%	0,10%	0,00%	0,00%	0,15%	0,05%
7	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,31%	0,10%	0,00%	0,00%	0,15%	0,05%
8	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,21%	0,07%	0,00%	0,00%	0,10%	0,03%
9	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,21%	0,07%	0,00%	0,00%	0,10%	0,03%
10	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,51%	0,17%	0,00%	0,00%	0,26%	0,09%
11	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
12	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	1,03%	0,35%	0,00%	0,00%	0,51%	0,17%

**Tabela 4.62.A: Percentagem de sessões com risco anormal extremo, em cada um dos sub-períodos amostrais (TVE)**

	Anormais Baixas			Anormais Elevadas			Total de Percentis Extremos		
	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG	Dot-com	Tranquilo	CFG
ATG	0,00%	0,48%	0,35%	0,03%	0,00%	0,97%	0,03%	0,48%	1,31%
BOV	0,00%	0,41%	0,62%	0,00%	0,00%	1,07%	0,00%	0,41%	1,69%
CAC	0,07%	0,97%	0,00%	0,10%	0,00%	0,83%	0,17%	0,97%	0,83%
DAX	0,00%	1,10%	0,10%	0,41%	0,00%	0,55%	0,41%	1,10%	0,66%
DJ	0,00%	0,83%	0,35%	0,00%	0,00%	1,31%	0,00%	0,83%	1,66%
FTSE	0,00%	0,97%	0,00%	0,10%	0,00%	0,90%	0,10%	0,97%	0,90%
HANG	0,00%	1,17%	0,00%	0,00%	0,00%	1,00%	0,00%	1,17%	1,00%
IBEX	0,00%	1,00%	0,00%	0,00%	0,00%	1,04%	0,00%	1,00%	1,04%
ISEQ	0,21%	0,97%	0,00%	0,00%	0,00%	0,90%	0,21%	0,97%	0,90%
NIKKEI	0,00%	0,97%	0,00%	0,00%	0,00%	1,14%	0,00%	0,97%	1,14%
PSI	0,24%	0,72%	0,00%	0,00%	0,00%	0,97%	0,24%	0,72%	0,97%
SENSEX	0,00%	0,55%	0,31%	0,14%	0,21%	0,52%	0,14%	0,76%	0,83%
Total	0,04%	0,85%	0,14%	0,07%	0,02%	0,93%	0,11%	0,86%	1,08%

Tabela 4.63.A: Percentagem de sessões com risco de mercado nos extremos, com coincidência temporal entre mercados, nos três sub-períodos e no período completo (TVE)

Nº Mercados	Obs. Extremo Anormais Baixas (%)				Obs. Extremo Anormais Elevadas (%)				Total Obs. Extremos (%)			
	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo	Dot-Com	Tranquilo	CFG	Completo
0	99,06%	82,36%	95,16%	91,54%	97,88%	99,44%	93,62%	97,03%	98,47%	90,90%	94,39%	94,29%
1	0,35%	11,51%	4,53%	5,90%	1,65%	0,56%	1,65%	1,24%	1,00%	6,04%	3,09%	3,57%
2	0,59%	4,27%	0,31%	1,86%	0,35%	0,00%	0,62%	0,31%	0,47%	2,14%	0,46%	1,09%
3	0,00%	0,93%	0,00%	0,35%	0,12%	0,00%	0,72%	0,28%	0,06%	0,46%	0,36%	0,31%
4	0,00%	0,37%	0,00%	0,14%	0,00%	0,00%	0,51%	0,17%	0,00%	0,19%	0,26%	0,16%
5	0,00%	0,37%	0,00%	0,14%	0,00%	0,00%	0,41%	0,14%	0,00%	0,19%	0,21%	0,14%
6	0,00%	0,19%	0,00%	0,07%	0,00%	0,00%	0,21%	0,07%	0,00%	0,09%	0,10%	0,07%
7	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,41%	0,14%	0,00%	0,00%	0,21%	0,07%
8	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,10%	0,03%	0,00%	0,00%	0,05%	0,02%
9	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,31%	0,10%	0,00%	0,00%	0,15%	0,05%
10	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,21%	0,07%	0,00%	0,00%	0,10%	0,03%
11	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,41%	0,14%	0,00%	0,00%	0,21%	0,07%
12	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,82%	0,28%	0,00%	0,00%	0,41%	0,14%

Tabela 4.64.A: Matrizes anti-imagem das estimativas do risco de mercado no pressuposto de distribuição normal

		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Dot-Com	ATG	<b>0,710</b>	-0,020	-0,069	0,233	-0,038	-0,091	-0,162	0,128	-0,145	0,079	-0,126	-0,058
	BOV	-0,020	<b>0,873</b>	0,117	-0,095	-0,108	-0,007	0,021	-0,209	0,122	-0,203	-0,395	-0,210
	CAC	-0,069	0,117	<b>0,817</b>	-0,590	0,011	-0,538	0,156	-0,450	0,111	-0,079	-0,122	0,063
	DAX	0,233	-0,095	-0,590	<b>0,888</b>	-0,110	-0,083	0,054	0,143	-0,096	0,001	-0,004	0,066
	DJ	-0,038	-0,108	0,011	-0,110	<b>0,909</b>	-0,319	0,141	-0,158	-0,300	0,113	0,060	-0,300
	FTSE	-0,091	-0,007	-0,538	-0,083	-0,319	<b>0,897</b>	-0,186	0,085	-0,059	0,080	0,077	-0,016
	HANG	-0,162	0,021	0,156	0,054	0,141	-0,186	<b>0,744</b>	-0,264	0,009	-0,219	-0,236	-0,504
	IBEX	0,128	-0,209	-0,450	0,143	-0,158	0,085	-0,264	<b>0,890</b>	-0,107	-0,224	-0,043	0,209
	ISEQ	-0,145	0,122	0,111	-0,096	-0,300	-0,059	0,009	-0,107	<b>0,905</b>	-0,306	-0,164	0,060
	NIKKEI	0,079	-0,203	-0,079	0,001	0,113	0,080	-0,219	-0,224	-0,306	<b>0,878</b>	0,192	-0,018
	PSI	-0,126	-0,395	-0,122	-0,004	0,060	0,077	-0,236	-0,043	-0,164	0,192	<b>0,866</b>	-0,037
	SENSEX	-0,058	-0,210	0,063	0,066	-0,300	-0,016	-0,504	0,209	0,060	-0,018	-0,037	<b>0,669</b>
Tranquilo	ATG	<b>0,917</b>	0,010	0,098	-0,159	0,108	-0,193	0,100	-0,001	-0,197	-0,108	-0,162	-0,337
	BOV	0,010	<b>0,833</b>	0,029	0,164	-0,320	-0,119	0,012	-0,138	-0,060	-0,002	0,098	-0,116
	CAC	0,098	0,029	<b>0,836</b>	-0,651	-0,205	-0,600	-0,096	-0,144	0,031	-0,168	0,230	-0,014
	DAX	-0,159	0,164	-0,651	<b>0,869</b>	-0,229	0,082	-0,105	-0,055	0,180	0,014	-0,242	0,157
	DJ	0,108	-0,320	-0,205	-0,229	<b>0,874</b>	0,128	0,368	-0,053	-0,148	0,028	-0,254	-0,149
	FTSE	-0,193	-0,119	-0,600	0,082	0,128	<b>0,908</b>	-0,082	-0,093	-0,135	0,047	-0,113	0,014
	HANG	0,100	0,012	-0,096	-0,105	0,368	-0,082	<b>0,860</b>	0,069	-0,132	-0,194	-0,339	-0,317
	IBEX	-0,001	-0,138	-0,144	-0,055	-0,053	-0,093	0,069	<b>0,938</b>	-0,397	0,146	-0,124	-0,105
	ISEQ	-0,197	-0,060	0,031	0,180	-0,148	-0,135	-0,132	-0,397	<b>0,886</b>	0,006	0,106	-0,042
	NIKKEI	-0,108	-0,002	-0,168	0,014	0,028	0,047	-0,194	0,146	0,006	<b>0,923</b>	0,076	-0,205
	PSI	-0,162	0,098	0,230	-0,242	-0,254	-0,113	-0,339	-0,124	0,106	0,076	<b>0,874</b>	0,080
	SENSEX	-0,337	-0,116	-0,014	0,157	-0,149	0,014	-0,317	-0,105	-0,042	-0,205	0,080	<b>0,870</b>
Crise Financeira Global	ATG	<b>0,925</b>	-0,143	0,108	-0,263	0,166	0,070	0,060	-0,342	0,110	-0,156	-0,205	0,075
	BOV	-0,143	<b>0,933</b>	0,092	0,202	-0,443	-0,190	-0,311	-0,021	-0,295	-0,121	-0,110	-0,168
	CAC	0,108	0,092	<b>0,898</b>	-0,509	-0,086	-0,565	0,138	-0,388	-0,013	-0,044	-0,278	0,180
	DAX	-0,263	0,202	-0,509	<b>0,923</b>	-0,313	0,070	-0,124	0,051	0,077	-0,169	0,180	-0,267
	DJ	0,166	-0,443	-0,086	-0,313	<b>0,940</b>	-0,206	0,039	-0,090	-0,110	-0,013	0,253	0,149
	FTSE	0,070	-0,190	-0,565	0,070	-0,206	<b>0,942</b>	-0,146	0,165	-0,110	-0,051	-0,069	-0,123
	HANG	0,060	-0,311	0,138	-0,124	0,039	-0,146	<b>0,929</b>	-0,051	0,158	-0,260	0,096	-0,464
	IBEX	-0,342	-0,021	-0,388	0,051	-0,090	0,165	-0,051	<b>0,939</b>	0,046	0,004	-0,368	0,021
	ISEQ	0,110	-0,295	-0,013	0,077	-0,110	-0,110	0,158	0,046	<b>0,963</b>	0,071	-0,223	-0,126
	NIKKEI	-0,156	-0,121	-0,044	-0,169	-0,013	-0,051	-0,260	0,004	0,071	<b>0,975</b>	0,122	0,068
	PSI	-0,205	-0,110	-0,278	0,180	0,253	-0,069	0,096	-0,368	-0,223	0,122	<b>0,929</b>	-0,097
	SENSEX	0,075	-0,168	0,180	-0,267	0,149	-0,123	-0,464	0,021	-0,126	0,068	-0,097	<b>0,933</b>



**Tabela 4.65.A: Matrizes anti-imagem das estimativas do risco de mercado no pressuposto de distribuição t-Student**

		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Dot-Com	ATG	<b>0,725</b>	0,049	-0,040	0,221	-0,058	-0,101	-0,158	0,084	-0,139	0,084	-0,157	-0,069
	BOV	0,049	<b>0,906</b>	0,067	-0,105	-0,044	-0,025	-0,076	-0,185	0,142	-0,203	-0,318	-0,224
	CAC	-0,040	0,067	<b>0,834</b>	-0,602	0,021	-0,531	0,102	-0,358	0,133	-0,138	-0,085	0,099
	DAX	0,221	-0,105	-0,602	<b>0,889</b>	-0,140	-0,074	0,087	0,100	-0,128	0,032	-0,024	0,055
	DJ	-0,058	-0,044	0,021	-0,140	<b>0,919</b>	-0,321	0,134	-0,149	-0,265	0,053	0,061	-0,292
	FTSE	-0,101	-0,025	-0,531	-0,074	-0,321	<b>0,901</b>	-0,154	0,031	-0,085	0,139	0,067	-0,019
	HANG	-0,158	-0,076	0,102	0,087	0,134	-0,154	<b>0,773</b>	-0,214	-0,002	-0,271	-0,208	-0,512
	IBEX	0,084	-0,185	-0,358	0,100	-0,149	0,031	-0,214	<b>0,922</b>	-0,103	-0,216	-0,122	0,176
	ISEQ	-0,139	0,142	0,133	-0,128	-0,265	-0,085	-0,002	-0,103	<b>0,910</b>	-0,305	-0,164	0,037
	NIKKEI	0,084	-0,203	-0,138	0,032	0,053	0,139	-0,271	-0,216	-0,305	<b>0,871</b>	0,208	0,070
	PSI	-0,157	-0,318	-0,085	-0,024	0,061	0,067	-0,208	-0,122	-0,164	0,208	<b>0,890</b>	-0,050
	SENSEX	-0,069	-0,224	0,099	0,055	-0,292	-0,019	-0,512	0,176	0,037	0,070	-0,050	<b>0,672</b>
Tranquilo	ATG	<b>0,927</b>	0,026	0,115	-0,178	0,075	-0,193	0,081	0,002	-0,185	-0,107	-0,143	-0,304
	BOV	0,026	<b>0,851</b>	0,005	0,197	-0,295	-0,110	0,006	-0,138	-0,093	0,003	0,071	-0,162
	CAC	0,115	0,005	<b>0,847</b>	-0,624	-0,172	-0,591	-0,067	-0,202	0,016	-0,183	0,188	-0,032
	DAX	-0,178	0,197	-0,624	<b>0,874</b>	-0,314	0,055	-0,098	-0,065	0,190	0,008	-0,137	0,157
	DJ	0,075	-0,295	-0,172	-0,314	<b>0,890</b>	0,131	0,287	0,037	-0,102	0,040	-0,274	-0,084
	FTSE	-0,193	-0,110	-0,591	0,055	0,131	<b>0,914</b>	-0,085	-0,063	-0,124	0,046	-0,106	0,033
	HANG	0,081	0,006	-0,067	-0,098	0,287	-0,085	<b>0,891</b>	0,040	-0,095	-0,215	-0,308	-0,344
	IBEX	0,002	-0,138	-0,202	-0,065	0,037	-0,063	0,040	<b>0,932</b>	-0,400	0,185	-0,198	-0,099
	ISEQ	-0,185	-0,093	0,016	0,190	-0,102	-0,124	-0,095	-0,400	<b>0,898</b>	-0,011	0,076	-0,051
	NIKKEI	-0,107	0,003	-0,183	0,008	0,040	0,046	-0,215	0,185	-0,011	<b>0,918</b>	0,061	-0,182
	PSI	-0,143	0,071	0,188	-0,137	-0,274	-0,106	-0,308	-0,198	0,076	0,061	<b>0,907</b>	0,023
	SENSEX	-0,304	-0,162	-0,032	0,157	-0,084	0,033	-0,344	-0,099	-0,051	-0,182	0,023	<b>0,884</b>
Crise Financeira Global	ATG	<b>0,920</b>	-0,140	0,107	-0,272	0,194	0,060	0,067	-0,357	0,113	-0,157	-0,210	0,068
	BOV	-0,140	<b>0,927</b>	0,101	0,204	-0,462	-0,160	-0,327	-0,029	-0,329	-0,135	-0,113	-0,187
	CAC	0,107	0,101	<b>0,897</b>	-0,488	-0,081	-0,595	0,164	-0,377	0,031	-0,056	-0,297	0,132
	DAX	-0,272	0,204	-0,488	<b>0,925</b>	-0,337	0,076	-0,146	0,060	0,048	-0,173	0,174	-0,247
	DJ	0,194	-0,462	-0,081	-0,337	<b>0,932</b>	-0,184	0,025	-0,145	-0,094	-0,014	0,281	0,186
	FTSE	0,060	-0,160	-0,595	0,076	-0,184	<b>0,938</b>	-0,137	0,195	-0,141	-0,039	-0,088	-0,132
	HANG	0,067	-0,327	0,164	-0,146	0,025	-0,137	<b>0,932</b>	-0,041	0,142	-0,256	0,088	-0,425
	IBEX	-0,357	-0,029	-0,377	0,060	-0,145	0,195	-0,041	<b>0,939</b>	0,031	0,002	-0,340	0,013
	ISEQ	0,113	-0,329	0,031	0,048	-0,094	-0,141	0,142	0,031	<b>0,964</b>	0,068	-0,205	-0,075
	NIKKEI	-0,157	-0,135	-0,056	-0,173	-0,014	-0,039	-0,256	0,002	0,068	<b>0,974</b>	0,138	0,070
	PSI	-0,210	-0,113	-0,297	0,174	0,281	-0,088	0,088	-0,340	-0,205	0,138	<b>0,928</b>	-0,088
	SENSEX	0,068	-0,187	0,132	-0,247	0,186	-0,132	-0,425	0,013	-0,075	0,070	-0,088	<b>0,942</b>

**Tabela 4.66.A: Matrizes anti-imagem das estimativas do risco de mercado no pressuposto de TVE**

		ATG	BOV	CAC	DAX	DJ	FTSE	HANG	IBEX	ISEQ	NIKKEI	PSI	SENSEX
Dot-Com	ATG	<b>0,725</b>	0,049	-0,040	0,221	-0,058	-0,101	-0,158	0,084	-0,139	0,084	-0,157	-0,069
	BOV	0,049	<b>0,906</b>	0,067	-0,105	-0,044	-0,025	-0,076	-0,185	0,142	-0,203	-0,318	-0,224
	CAC	-0,040	0,067	<b>0,834</b>	-0,602	0,021	-0,531	0,102	-0,358	0,133	-0,138	-0,085	0,099
	DAX	0,221	-0,105	-0,602	<b>0,889</b>	-0,140	-0,074	0,087	0,100	-0,128	0,032	-0,024	0,055
	DJ	-0,058	-0,044	0,021	-0,140	<b>0,919</b>	-0,321	0,134	-0,149	-0,265	0,053	0,061	-0,292
	FTSE	-0,101	-0,025	-0,531	-0,074	-0,321	<b>0,901</b>	-0,154	0,031	-0,085	0,139	0,067	-0,019
	HANG	-0,158	-0,076	0,102	0,087	0,134	-0,154	<b>0,773</b>	-0,214	-0,002	-0,271	-0,208	-0,512
	IBEX	0,084	-0,185	-0,358	0,100	-0,149	0,031	-0,214	<b>0,922</b>	-0,103	-0,216	-0,122	0,176
	ISEQ	-0,139	0,142	0,133	-0,128	-0,265	-0,085	-0,002	-0,103	<b>0,910</b>	-0,305	-0,164	0,037
	NIKKEI	0,084	-0,203	-0,138	0,032	0,053	0,139	-0,271	-0,216	-0,305	<b>0,871</b>	0,208	0,070
	PSI	-0,157	-0,318	-0,085	-0,024	0,061	0,067	-0,208	-0,122	-0,164	0,208	<b>0,890</b>	-0,050
	SENSEX	-0,069	-0,224	0,099	0,055	-0,292	-0,019	-0,512	0,176	0,037	0,070	-0,050	<b>0,672</b>
Tranquilo	ATG	<b>0,927</b>	0,026	0,115	-0,178	0,075	-0,193	0,081	0,002	-0,185	-0,107	-0,143	-0,304
	BOV	0,026	<b>0,851</b>	0,005	0,197	-0,295	-0,110	0,006	-0,138	-0,093	0,003	0,071	-0,162
	CAC	0,115	0,005	<b>0,847</b>	-0,624	-0,172	-0,591	-0,067	-0,202	0,016	-0,183	0,188	-0,032
	DAX	-0,178	0,197	-0,624	<b>0,874</b>	-0,314	0,055	-0,098	-0,065	0,190	0,008	-0,137	0,157
	DJ	0,075	-0,295	-0,172	-0,314	<b>0,890</b>	0,131	0,287	0,037	-0,102	0,040	-0,274	-0,084
	FTSE	-0,193	-0,110	-0,591	0,055	0,131	<b>0,914</b>	-0,085	-0,063	-0,124	0,046	-0,106	0,033
	HANG	0,081	0,006	-0,067	-0,098	0,287	-0,085	<b>0,891</b>	0,040	-0,095	-0,215	-0,308	-0,344
	IBEX	0,002	-0,138	-0,202	-0,065	0,037	-0,063	0,040	<b>0,932</b>	-0,400	0,185	-0,198	-0,099
	ISEQ	-0,185	-0,093	0,016	0,190	-0,102	-0,124	-0,095	-0,400	<b>0,898</b>	-0,011	0,076	-0,051
	NIKKEI	-0,107	0,003	-0,183	0,008	0,040	0,046	-0,215	0,185	-0,011	<b>0,918</b>	0,061	-0,182
	PSI	-0,143	0,071	0,188	-0,137	-0,274	-0,106	-0,308	-0,198	0,076	0,061	<b>0,907</b>	0,023
	SENSEX	-0,304	-0,162	-0,032	0,157	-0,084	0,033	-0,344	-0,099	-0,051	-0,182	0,023	<b>0,884</b>
Crise Financeira Global	ATG	<b>0,920</b>	-0,140	0,107	-0,272	0,194	0,060	0,067	-0,357	0,113	-0,157	-0,210	0,068
	BOV	-0,140	<b>0,927</b>	0,101	0,204	-0,462	-0,160	-0,327	-0,029	-0,329	-0,135	-0,113	-0,187
	CAC	0,107	0,101	<b>0,897</b>	-0,488	-0,081	-0,595	0,164	-0,377	0,031	-0,056	-0,297	0,132
	DAX	-0,272	0,204	-0,488	<b>0,925</b>	-0,337	0,076	-0,146	0,060	0,048	-0,173	0,174	-0,247
	DJ	0,194	-0,462	-0,081	-0,337	<b>0,932</b>	-0,184	0,025	-0,145	-0,094	-0,014	0,281	0,186
	FTSE	0,060	-0,160	-0,595	0,076	-0,184	<b>0,938</b>	-0,137	0,195	-0,141	-0,039	-0,088	-0,132
	HANG	0,067	-0,327	0,164	-0,146	0,025	-0,137	<b>0,932</b>	-0,041	0,142	-0,256	0,088	-0,425
	IBEX	-0,357	-0,029	-0,377	0,060	-0,145	0,195	-0,041	<b>0,939</b>	0,031	0,002	-0,340	0,013
	ISEQ	0,113	-0,329	0,031	0,048	-0,094	-0,141	0,142	0,031	<b>0,964</b>	0,068	-0,205	-0,075
	NIKKEI	-0,157	-0,135	-0,056	-0,173	-0,014	-0,039	-0,256	0,002	0,068	<b>0,974</b>	0,138	0,070
	PSI	-0,210	-0,113	-0,297	0,174	0,281	-0,088	0,088	-0,340	-0,205	0,138	<b>0,928</b>	-0,088
	SENSEX	0,068	-0,187	0,132	-0,247	0,186	-0,132	-0,425	0,013	-0,075	0,070	-0,088	<b>0,942</b>

Tabela 4.67.A: Resultados das estimativas do AR(1)-EGARCH-M(1,1) nos modelos 1 e 2, no sub-período Dot-Com

	Modelo 1							Modelo 2						
	$\delta$	$b_0$	$b_1$	$c_0$	$\alpha_1$	$\gamma$	$\beta$	$\delta$	$b_0$	$b_1$	$c_0$	$\alpha_1$	$\gamma$	$\beta$
ATG	6,0187	-0,0032	0,1561	-1,1318	0,3148	-0,1276	0,8924	5,7374	-0,0033	0,1491	-0,8716	0,2858	-0,1427	0,9203
	(0,0863)	(0,0003)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0853)	(0,0001)	(0,0000)	(0,0002)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
BOV	21,0566	-0,0087	0,0747	-1,6235	0,1265	-0,0786	0,8046	25,7159	-0,0103	0,0620	-1,3492	0,1351	-0,0443	0,8412
	(0,0576)	(0,0526)	(0,0896)	(0,0122)	(0,0403)	(0,0012)	(0,0000)	(0,0303)	(0,0303)	(0,1281)	(0,0401)	(0,0303)	(0,1377)	(0,0000)
CAC	5,2656	-0,0022	-0,0013	-0,3794	0,1449	-0,0659	0,9675	4,1167	-0,0018	0,0032	-0,3462	0,1438	-0,0689	0,9714
	(0,1018)	(0,0151)	(0,9719)	(0,0001)	(0,0000)	(0,0002)	(0,0000)	(0,1998)	(0,0543)	(0,9314)	(0,0008)	(0,0000)	(0,0005)	(0,0000)
DAX	3,0083	-0,0020	-0,0364	-0,4124	0,1929	-0,0633	0,9676	2,2983	-0,0017	-0,0256	-0,3886	0,1864	-0,0733	0,9699
	(0,2550)	(0,0272)	(0,3428)	(0,0001)	(0,0000)	(0,0013)	(0,0000)	(0,3796)	(0,0603)	(0,5042)	(0,0003)	(0,0000)	(0,0036)	(0,0000)
DJ	12,8610	-0,0027	-0,0162	-0,3740	0,0435	-0,1134	0,9609	9,6788	-0,0021	-0,0392	-0,3270	0,0410	-0,1306	0,9662
	(0,0176)	(0,0036)	(0,6369)	(0,0003)	(0,0469)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0539)	(0,0152)	(0,2620)	(0,0013)	(0,0954)	(0,0000)	(0,0000)
FTSE	10,6027	-0,0026	-0,0300	-0,4442	0,1423	-0,1077	0,9619	9,9914	-0,0024	-0,0239	-0,4258	0,1320	-0,1198	0,9632
	(0,0077)	(0,0002)	(0,4109)	(0,0000)	(0,0003)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0123)	(0,0005)	(0,5162)	(0,0001)	(0,0014)	(0,0000)	(0,0000)
HANG	9,9624	-0,0031	0,0357	-0,3860	0,1515	-0,0661	0,9677	11,6582	-0,0034	0,0519	-0,3817	0,1319	-0,0655	0,9664
	(0,0521)	(0,0113)	(0,3715)	(0,0011)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0258)	(0,0051)	(0,1543)	(0,0036)	(0,0002)	(0,0006)	(0,0000)
IBEX	5,6431	-0,0021	0,0199	-0,3963	0,1167	-0,0890	0,9635	5,5173	-0,0020	0,0200	-0,3943	0,1170	-0,0893	0,9637
	(0,1514)	(0,0392)	(0,5968)	(0,0002)	(0,0028)	(0,0001)	(0,0000)	(0,1809)	(0,0519)	(0,5961)	(0,0005)	(0,0029)	(0,0002)	(0,0000)
ISEQ	1,2859	-0,0003	0,0896	-0,7231	0,1151	-0,1277	0,9289	3,3482	-0,0005	0,0768	-0,7271	0,1193	-0,1218	0,9289
	(0,8534)	(0,7090)	(0,0180)	(0,0006)	(0,0006)	(0,0000)	(0,0000)	(0,6095)	(0,5859)	(0,0383)	(0,0018)	(0,0055)	(0,0000)	(0,0000)
NIKKEI	6,5026	-0,0025	0,0345	-0,6299	0,1540	-0,0687	0,9393	5,2606	-0,0022	0,0269	-0,4892	0,1223	-0,0770	0,9532
	(0,3314)	(0,0923)	(0,3876)	(0,0017)	(0,0002)	(0,0025)	(0,0000)	(0,4148)	(0,1200)	(0,4806)	(0,0139)	(0,0026)	(0,0021)	(0,0000)
PSI	10,5822	-0,0020	0,1397	-1,0981	0,2064	-0,1085	0,8954	14,0357	-0,0024	0,1402	-0,9569	0,2065	-0,0979	0,9112
	(0,1367)	(0,0316)	(0,0003)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0244)	(0,0022)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0000)	(0,0003)	(0,0000)
SENSEX	-1,5743	-0,0001	0,0945	-1,0232	0,2828	-0,1435	0,9027	3,1855	-0,0010	0,0786	-0,9196	0,3237	-0,1140	0,9190
	(0,6819)	(0,8692)	(0,0219)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,2784)	(0,1477)	(0,0336)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0014)	(0,0000)

Notas: Para obter os parâmetros ótimos dos modelos AR(1)-EGARCH-M(1,1), a função de máxima verosimilhança foi maximizada através do algoritmo iterativo numérico de Marquardt. Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

Tabela 4.68.A: Resultados das estimativas do AR(1)-EGARCH-M(1,1) no modelo 3, no sub-período Dot-Com

	Modelo 3						
	$\delta$	$b_0$	$b_1$	$c_0$	$\alpha_1$	$\gamma$	$\beta$
ATG	5,7419	-0,0032	0,1365	-0,8916	0,2772	-0,1329	0,9178
	(0,0878)	(0,0001)	(0,0000)	(0,0005)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
BOV	25,4081	-0,0104	0,0706	-1,6460	0,1328	-0,0652	0,8025
	(0,0441)	(0,0415)	(0,0950)	(0,0301)	(0,0484)	(0,0380)	(0,0000)
CAC	4,9258	-0,0021	-0,0002	-0,3727	0,1446	-0,0664	0,9683
	(0,1332)	(0,0274)	(0,9964)	(0,0004)	(0,0000)	(0,0003)	(0,0000)
DAX	3,0192	-0,0020	-0,0370	-0,4127	0,1930	-0,0631	0,9676
	(0,2587)	(0,0282)	(0,3357)	(0,0001)	(0,0000)	(0,0033)	(0,0000)
DJ	12,0255	-0,0025	-0,0338	-0,3556	0,0402	-0,1190	0,9628
	(0,0248)	(0,0071)	(0,3358)	(0,0009)	(0,1002)	(0,0000)	(0,0000)
FTSE	10,5230	-0,0026	-0,0278	-0,4433	0,1409	-0,1096	0,9619
	(0,0087)	(0,0003)	(0,4482)	(0,0000)	(0,0007)	(0,0000)	(0,0000)
HANG	9,9604	-0,0031	0,0515	-0,3778	0,1414	-0,0659	0,9677
	(0,0499)	(0,0083)	(0,1579)	(0,0056)	(0,0001)	(0,0007)	(0,0000)
IBEX	7,6238	-0,0027	0,0189	-0,4157	0,1166	-0,0864	0,9610
	(0,0500)	(0,0065)	(0,6045)	(0,0000)	(0,0004)	(0,0000)	(0,0000)
ISEQ	2,5095	-0,0003	0,0759	-0,7256	0,1170	-0,1229	0,9291
	(0,7070)	(0,7688)	(0,0402)	(0,0028)	(0,0057)	(0,0000)	(0,0000)
NIKKEI	5,6759	-0,0023	0,0319	-0,5674	0,1406	-0,0717	0,9455
	(0,3899)	(0,1088)	(0,4083)	(0,0125)	(0,0022)	(0,0054)	(0,0000)
PSI	16,2295	-0,0028	0,1524	-1,0830	0,2106	-0,1064	0,8973
	(0,0093)	(0,0003)	(0,0000)	(0,0001)	(0,0000)	(0,0001)	(0,0000)
SENSEX	2,7613	-0,0008	0,0917	-1,0146	0,3081	-0,1283	0,9066
	(0,3549)	(0,2555)	(0,0093)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0004)	(0,0000)

Notas: Para obter os parâmetros ótimos dos modelos AR(1)-EGARCH-M(1,1), a função de máxima verosimilhança foi maximizada através do algoritmo iterativo numérico de Marquardt. Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

Tabela 4.69.A: Resultados das estimativas do AR(1)-EGARCH-M (1,1) nos modelos 1 e 2, no sub-período Tranquilo

	Modelo 1							Modelo 2						
	$\delta$	$b_0$	$b_1$	$c_0$	$\alpha_1$	$\gamma$	$\beta$	$\delta$	$b_0$	$b_1$	$c_0$	$\alpha_1$	$\gamma$	$\beta$
ATG	6,8200	0,0005	0,1007	-0,5222	0,1642	-0,0442	0,9576	4,7254	0,0007	0,0851	-0,4930	0,1489	-0,0343	0,9595
	(0,3167)	(0,5023)	(0,0021)	(0,0003)	(0,0000)	(0,0048)	(0,0000)	(0,5130)	(0,3261)	(0,0075)	(0,0026)	(0,0000)	(0,0891)	(0,0000)
BOV	13,8437	-0,0021	0,0864	-2,5401	0,0085	-0,2685	0,6972	13,1640	-0,0016	0,0670	-2,3393	0,0306	-0,2581	0,7239
	(0,0376)	(0,1833)	(0,0255)	(0,0000)	(0,8371)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0328)	(0,2717)	(0,0829)	(0,0000)	(0,5825)	(0,0000)	(0,0000)
CAC	19,6681	-0,0009	-0,0597	-0,5266	0,0550	-0,1283	0,9492	21,7821	-0,0009	-0,0585	-0,5575	0,0569	-0,1294	0,9463
	(0,0072)	(0,1048)	(0,0730)	(0,0000)	(0,0045)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0031)	(0,0959)	(0,0742)	(0,0000)	(0,0220)	(0,0000)	(0,0000)
DAX	11,8753	-0,0003	-0,0008	-0,4531	0,0985	-0,1114	0,9595	11,5142	-0,0001	-0,0123	-0,4322	0,1009	-0,1129	0,9622
	(0,0250)	(0,5650)	(0,9810)	(0,0000)	(0,0001)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0217)	(0,8940)	(0,7095)	(0,0000)	(0,0005)	(0,0000)	(0,0000)
DJ	31,4971	-0,0010	0,0030	-0,7347	0,0650	-0,0991	0,9318	25,8902	-0,0007	0,0007	-0,5222	0,0674	-0,0925	0,9533
	(0,0229)	(0,0963)	(0,9322)	(0,0001)	(0,0041)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0303)	(0,2031)	(0,9832)	(0,0006)	(0,0121)	(0,0000)	(0,0000)
FTSE	24,5169	-0,0008	-0,0526	-0,5363	0,0555	-0,1215	0,9507	28,5181	-0,0008	-0,0507	-0,5576	0,0508	-0,1209	0,9485
	(0,0098)	(0,0941)	(0,0993)	(0,0000)	(0,0140)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0032)	(0,0810)	(0,1021)	(0,0000)	(0,0506)	(0,0000)	(0,0000)
HANG	13,3605	-0,0003	0,0559	-0,2793	0,0770	-0,0255	0,9764	12,9687	-0,0001	0,0332	-0,3731	0,0835	-0,0447	0,9669
	(0,1984)	(0,7369)	(0,1163)	(0,0016)	(0,0001)	(0,0185)	(0,0000)	(0,2030)	(0,9230)	(0,3047)	(0,0116)	(0,0044)	(0,0265)	(0,0000)
IBEX	5,7513	0,0005	-0,0293	-1,1974	0,1490	-0,1572	0,8881	9,3506	0,0004	-0,0228	-0,9622	0,1328	-0,1483	0,9115
	(0,5231)	(0,4050)	(0,3913)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,2296)	(0,4176)	(0,4867)	(0,0001)	(0,0010)	(0,0000)	(0,0000)
ISEQ	-10,0211	0,0015	0,0027	-0,8459	0,1515	-0,1259	0,9240	-4,9986	0,0014	0,0109	-0,9528	0,1545	-0,1100	0,9140
	(0,2348)	(0,0117)	(0,9370)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,5606)	(0,0147)	(0,7388)	(0,0014)	(0,0012)	(0,0004)	(0,0000)
NIKKEI	8,6458	-0,0004	0,0587	-0,6428	0,1783	-0,0901	0,9444	9,9671	-0,0002	0,0248	-0,5650	0,1643	-0,0862	0,9520
	(0,1574)	(0,5544)	(0,1060)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0791)	(0,7226)	(0,4702)	(0,0003)	(0,0000)	(0,0002)	(0,0000)
PSI	-29,2019	0,0019	0,0465	-0,6409	0,1553	-0,0087	0,9490	-21,9741	0,0016	0,0198	-0,5953	0,1787	-0,0202	0,9550
	(0,0396)	(0,0001)	(0,1712)	(0,0001)	(0,0000)	(0,5977)	(0,0000)	(0,0576)	(0,0001)	(0,5279)	(0,0050)	(0,0000)	(0,3653)	(0,0000)
SENSEX	0,5696	0,0013	0,1095	-1,2657	0,2870	-0,1744	0,8815	1,4056	0,0016	0,1039	-1,1982	0,2680	-0,1983	0,8884
	(0,8676)	(0,0245)	(0,0009)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,6719)	(0,0038)	(0,0022)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)

Notas: Para obter os parâmetros ótimos dos modelos AR(1)-EGARCH-M(1,1), a função de máxima verossimilhança foi maximizada através do algoritmo iterativo numérico de Marquardt. Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

Tabela 4.70.A: Resultados das estimativas do AR(1)EGARCH-M(1,1) no modelo 3, no sub-período Tranquilo

	Modelo 3						
	$\delta$	$b_0$	$b_1$	$c_0$	$\alpha_1$	$\gamma$	$\beta$
ATG	5,2447	0,0006	0,0862	-0,5126	0,1585	-0,0407	0,9582
	(0,4573)	(0,3473)	(0,0077)	(0,0018)	(0,0000)	(0,0334)	(0,0000)
BOV	14,8655	-0,0021	0,0736	-2,5467	0,0145	-0,2657	0,6975
	(0,0246)	(0,1900)	(0,0616)	(0,0000)	(0,7807)	(0,0000)	(0,0000)
CAC	21,2996	-0,0009	-0,0636	-0,5395	0,0542	-0,1270	0,9480
	(0,0040)	(0,1031)	(0,0509)	(0,0000)	(0,0208)	(0,0000)	(0,0000)
DAX	10,5575	0,0001	-0,0202	-0,4113	0,0983	-0,1075	0,9643
	(0,0339)	(0,8538)	(0,5325)	(0,0000)	(0,0009)	(0,0000)	(0,0000)
DJ	27,6498	-0,0007	-0,0015	-0,6039	0,0681	-0,0972	0,9453
	(0,0256)	(0,1953)	(0,9624)	(0,0010)	(0,0191)	(0,0000)	(0,0000)
FTSE	27,2731	-0,0008	-0,0518	-0,5512	0,0526	-0,1208	0,9492
	(0,0046)	(0,0951)	(0,0975)	(0,0000)	(0,0395)	(0,0000)	(0,0000)
HANG	10,4735	0,0000	0,0077	-0,3254	0,0811	-0,0350	0,9718
	(0,2770)	(0,9693)	(0,7933)	(0,0251)	(0,0093)	(0,0649)	(0,0000)
IBEX	10,1122	0,0004	-0,0235	-1,0773	0,1384	-0,1498	0,9001
	(0,2122)	(0,4608)	(0,4719)	(0,0001)	(0,0004)	(0,0000)	(0,0000)
ISEQ	-8,1814	0,0015	-0,0011	-0,9140	0,1553	-0,1159	0,9178
	(0,3195)	(0,0061)	(0,9719)	(0,0000)	(0,0010)	(0,0001)	(0,0000)
NIKKEI	9,5088	-0,0003	0,0239	-0,5844	0,1708	-0,0844	0,9504
	(0,0932)	(0,6575)	(0,4766)	(0,0004)	(0,0000)	(0,0002)	(0,0000)
PSI	-23,3383	0,0017	0,0198	-0,6119	0,1632	-0,0177	0,9524
	(0,0552)	(0,0001)	(0,5158)	(0,0059)	(0,0000)	(0,4326)	(0,0000)
SENSEX	1,5829	0,0016	0,1035	-1,2545	0,2777	-0,1826	0,8827
	(0,6474)	(0,0069)	(0,0020)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)

Notas: Para obter os parâmetros ótimos dos modelos AR(1)-EGARCH-M(1,1), a função de máxima verosimilhança foi maximizada através do algoritmo iterativo numérico de Marquardt. Os valores entre parêntesis indicam o *p-value*.

Tabela 4.71.A: Resultados dos testes de Ljung-Box e LM aos resíduos do modelo AR(1)-EGARCH-M (1,1), no modelo 1

	ATG			Bovespa			CAC		
	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global
LB: $Q_{(12)}^2$	20,379	10,899	9,095	4,365	21,192	12,069	8,996	10,896	21,789
	(0,060)	(0,538)	(0,695)	(0,976)	(0,048)	(0,440)	(0,703)	(0,538)	(0,040)
LM test: $F_{(12)}$	1,356	0,882	0,773	0,350	1,737	0,959	0,728	0,893	1,952
	(0,182)	(0,565)	(0,679)	(0,979)	(0,054)	(0,487)	(0,725)	(0,553)	(0,026)
	DAX			DJ			FTSE		
	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global
LB: $Q_{(12)}^2$	27,970	15,080	20,080	38,299	10,472	20,614	11,434	12,925	16,946
	(0,006)	(0,237)	(0,066)	(0,986)	(0,575)	(0,056)	(0,492)	(0,374)	(0,152)
LM test: $F_{(12)}$	2,247	1,238	1,520	0,311	0,945	1,573	1,027	1,100	1,407
	(0,009)	(0,252)	(0,111)	(0,988)	(0,501)	(0,094)	(0,422)	(0,356)	(0,156)
	Hang-Seng			Ibex			Iseq		
	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global
LB: $Q_{(12)}^2$	12,693	24,780	23,153	19,199	8,629	16,133	15,956	13,762	12,070
	(0,392)	(0,016)	(0,026)	(0,084)	(0,734)	(0,185)	(0,193)	(0,316)	(0,440)
LM test: $F_{(12)}$	1,151	1,916	1,932	1,488	0,698	1,518	1,312	1,104	0,934
	(0,315)	(0,029)	(0,028)	(0,123)	(0,754)	(0,112)	(0,206)	(0,353)	(0,512)
	Nikkei			PSI			Sensex		
	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global
LB: $Q_{(12)}^2$	9,794	11,759	66,241	5,858	6,458	13,050	9,167	6,147	6,135
	(0,634)	(0,465)	(0,881)	(0,923)	(0,891)	(0,365)	(0,689)	(0,908)	(0,909)
LM test: $F_{(12)}$	0,818	0,980	0,530	0,468	0,571	1,150	0,870	0,554	0,481
	(0,632)	(0,466)	(0,896)	(0,934)	(0,867)	(0,316)	(0,578)	(0,880)	(0,927)

Notas: Esta tabela apresenta os resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH LM, aplicados aos resíduos do modelo AR(1)-EGARCH-M (1,1), com distribuição normal, para os vários índices e os três sub-períodos, considerando em ambos os casos o lag 12. Os valores entre parêntesis correspondem aos valores de probabilidade de cada um dos testes.

**Tabela 4.72.A: Resultados dos testes de Ljung-Box e LM aos resíduos do modelo AR(1)-EGARCH-M (1,1) no modelo 2**

	ATG			Bovespa			CAC		
	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global
LB: $Q_{(12)}^2$	23,894	12,994	9,329	3,710	17,906	11,428	8,892	10,722	22,673
	(0,021)	(0,370)	(0,675)	(0,988)	(0,119)	(0,493)	(0,712)	(0,553)	(0,031)
LM test: $F_{(12)}$	1,569	1,055	0,793	0,300	1,517	0,913	0,734	0,883	2,014
	(0,095)	(0,396)	(0,658)	(0,989)	(0,112)	(0,533)	(0,719)	(0,564)	(0,020)
	DAX			DJ			FTSE		
	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global
LB: $Q_{(12)}^2$	35,927	13,950	19,980	38,467	8,360	33,741	12,221	13,557	16,928
	(0,000)	(0,304)	(0,067)	(0,986)	(0,756)	(0,001)	(0,428)	(0,330)	(0,152)
LM test: $F_{(12)}$	2,968	1,134	1,519	0,315	0,723	2,594	1,109	1,163	1,402
	(0,001)	(0,328)	(0,111)	(0,987)	(0,730)	(0,002)	(0,349)	(0,306)	(0,159)
	Hang-Seng			Ibex			Iseq		
	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global
LB: $Q_{(12)}^2$	12,813	25,493	23,149	19,242	7,731	17,580	15,761	13,711	17,013
	(0,383)	(0,013)	(0,026)	(0,083)	(0,806)	(0,129)	(0,202)	(0,320)	(0,149)
LM test: $F_{(12)}$	1,177	1,961	1,932	1,491	0,638	1,611	1,298	1,107	1,309
	(0,295)	(0,025)	(0,028)	(0,122)	(0,811)	(0,083)	(0,214)	(0,350)	(0,207)
	Nikkei			PSI			Sensex		
	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global
LB: $Q_{(12)}^2$	11,269	11,220	8,154	6,803	7,097	17,153	7,847	6,437	5,993
	(0,506)	(0,510)	(0,773)	(0,870)	(0,851)	(0,144)	(0,797)	(0,892)	(0,916)
LM test: $F_{(12)}$	0,931	0,930	0,616	0,536	0,618	1,468	0,715	0,572	0,472
	(0,515)	(0,516)	(0,830)	(0,892)	(0,828)	(0,130)	(0,738)	(0,866)	(0,932)

Notas: Esta tabela apresenta os resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH LM, aplicados aos resíduos do modelo AR(1)-EGARCH-M (1,1), com distribuição t-Student, para os vários índices e os três sub-períodos, considerando em ambos os casos o lag 12. Os valores entre parêntesis correspondem aos valores de probabilidade de cada um dos testes.



**Tabela 4.73.A: Resultados dos testes de Ljung-Box e LM aos resíduos do modelo AR(1)-EGARCH-M (1,1) no modelo 3**

	ATG			Bovespa			CAC		
	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global
LB: $Q_{(12)}^2$	23,753	11,519	9,124	4,179	20,532	11,428	8,978	10,734	22,175
	(0,022)	(0,485)	(0,692)	(0,980)	(0,058)	(0,493)	(0,705)	(0,552)	(0,036)
LM test: $F_{(12)}$	1,542	0,936	0,776	0,335	1,702	0,913	0,729	0,887	1,978
	(0,104)	(0,510)	(0,676)	(0,983)	(0,061)	(0,533)	(0,724)	(0,560)	(0,023)
	DAX			DJ			FTSE		
	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global
LB: $Q_{(12)}^2$	27,840	14,017	19,577	37,505	8,902	29,928	11,517	13,339	16,960
	(0,006)	(0,300)	(0,076)	(0,988)	(0,711)	(0,003)	(0,485)	(0,345)	(0,151)
LM test: $F_{(12)}$	2,236	1,141	1,489	0,305	0,779	2,281	1,035	1,142	1,407
	(0,009)	(0,322)	(0,122)	(0,989)	(0,673)	(0,007)	(0,414)	(0,322)	(0,156)
	Hang-Seng			Ibex			Iseq		
	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global
LB: $Q_{(12)}^2$	12,488	25,128	23,082	18,580	7,944	16,948	15,728	13,943	13,759
	(0,407)	(0,014)	(0,027)	(0,099)	(0,789)	(0,152)	(0,204)	(0,304)	(0,316)
LM test: $F_{(12)}$	1,135	1,936	1,927	1,438	0,653	1,577	1,301	1,122	1,064
	(0,327)	(0,027)	(0,028)	(0,143)	(0,797)	(0,093)	(0,212)	(0,338)	(0,387)
	Nikkei			PSI			Sensex		
	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global	Dot-Com	Tranq.	Crise Global
LB: $Q_{(12)}^2$	10,277	11,169	7,464	6,384	6,670	14,737	8,517	6,072	5,981
	(0,592)	(0,515)	(0,825)	(0,895)	(0,879)	(0,256)	(0,744)	(0,912)	(0,917)
LM test: $F_{(12)}$	0,855	0,926	0,592	0,507	0,583	1,282	0,791	0,548	0,468
	(0,593)	(0,520)	(0,850)	(0,911)	(0,857)	(0,224)	(0,660)	(0,884)	(0,934)

Notas: Esta tabela apresenta os resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH LM, aplicados aos resíduos do modelo AR(1)-EGARCH-M (1,1), com distribuição dos erros generalizada, para os vários índices e os três sub-períodos, considerando em ambos os casos o *lag* 12. Os valores entre parêntesis correspondem aos valores de probabilidade de cada um dos testes.

**Tabela 4.74.A: Resultados dos testes de Ljung-Box e LM aos resíduos dos modelos EGARCH (1,1), com inclusão do logaritmo do volume de negociação do índice DJ**

	ATG			BOV			CAC		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
LB: $Q_{(20)}^2$	20,716	29,362	13,401	7,049	29,278	11,919	21,230	15,515	16,913
	(0,414)	(0,081)	(0,860)	(0,997)	(0,082)	(0,919)	(0,384)	(0,746)	(0,659)
LM test: $F_{(20)}$	0,953	1,477	0,692	0,330	1,399	0,594	1,031	0,697	0,834
	(0,519)	(0,080)	(0,837)	(0,998)	(0,113)	(0,919)	(0,421)	(0,833)	(0,673)
	DAX			DJ			FTSE		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
LB: $Q_{(20)}^2$	39,130	20,727	22,151	18,989	16,989	13,676	13,219	21,872	16,630
	(0,006)	(0,413)	(0,332)	(0,523)	(0,654)	(0,847)	(0,868)	(0,347)	(0,677)
LM test: $F_{(20)}$	1,865	0,948	1,023	0,982	0,912	0,682	0,724	1,010	0,849
	(0,012)	(0,525)	(0,431)	(0,482)	(0,572)	(0,847)	(0,804)	(0,447)	(0,653)
	HANG-SENG			IBEX			ISEQ		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
LB: $Q_{(20)}^2$	16,416	32,836	33,209	26,231	14,191	19,447	16,351	16,324	16,446
	(0,690)	(0,035)	(0,032)	(0,158)	(0,821)	(0,493)	(0,695)	(0,696)	(0,689)
LM test: $F_{(20)}$	0,825	1,611	1,619	1,225	0,660	1,010	0,821	0,778	0,861
	(0,684)	(0,043)	(0,042)	(0,225)	(0,867)	(0,447)	(0,690)	(0,742)	(0,638)
	NIKKEI			PSI			SENSEX		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
LB: $Q_{(20)}^2$	24,659	20,386	17,476	15,649	10,898	19,562	17,844	19,182	10,907
	(0,215)	(0,434)	(0,622)	(0,738)	(0,949)	(0,486)	(0,598)	(0,510)	(0,949)
LM test: $F_{(20)}$	1,243	0,940	0,971	0,756	0,531	0,954	0,931	0,981	0,506
	(0,211)	(0,536)	(0,495)	(0,768)	(0,955)	(0,518)	(0,548)	(0,482)	(0,965)

Notas: Esta tabela apresenta os resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH-LM, aplicados aos resíduos dos modelos EGARCH (1,1), dos vários índices nos três sub-períodos, e considerando em ambos os casos o lag 20. Os valores entre parêntesis correspondem aos valores de probabilidade de cada um dos testes.

**Tabela 4.75.A: Resultados dos testes de Ljung-Box e LM aos resíduos dos modelos EGARCH (1,1), com inclusão do volume de negociação estandardizado do índice DJ**

	ATG			BOV			CAC		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
LB: $Q_{(20)}^2$	21,149	29,351	14,974	68,964	29,193	11,286	20,882	15,582	17,647
	(0,388)	(0,081)	(0,778)	(0,997)	(0,084)	(0,938)	(0,404)	(0,742)	(0,611)
LM test: $F_{(20)}$	0,955	1,479	0,776	0,323	13,999	0,567	1,017	0,699	0,872
	(0,517)	(0,080)	(0,744)	(0,998)	(0,113)	(0,936)	(0,438)	(0,830)	(0,625)
	DAX			DJ			FTSE		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
LB: $Q_{(20)}^2$	40,304	20,630	20,163	19,311	15,988	13,271	13,370	21,998	16,742
	(0,005)	(0,419)	(0,448)	(0,502)	(0,717)	(0,865)	(0,861)	(0,341)	(0,670)
LM test: $F_{(20)}$	1,929	0,944	0,941	0,993	0,858	0,675	0,729	1,018	0,854
	(0,009)	(0,530)	(0,534)	(0,468)	(0,642)	(0,853)	(0,798)	(0,437)	(0,647)
	HANG-SENG			IBEX			ISEQ		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
LB: $Q_{(20)}^2$	16,056	33,176	33,900	25,654	14,286	19,982	15,957	25,533	16,335
	(0,713)	(0,032)	(0,027)	(0,178)	(0,816)	(0,459)	(0,719)	(0,182)	(0,696)
LM test: $F_{(20)}$	0,819	1,631	1,659	1,193	0,664	1,026	0,799	1,140	0,854
	(0,692)	(0,039)	(0,034)	(0,252)	(0,863)	(0,427)	(0,717)	(0,302)	(0,648)
	NIKKEI			PSI			SENSEX		
	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global	Dot-Com	Tranq.	C. Global
LB: $Q_{(20)}^2$	24,593	20,472	16,685	15,693	10,905	18,758	18,488	19,502	11,878
	(0,217)	(0,429)	(0,673)	(0,735)	(0,949)	(0,538)	(0,555)	(0,489)	(0,920)
LM test: $F_{(20)}$	1,240	0,942	0,921	0,757	0,531	0,914	0,962	0,991	0,552
	(0,213)	(0,532)	(0,560)	(0,767)	(0,955)	(0,569)	(0,508)	(0,470)	(0,944)

Notas: Esta tabela apresenta os resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH-LM, aplicados aos resíduos dos modelos EGARCH (1,1), dos vários índices nos três sub-períodos, e considerando em ambos os casos o lag 20. Os valores entre parêntesis correspondem aos valores de probabilidade de cada um dos testes.