

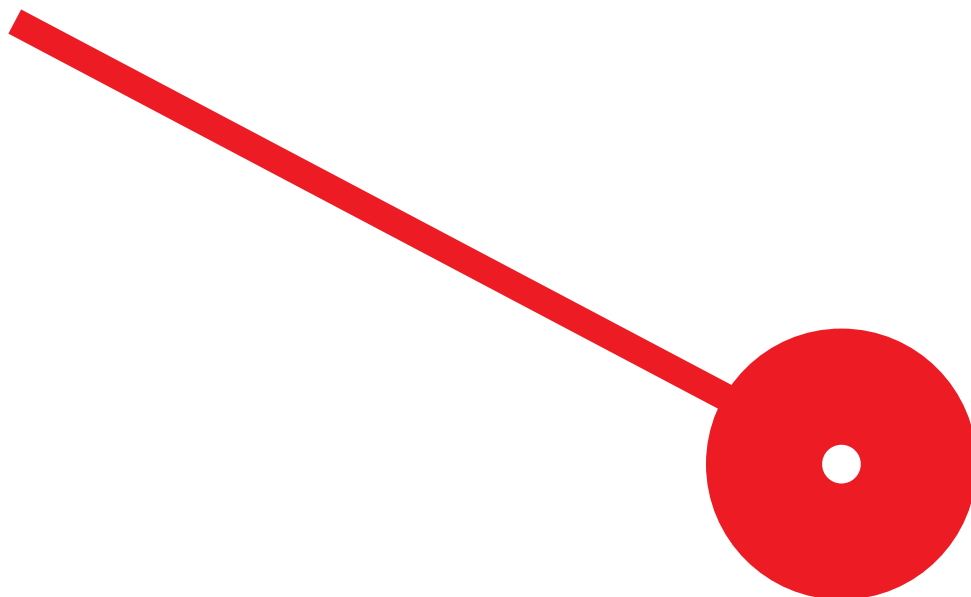
M

MESTRADO
Contabilidade e Finanças

O Efeito de Contágio Financeiro da Crise do *Subprime*: Comparação Entre Países do Sul e do Norte da Europa

Rita Inês Lopes Mendes

09/2021



M

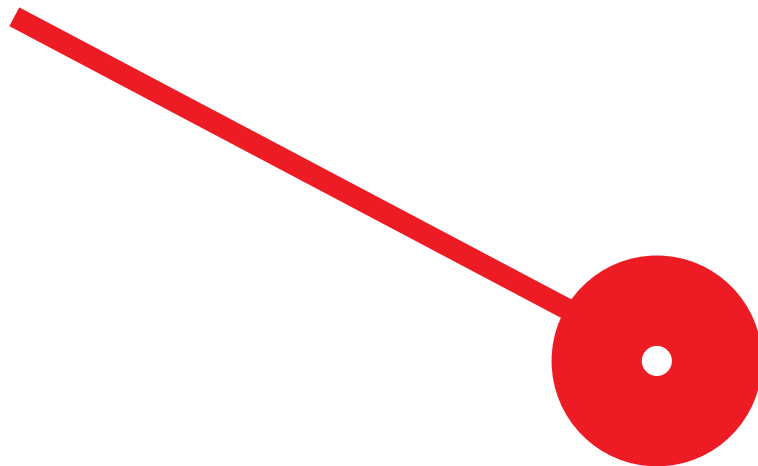
MESTRADO
Contabilidade e Finanças

O Efeito de Contágio Financeiro da Crise do *Subprime*: Comparação Entre Países do Sul e do Norte da Europa

Rita Inês Lopes Mendes

Dissertação de Mestrado

apresentada ao Instituto Superior de Contabilidade e Administração do Porto para a obtenção do grau de Mestre em Contabilidade e Finanças, sob orientação do Professor Luís Gomes e da Professora Patrícia Ramos



Agradecimentos

Perante o fim de mais uma etapa do meu percurso acadêmico, não poderia deixar de agradecer a diversas pessoas que desempenharam um papel importante para que chegasse até aqui.

Primeiramente, agradeço ao Professor Luís Gomes e à Professora Patrícia Ramos por toda a dedicação, apoio, motivação e conhecimento que me transmitiram enquanto orientadores da minha dissertação.

Agradeço à minha família, aos meus pais, irmã e avó, pela enorme paciência ao longo deste percurso, pelas frases de motivação e por acreditarem sempre nas minhas capacidades. Agradeço por todo o apoio que me deram e por sempre me incentivarem nas minhas ambições.

Ao longo deste percurso, tive sempre o apoio fundamental dos meus amigos que me motivaram a ser ambiciosa, mas que também me ajudaram a relaxar quando mais precisava.

Por fim, não posso deixar de agradecer ao meu namorado Diogo, pelo apoio consecutivo ao longo de todo o meu percurso acadêmico e por acreditar em mim mais do que qualquer pessoa.

Resumo

O presente estudo visa analisar o efeito de contágio financeiro da crise do *subprime* sobre países do sul e do norte da Europa. Para tal foram analisados os retornos diários de nove índices financeiros, dos quais quatro índices acionistas representativos dos países do sul da Europa, nomeadamente, Portugal (PSI20), Espanha (IBEX35), Grécia (ATHEX) e Itália (FTSEMIB), e quatro índices acionistas representativos dos países nórdicos, Finlândia (OMXH25), Suécia (OMXS30), Dinamarca (OMXC20) e Noruega (OsloOBX). Foi, ainda, analisado o índice acionista norte-americano S&P500. De forma a corrigir os problemas associados à volatilidade das séries financeiras foram estimados modelos ARMA-GARCH e foi selecionado o modelo mais adequado para cada índice financeiro, obtendo-se os respetivos retornos diários filtrados de efeitos autorregressivos e de heteroscedasticidade condicional. O método de cópulas foi utilizado para estimar as relações de dependência entre as séries dos índices financeiros europeus e o índice S&P500 entre dois sub-períodos, do período pré-crise ou período de estabilidade para o período de crise, de forma a analisar a existência de contágio financeiro. Os resultados da estimação dos modelos de cópulas revelam que as relações de dependência entre todos os países europeus e os Estados Unidos se intensificaram após a crise do *subprime*, ou seja, verifica-se a existência de contágio financeiro desta crise, quer para os países do sul da Europa quer para os países do norte da Europa. Adicionalmente, verificou-se que os países do norte sentiram com maior intensidade o contágio financeiro da crise do *subprime*, comparativamente com os países do sul, excetuando-se Portugal.

Palavras-chave: Contágio Financeiro; Crise do *Subprime*; Cópulas; ARMA-GARCH

Abstract

The present study aims to analyze the financial contagion effect of the subprime crisis for the south and north of Europe. For that, the daily returns of nine financial indexes were analyzed, of which four stock indexes representing the southern Europe countries, Portugal (PSI20), Spain (IBEX35), Greece (ATHEX) and Italy (FTSEMIB), and four stock indexes representing the Nordic countries, Finland (OMXH25), Sweden (OMXS30), Denmark (OMXC20) and Norway (OsloOBX), and finally the north American index S&P500. In order to solve the problems associated with the financial series volatility, the ARMA-GARCH models were estimated and the most suitable model was selected for each financial index, obtaining the respective daily returns filtered from the autoregressive and conditional heteroscedasticity effects. The copulas method was used to estimate the dependency relationships between the European financial indexes and the S&P500 index during two sub-periods, the pre-crisis period or stability period and the crisis period, and therefore analyze the existence of financial contagion. The estimation results of copula models reveal that the dependency relationships between all European countries and the United States were intensified after the subprime crisis, which means that there is financial contagion from the subprime crisis, both for the southern European countries and Nordic European countries. Furthermore, it was possible to conclude that the Nordic countries felt the financial contagion effect with greater intensity, compared to the southern European countries, with the exception of Portugal.

Keywords: Financial Contagion; Subprime Crisis; Copulas; ARMA-GARCH

ÍNDICE

Capítulo I - Introdução.....	1
Capítulo II – Revisão da literatura.....	4
2.1 A crise do <i>Subprime</i> dos Estados Unidos.....	5
2.2 A Crise Financeira na Europa	6
2.2.1 Sul da Europa	7
2.2.2 Norte da Europa	9
2.3 O Efeito de Contágio Financeiro.....	10
2.3.1 Evidências Empíricas de Contágio Financeiro.....	11
Capítulo III – Metodologia.....	14
3.1 Efeito ARCH	15
3.1.1 Testes de Detecção do Efeito ARCH	16
3.2 Modelo ARMA-GARCH	17
3.3 Modelo de Cópulas	19
3.3.1 Teorema de Sklar (1959).....	20
3.3.2 Limites de Fréchet-Hoeffding	20
3.3.3 Tau de Kendall	21
3.3.4 Dependência na Cauda	22
3.3.5 Cópulas Elípticas	23
3.3.5.1 Cópula Gaussiana.....	23
3.3.5.2 Cópula t-Student.....	24
3.3.6 Cópulas Arquimedianas	24
3.3.6.1 Cópula Clayton	25
3.3.6.2 Cópula Gumbel	26
3.3.6.3 Cópula Frank	26
3.3.7 Cópulas de Sobrevivência	27
3.3.8 Seleção do Modelo	28
Capítulo IV – Estudo Empírico	29
4.1 Amostra e Dados.....	30
4.2 Procedimento	31
4.3 Resultados e Discussão	34
4.3.1 Eliminação de Efeitos Autorregressivos e de Heteroscedasticidade Condicional	34
4.3.2 Transformação das Séries Temporais dos Retornos Filtrados.....	44
4.3.3 Estimação dos Modelos de Cópulas	46

Capítulo IV – Conclusão	52
Referências bibliográficas	56
Anexos	61
Anexo I – Resultados dos testes Ljung-Box e ARCH sobre os retornos diários e sobre os retornos filtrados dos índices financeiros.....	62

Índice de Figuras

Figura 1- Gráficos das cotações diárias (à esquerda) e dos retornos diários (à direita) dos índices financeiros.....	32
Figura 2 - Gráficos das funções de autocorrelação (1º quadrante), de autocorrelação parcial dos retornos diários (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos diários (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos diários (4º quadrante) do índice S&P500	35
Figura 3 - Gráficos das funções de autocorrelação (1º quadrante), de autocorrelação parcial dos retornos diários (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos diários (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos diários (4º quadrante) do índice ATHEX	35
Figura 4 - Gráficos das funções de autocorrelação (1º quadrante), de autocorrelação parcial dos retornos diários (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos diários (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos diários (4º quadrante) do índice FTSEMIB	36
Figura 5 - Gráficos das funções de autocorrelação (1º quadrante), de autocorrelação parcial dos retornos diários (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos diários (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos diários (4º quadrante) do índice IBEX35.....	36
Figura 6 - Gráficos das funções de autocorrelação (1º quadrante), de autocorrelação parcial dos retornos diários (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos diários (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos diários (4º quadrante) do índice PSI20	37
Figura 7 - Gráficos das funções de autocorrelação (1º quadrante), de autocorrelação parcial dos retornos diários (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos diários (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos diários (4º quadrante) do índice OMXC20	37
Figura 8 - Gráficos das funções de autocorrelação (1º quadrante), de autocorrelação parcial dos retornos diários (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos diários (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos diários (4º quadrante) do índice OMXH25.....	38
Figura 9 - Gráficos das funções de autocorrelação (1º quadrante), de autocorrelação parcial dos retornos diários (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos diários (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos diários (4º quadrante) do índice OMXS30	38
Figura 10 - Gráficos das funções de autocorrelação (1º quadrante), de autocorrelação parcial dos retornos diários (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos diários (3º	

quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos diários (4º quadrante) do índice OsloOBX.....	39
Figura 11 - Gráficos dos resíduos (1º quadrante), das funções de autocorrelação dos retornos filtrados (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos filtrados (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos filtrados (4º quadrante) da estimação do índice S&P500.....	40
Figura 12 - Gráficos dos resíduos (1º quadrante), das funções de autocorrelação dos retornos filtrados (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos filtrados (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos filtrados (4º quadrante) da estimação do índice ATHEX.....	41
Figura 13 - Gráficos dos resíduos (1º quadrante), das funções de autocorrelação dos retornos filtrados (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos filtrados (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos filtrados (4º quadrante) da estimação do índice FTSEMIB	41
Figura 14 - Gráficos dos resíduos (1º quadrante), das funções de autocorrelação dos retornos filtrados (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos filtrados (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos filtrados (4º quadrante) da estimação do índice IBEX35	42
Figura 15 - Gráficos dos resíduos (1º quadrante), das funções de autocorrelação dos retornos filtrados (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos filtrados (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos filtrados (4º quadrante) da estimação do índice PSI20	42
Figura 16 - Gráficos dos resíduos (1º quadrante), das funções de autocorrelação dos retornos filtrados (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos filtrados (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos filtrados (4º quadrante) da estimação do índice OMXC20	43
Figura 17 - Gráficos dos resíduos (1º quadrante), das funções de autocorrelação dos retornos filtrados (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos filtrados (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos filtrados (4º quadrante) da estimação do índice OMXH25	43
Figura 18 - Gráficos dos resíduos (1º quadrante), das funções de autocorrelação dos retornos filtrados (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos filtrados (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos filtrados (4º quadrante) da estimação do índice OMXS30.....	44
Figura 19 - Gráficos dos resíduos (1º quadrante), das funções de autocorrelação dos retornos filtrados (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos filtrados (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos filtrados (4º quadrante) da estimação do índice OsloOBX	44

Índice de Tabelas

Tabela 1 - Resultados da estimação dos modelos ARMA-GARCH.....	40
Tabela 2 - Valores empíricos do coeficiente tau de Kendall para os períodos de pré-crise e crise....	46
Tabela 3 - Estimação dos modelos de cópulas para os índices financeiros do Sul da Europa para o período pré-crise (linha superior) e para o período de crise (linha inferior).....	48
Tabela 4 - Estimação dos modelos de cópulas para os índices financeiros do Norte da Europa para o período pré-crise (linha superior) e para o período de crise (linha inferior).....	49
Tabela 5 - Análise do efeito de contágio financeiro da crise do subprime para os países do Sul e Norte da Europa.....	50
Tabela 6 - Intensidade do efeito de contágio financeiro entre os países nórdicos (A) e os países do Sul da Euroa (B)	51
Tabela 7 – Resultados da estimação dos parâmetros dos modelos ARMA-GARCH.....	62

CAPÍTULO I - INTRODUÇÃO

O início da crise do *subprime* tem como referência o ano 2007 no mercado imobiliário norte-americano e rapidamente se propagou para o mercado financeiro, determinando graves dificuldades em várias instituições bancárias dos Estados Unidos. Esta crise constitui objeto de estudo com grande relevância na literatura, tendo ficado marcada na História como uma das maiores crises financeiras desde a Grande Depressão. Isso justifica-se pela amplitude e pela rapidez com que as consequências desta crise se propagaram a nível mundial. Os mercados financeiros de diversos países colapsaram e, por consequência, várias economias enfrentaram graves recessões, dando origem à crise global financeira.

Devido à forte propagação à escala mundial, a crise norte-americana do *subprime* tornou-se muito relevante no estudo do efeito de contágio financeiro em diversos países. O efeito de contágio financeiro é um fenómeno que tem sido alvo de estudo na área financeira por diversos autores, quer para a crise do *subprime*, como em Horta et al.(2010) e Zorgati et al.(2019), quer para outras crises financeiras, como em Rodriguez (2007) que estudou o efeito de contágio financeiro da crise mexicana de 1994 e da crise asiática de 1997. No entanto, o conceito de contágio financeiro não é unânime ao longo da literatura, existindo diversas definições para este fenómeno. A presente dissertação recorre à abordagem de Forbes e Rigobon (2002), que definem contágio financeiro como um aumento significativo da correlação entre os mercados após a ocorrência de um choque.

Os efeitos da crise do *subprime* rapidamente se fizeram sentir no continente europeu, embora com diferentes intensidades. Os países do sul da Europa, como Portugal, Espanha, Grécia e Itália, enfrentaram graves recessões económicas após a crise financeira norte-americana, não tendo ainda recuperado plenamente. Por outro lado, os países nórdicos, como a Suécia, Dinamarca, Finlândia e Noruega, que representam economias pequenas e mais dependentes de exportações, revelaram superior capacidade de enfrentar e recuperar da crise global financeira emergente da crise norte-americana do *subprime*.

O estudo desta dissertação tem como objetivo analisar a existência de contágio financeiro da crise norte-americana do *subprime* sobre países do sul e do norte da Europa. Mais concretamente, pretende-se estudar se a crise do *subprime* deu origem a um aumento significativo da correlação ou das relações de dependência entre o mercado financeiro norte-americano e os mercados financeiros de Portugal (PSI20), Espanha

(IBEX35), Grécia (ATHEX) e Itália (FTSEMIB), no sul da Europa, e os mercados financeiros da Suécia (OMXS30), Dinamarca (OMX2C0), Finlândia (OMXH25) e Noruega (OsloOBX), no norte da Europa. A análise da existência de contágio financeiro da crise do *subprime* sobre os países identificados recorre ao método de cópulas. Este método é considerado por diversos autores como o método mais adequado para estudar o fenómeno de contágio financeiro (Costinot et al., 2000; Embrechts et al., 2001; Horta et al., 2010; Hu, 2006).

A presente dissertação encontra-se organizada em cinco capítulos. O presente capítulo diz respeito à introdução. Em seguida desenvolve-se o capítulo da revisão da literatura, onde se apresenta uma contextualização da crise do *subprime* e dos seus efeitos no sul e no norte da Europa, bem como evidências empíricas sobre o efeito de contágio financeiro. O terceiro capítulo diz respeito à metodologia utilizada de forma a obter os resultados do estudo, apresentando-se, nomeadamente, os modelos ARMA-GARCH e de cópulas. Em seguida, o quarto capítulo apresenta o estudo empírico, explicando os procedimentos adotados e os resultados obtidos. Finalmente, no quinto capítulo são apresentadas as conclusões.

CAPÍTULO II – REVISÃO DA LITERATURA

2 Revisão da Literatura

2.1 A crise do *Subprime* dos Estados Unidos

A crise do *subprime*, iniciada nos Estados Unidos, ficou para sempre marcada na História, vindo a desencadear a crise global financeira, considerada como uma das mais marcantes desde a Grande Depressão (Brunnermeier, 2009).

No período pré-crise a economia americana vivenciava uma fase de estabilidade associada a taxas de juros de longo prazo extremamente baixas (Mizen, 2008).

Segundo Mizen (2008), o excesso de poupança global suportado em baixas taxas de juro a longo prazo, proveniente de economias industrializadas emergentes, juntamente com o desenvolvimento de produtos financeiros derivados de grande complexidade ou alavancagem e fracos ativos subjacentes baseados em hipotecas *subprime* deram origem ao início da crise. O tradicional modelo bancário, em que os bancos detinham os empréstimos concedidos até serem amortizados foi substituído pelo modelo “*originate and distribute*”, em que os empréstimos são revendidos por securitização (Brunnermeier, 2009). No entanto, a descida inesperada dos preços no mercado imobiliário, em que algumas hipotecas superavam o valor da própria casa, provocou um aumento dos incumprimentos no pagamento das hipotecas (Levitin et al., 2009). Simultaneamente, os investidores que detinham produtos financeiros, tais como MBS (*mortgage-backed securities*), começaram a reavaliar os riscos associados a esses ativos (Mizen, 2008).

Para além dos problemas que se verificavam no mercado imobiliário dos Estados Unidos, outra causa da queda do sistema financeiro foram as notações dadas pelas agências de *rating*. O mercado financeiro de produtos estruturados evoluiu como um mercado “classificado” pelas agências de *rating*, sendo que vários tipos de riscos foram reagrupados de forma a criar vários títulos classificados como “AAA” com rendimentos competitivos. No entanto, existiram falhas das agências, que basearam os seus modelos de risco em suposições irrealistas, ignorando a possibilidade de descida dos preços no mercado imobiliário (Coval et al., 2008). Com a queda do mercado imobiliário, os bancos de *Wall Street* sofreram perdas significativas e as classificações de vários produtos estruturados foram rebaixadas, especialmente as obrigações de dívida garantida compostas por conjuntos de títulos hipotecários, dívidas de cartão de crédito e

empréstimos de automóvel (Coval et al., 2008). Além disso, prevalecia a ideia entre investidores de que os vendedores de produtos como os CDS (*Credit Default Swaps*) eram “grandes demais para falir”, incentivando os detentores destes títulos a emitir mais seguro do que aquilo que conseguiam cobrir (Levitin et al., 2009).

A incerteza quanto ao valor dos produtos estruturados, assim como das potenciais perdas associadas, induziu os bancos a acumular liquidez. Quando surgiu a preocupação quanto ao futuro acesso ao mercado de capitais, as linhas de crédito foram restringidas e os bancos optaram pela acumulação de fundos (Brunnermeier, 2009). Com o setor bancário em queda, surgiu a intervenção das autoridades, através da injeção de liquidez nos mercados financeiros. Contudo, o financiamento de liquidez nas instituições financeiras que se encontravam em falência, como a Northern Rock ou Bear Stearns, não se traduziu na melhor solução (Mizen, 2008). Efetivamente, a injeção de liquidez por parte dos bancos centrais pode não ser eficaz, ou ser menos eficaz, se essa liquidez for retida nos balanços patrimoniais dos bancos, em vez de melhorar o fluxo de crédito entre bancos (Acharya & Merrouche, 2013).

Num contexto de baixas taxas de juro, os maiores ganhos/rendimentos potenciados por instrumentos financeiros mais inovadores e com maior risco atraíram não só investidores americanos como investidores internacionais. Adicionalmente, na sequência de reclassificações por parte das agências de *rating* sobre vários produtos estruturados, os bancos internacionais, como o BNP Paribas, suspenderam alguns fundos de investimento em MBS pela incerteza na avaliação desses ativos (Acharya & Merrouche, 2013).

Desta forma, a evidência empírica sugere a ocorrência de contágio da crise do *subprime* nos mercados americanos para vários mercados internacionais, que se tornou na crise financeira global. “*Contagion is one of the mechanisms by which financial instability becomes so widespread that a crisis reaches systemic dimensions*” (Constâncio, 2012, p. 109).

2.2 A Crise Financeira na Europa

No outro lado do oceano Atlântico rapidamente se sentiram os efeitos do colapso da crise do *subprime*. Várias instituições financeiras europeias começaram a falhar assim

que se iniciou o colapso dos mercados *subprime* nos Estados Unidos, em Agosto de 2007, como o caso do banco IKB Deutsche Industriebank que necessitou de ser resgatado pelo governo alemão. Em Setembro de 2007, o banco Northern Rock teve de recorrer a ajudas financeiras por parte do Banco de Inglaterra, facto que não acontecia no sistema financeiro britânico desde 1986 (Hodson & Quaglia, 2009). A escassez de liquidez provocada pela incerteza e receio de insolvência levaram a que vários bancos europeus se deparassem com graves dificuldades financeiras (Østrup et al., 2009).

Diversos autores sugerem uma forte envolvência por parte da Europa nos produtos financeiros americanos MBS (Hardie & Thompson, 2020; McCauley, 2018). O autor McCauley (2018, p. 40) afirma ainda que “*european banks not only bought risky US mortgage bonds but also manned the production line through their US securities subsidiaries, which were active in packaging and selling such bonds*”. Apesar dessa envolvência da Europa na crise financeira global, nem os diversos países europeus nem o Banco Central Europeu poderiam travar as consequências das ações dos respetivos bancos europeus (Hardie & Thompson, 2020).

Além disso, vários países europeus enfrentavam uma bolha no mercado imobiliário. Em 2007 os preços do mercado imobiliário aumentaram exponencialmente na Irlanda e Dinamarca, tendo vindo a suceder o mesmo em Espanha, França e Holanda (Østrup et al., 2009).

Na segunda metade do ano de 2008, os governos de diversos países da Europa tiveram que socorrer, através de injeções de capital, um grande número de instituições financeiras, como foi no caso de vários bancos na Irlanda, Dinamarca e Suécia (Østrup et al., 2009).

A principal causa de contágio desta crise, iniciada no mercado financeiro americano, deveu-se, essencialmente, à forte integração financeira com os mercados europeus.

2.2.1 Sul da Europa

Segundo Zamora-Kapoor e Coller (2014, p. 1511), “*the South of Europe, in particular, is one of the regions in the world where the consequences of the crisis have become most salient*”. Os choques sentidos no setor financeiro, que implicaram o resgate de diversas instituições financeiras por parte do Estado, afetaram severamente a dinâmica

dos *spreads* soberanos dos países da zona euro. Contudo, o impacto de um setor financeiro enfraquecido foi maior para os países com elevados rácios de dívida pública (*public debt-to-GDP*) (Mody & Sandri, 2011).

De acordo com os autores Caruana e Avdjiev (2012), a estabilidade financeira depende da interação mútua entre os governos e os respetivos bancos, sendo que qualquer falha num dos setores pode potenciar incerteza e graves consequências para a economia. Os autores evidenciam três condições iniciais que catalisam a propagação da crise do setor bancário para a crise soberana. Em primeiro lugar, quando surgiu a crise financeira global os sistemas bancários da maioria das economias desenvolvidas encontravam-se pouco capitalizados e altamente alavancados, tornando-se extremamente vulneráveis aos choques iniciais da crise. Em segundo lugar, grande parte dos governos não detinha suficientes receitas fiscais acumuladas durante o período pré-crise, pelo que não estavam preparados para o choque que atingiu os sistemas financeiros e a consequente queda da atividade económica. Em terceiro lugar, apesar dos benefícios associados à integração financeira global entre os governos e instituições financeiras internacionais, a mesma agravou inevitavelmente a propagação da crise (Caruana & Avdjiev, 2012).

Em 2007, os rácios de dívida pública da Grécia e da Itália eram elevados, tendo-se aproximado de 100% nos anos anteriores (Acharya et al., 2012). Entretanto, Portugal e Espanha apresentavam rácios menores de dívida pública, apesar de se verificar uma tendência de crescimento no caso português (Lane, 2012). Segundo os autores Zamora-Kapoor e Coller (2014), estes quatro países do sul da Europa, em particular, sofreram, simultaneamente, dois tipos distintos de crise: uma crise económica e uma crise política, que não devem ser analisadas de forma isolada. O impacto de um conjunto de adversidades, tais como a recessão interna, a instabilidade no setor bancário, a falta de liquidez e a maior aversão ao risco dos investidores internacionais perfizeram as condições para uma crise de dívida soberana (Lane, 2012). A partir de 2009 estes países necessitaram de recorrer a ajudas financeiras em troca da implementação de políticas de austeridade, tendo consequências severas ao nível da diminuição do papel do Estado na economia, da redução da atividade económica e da subida da taxa de desemprego (Zamora-Kapoor & Coller, 2014).

Segundo os autores Ahmad et al. (2014) vários países do continente europeu, quer da zona euro (como França, Bélgica, Áustria e Alemanha), quer da zona fora do euro

(como Reino Unido, Suécia e Dinamarca) foram afetados pelo efeito de contágio proveniente da crise económica do sul da Europa.

A crise de 2008-2009 iniciou no setor financeiro dos Estados Unidos e propagou-se por toda a Europa. Contudo, a zona euro deparou-se com dois graves problemas no sul da Europa, uma crise financeira global e uma crise de dívida soberana.

2.2.2 Norte da Europa

Os países nórdicos, onde se incluem a Finlândia, Suécia, Islândia, Dinamarca e Noruega, são considerados pequenas economias com uma forte dependência das exportações, sendo por isso mais vulneráveis a flutuações externas (Gylfason et al., 2010). Por isso, seria expectável que estes países fossem severamente afetados pela crise financeira global. No entanto, os países nórdicos (mais concretamente a Finlândia, Suécia e Noruega) apresentavam como fator favorável a experiência, uma vez que no início da década de 90 enfrentaram das maiores crises financeiras e económicas em economias desenvolvidas desde a Segunda Guerra Mundial e, por isso, o impacto da crise financeira global poderá ter sido menor (Gylfason et al., 2010; Honkapohja, 2012). Segundo os autores Berglund e Mäkinen (2019), os bancos daqueles três países foram menos expostos à instabilidade causada pela crise global financeira, face aos restantes bancos europeus, apresentando melhores retornos e maiores rácios de capital.

Toivanen (2009) estimou a possibilidade de contágio no mercado interbancário finlandês durante o período de 2005 a 2007, tendo concluído que, apesar da semelhança na situação operacional dos bancos face à crise da década de 90, seria altamente improvável que uma nova crise se instalasse naquele setor da Finlândia.

O impacto da recessão que assolou a Europa e as medidas para a contrariar foram diferentes entre os países nórdicos, principalmente porque, com a exceção da Finlândia, não pertencem à zona euro, possuindo moedas e bancos centrais independentes (Østrup et al., 2009).

No caso da Suécia, em 2009 registou-se uma queda de 5% do PIB e uma taxa de desemprego acima da média da OCDE. Contudo, o país reunia condições relativamente favoráveis no período pré-crise e o Governo reagiu com precaução, implementando medidas necessárias para a recuperação da economia (Starke et al., 2012). Por outro

lado, a crise financeira global provocou uma desvalorização da moeda sueca (*Krona*), face ao euro, devido ao sentimento de desconfiança e instabilidade para com os restantes mercados financeiros internacionais. No entanto, essa desvalorização contribuiu para incrementar a competitividade na Suécia (Gylfason et al., 2010).

A Dinamarca foi afetada de forma mais severa pela crise de 2008, uma vez que no início desse período o país enfrentava uma bolha no mercado imobiliário que, devido a excessivos empréstimos, provocou o colapso do setor bancário. Consequentemente, foi necessária a intervenção do Governo dinamarquês com ajudas financeiras numa tentativa de resgatar diversos bancos (Toivanen, 2009).

2.3 O Efeito de Contágio Financeiro

Tal como a literatura sugere, a crise do *subprime* propagou-se rapidamente ao nível global, afetando severamente diversos países, através de contágio financeiro. Com a instalação desta crise nos Estados Unidos, os meios de comunicação internacionais foram reportando conseqüentes perdas em várias instituições, tais como, o Crédit Agricole em França, o HSBC no Reino Unido, o CIBC no Canadá e o Deutsche Bank na Alemanha (Horta et al., 2010).

Apesar do efeito de contágio financeiro ser frequentemente alvo de estudo por parte de diversos autores, a sua definição não é consensual na literatura científica. Eichengreen et al. (1996) definem o efeito de contágio como um aumento da probabilidade de ocorrência de uma crise num país correlacionado com a incidência de uma crise noutro país, após serem controlados os efeitos dos fundamentos políticos e económicos. O contágio financeiro tende a propagar-se com maior facilidade entre países que mantêm fortes relações comerciais do que entre países que apresentem semelhanças macroeconómicas (Eichengreen et al., 1996).

Pericoli e Sbracia (2003) apresentam cinco definições de contágio financeiros mais relevantes. Segundo os autores, existe contágio quando (i) se verifica um aumento da probabilidade de ocorrência de uma crise num país devido à existência de uma crise noutro país; (ii) a volatilidade dos preços dos ativos se estende do país em crise para outros países; (iii) a correlação dos preços dos ativos não é impulsionada de forma fundamentada; (iv) aumenta a correlação dos ativos financeiros entre os países; (v) o

mecanismo de transmissão entre países se altera devido a uma crise num dos países, levando alterações nas correlações do preço dos ativos desses países.

Os autores King e Wadhvani (1990) definiram contágio financeiro como um aumento significativo dos coeficientes de correlação dos mercados financeiros internacionais. Contudo, vários autores consideram que esta metodologia, baseada em coeficientes lineares de correlação, pode conduzir a medidas de dependência erradas, devido aos retornos financeiros heteroscedásticos e à natureza simultânea das interações financeiras (Forbes & Rigobon, 2002; Horta et al., 2010b).

Os autores Forbes e Rigobon (2002, p. 2223) definem o contágio financeiro como “*a significant increase in cross-market linkages after a shock to one country (or group of countries)*”. Verificando-se níveis de correlação acentuados entre dois mercados durante um período de estabilidade, caso se mantenha essa característica depois de um choque, então tal facto sugere forte dependência entre as economias, tratando-se por isso de uma situação de interdependência e não de contágio financeiro. De acordo com a definição avançada por Forbes e Rigobon (2002), apenas se trata de contágio financeiro quando se evidencia um aumento significativo da correlação entre os mercados após a ocorrência do choque. Nesta dissertação será adotada esta definição de contágio financeiro, desde logo porque é adotada pela maior parte da literatura recente acerca do tema e, ainda, porque apresenta duas vantagens na análise empírica em causa. Por um lado, simplifica a forma de testar a evidência de contágio financeiro, proporcionando uma estrutura mais simples de definir este conceito e, por outro lado, evita as dificuldades na identificação dos mecanismos de transmissão e a distinção entre os mesmos (Horta et al., 2010).

2.3.1 Evidências Empíricas de Contágio Financeiro

Nesta dissertação pretende-se analisar a evidência de contágio financeiro da crise do *subprime* nos mercados europeus, comparando esse efeito em países do sul da Europa e em países do norte da Europa. Esta secção apresenta alguns estudos relacionados com o contágio financeiro sobre diversos países.

Forbes e Rigobon (2002) testaram a existência de contágio financeiro durante três períodos distintos, a crise asiática de 1997, a crise económica do México em 1994 e o

crash da bolsa nos Estados Unidos em 1987. Para não cometer os erros metodológicos relacionados com os coeficientes lineares de correlação, anteriormente mencionados, os autores recorreram a testes de heteroscedasticidade enviesados com base em coeficientes de correlação corrigidos, concluindo no sentido da inexistência de contágio financeiro, mas sim da existência de interdependência para todos os períodos de crise em análise.

Tentando controlar três níveis de enviesamento, heteroscedasticidade, endogeneidade e variáveis omitidas, Caporale et al. (2005) realizaram uma análise de correlação condicionada, concluindo pela existência de contágio financeiro no este Asiático durante a crise de 1997.

Rodriguez (2007) analisou os retornos diários de cinco índices financeiros do Este Asiático, durante a crise asiática de 1997, e de quatro índices da América Latina, durante a crise mexicana de 1994, aplicando *switching* cópulas, ou seja, estudando as estruturas de dependência através do uso de cópulas com parâmetros que se alteram ao longo do tempo, de acordo com o *Markow switching model*. O autor concluiu pela existência de efeitos de contágio financeiro durante ambos os períodos de crise.

Kao et al., (2018) adotaram o método proposto por Forbes e Rigobon (2002) para testarem o efeito de contágio financeiro em 31 mercados financeiros (mercados do este asiático, mercados emergentes, mercados ocidentais e mercados latino-americanos) durante a crise do *subprime*. Os resultados demonstram a evidência de contágio financeiro nos mercados do este asiático e nos mercados emergentes. No entanto, os autores consideram esse efeito de contágio apenas temporário, sendo que o efeito mais duradouro foi de seis meses no Brasil.

Os autores Kao et al. (2019) também investigaram a existência de contágio financeiro nos mercados de ações internacionais durante a crise do *subprime*. Recorrendo ao teste simétrico de cointegração de Engle-Granger (1987) entre o índice americano S&P500 e 23 mercados financeiros na Ásia, Europa e América, os autores concluíram que não houve evidência de contágio. Atendendo a que a análise tradicional deste teste não tem em consideração as características de assimetria dos mercados financeiros, os autores também aplicaram os modelos econométricos M-TAR - que consiste numa extensão do modelo de Engle-Granger - e LSTR (*logistic smooth transition regression*), cujos resultados evidenciaram a existência de efeitos de contágio entre os mercados

financeiros, especialmente após a falência da Lehman Brothers em 2008. Além disso, os resultados evidenciam que o mercado financeiro chinês não foi afetado pelo mercado americano durante a crise, sugerindo apenas um efeito de interdependência entre os dois países.

Horta et al. (2010) recorreram ao método de cópulas para testar a existência de contágio financeiro da crise do *subprime* nos mercados financeiros pertencentes ao grupo NYSE Euronext, onde se inclui o belga, o francês, o holandês e o português. Os resultados suportam a existência de contágio, sentida com a mesma intensidade na maioria daqueles mercados financeiros.

Através da mesma metodologia, Zorgati et al. (2019) pretenderam estudar o efeito de contágio financeiro da crise do *subprime* em cinco países da América (Brasil, Argentina, México, Canadá e EUA) e em nove países asiáticos (Japão, Hong Kong, Índia, Austrália, Indonésia, Malásia, Coreia, China e Singapura). Os resultados demonstram a existência de contágio nos países do continente americano, assim como na Austrália, Indonésia, Malásia, China e Singapura.

Mohti et al. (2019) analisaram os efeitos de duas crises financeiras, do *subprime* nos Estados Unidos e da dívida soberana na Europa, sobre vários países com mercados financeiros em crescimento da América Latina, Europa, Médio Oriente e Ásia. Os autores aplicaram as metodologias *Detrended Cross Correlation Analysis (DCCA)* e *Detrended Moving Cross Correlation Analysis (DMCA)*, de forma a perceber se as correlações entre os países em estudo e os países de onde provieram as crises (Estados Unidos e Grécia, respetivamente) aumentaram entre o período pré-crise e o período de crise. Os resultados evidenciaram que os países em análise foram afetados por ambas as crises, embora o efeito de contágio tenha sido mais intenso para o caso da crise do *subprime*.

A literatura científica evidencia que os estudos realizados através de diferentes metodologias concluem pela existência de contágio financeiro provocado pela crise do *subprime* em diversos países.

3 Metodologia

Tendo como referência os estudos desenvolvidos pelos autores Horta et al. (2010) e Zorgati et al. (2019), o presente estudo tem como principal objetivo analisar o efeito de contágio financeiro da crise norte-americana do *subprime* sobre os referidos países do sul e do norte da Europa recorrendo à aplicação do método de cópulas, que permite medir a dependência entre variáveis aleatórias. Para isso, o estudo procedeu à estimação de dois tipos de modelos, os modelos ARMA-GARCH e os modelos de cópulas que serão brevemente explicados neste capítulo.

3.1 Efeito ARCH

Geralmente, as séries temporais de dados financeiros, tais como as utilizadas neste estudo, exibem um comportamento denominado por “*volatility clustering*”, ou seja, exibem períodos de baixa volatilidade e períodos de alta volatilidade. Quando isso se verifica há presença de heteroscedasticidade condicional autorregressiva. Para que seja possível modelizar as séries financeiras que apresentam este comportamento é necessário recorrer a momentos de ordem superior aos utilizados pelos modelos ARIMA (com momentos apenas até à 2ª ordem). Assim, surgem os modelos heteroscedásticos que apresentam uma variância condicionada aleatória e permitem estimar e realizar previsões acerca da volatilidade, sendo extremamente relevantes no estudo de séries temporais financeiras que apresentam, geralmente, diferentes variações no seu comportamento ao longo do tempo.

De forma a tratar a volatilidade das séries temporais, Engle (1982) propôs o primeiro modelo heteroscedástico, designado por modelo ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*), que modeliza a variação do quadrado da volatilidade como uma média móvel das observações passadas da série temporal.

O modelo ARCH de ordem p é dado por:

$$\varepsilon_t = \sigma_t w_t \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (2)$$

onde σ_t é uma sequência não negativa de variáveis aleatórias, w_t é uma sequência de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas (iid) com média nula e variância igual a um e os parâmetros α_i devem satisfazer um conjunto de condições ($\alpha_0 > 0$ e $\alpha_i \geq 0$, $i = 1, \dots, p$) de modo a que a variância condicional σ_t^2 seja não negativa. Se σ_t for constante ao longo do tempo então ε_t é um ruído branco.

Contudo, o modelo ARCH apresenta uma desvantagem, uma vez que para tratar o problema da volatilidade pode ser necessário um valor elevado do *lag* p e, conseqüentemente, um elevado número de parâmetros a serem estimados (Ghani & Rahim, 2019).

3.1.1 Testes de Detecção do Efeito ARCH

Antes de se proceder à estimação dos modelos heteroscedásticos é necessário confirmar a presença deste efeito na série temporal. Existem diversas formas de testar a existência de heteroscedasticidade condicional autorregressiva. Recorrendo às funções de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP) amostrais da série temporal e do seu quadrado é possível obter uma primeira indicação sobre a presença (ou não) do efeito ARCH e, ainda, auxílio na identificação da ordem do processo ARCH. A análise da FAC e da FACP da série temporal permite detetar a existência (ou não) de autocorrelação. A identificação de “picos” estatisticamente significativos na FAC e FACP do quadrado da série temporal revela a existência de alguma dependência, e conseqüentemente, presença de efeito ARCH. Contudo, a análise das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial consiste numa metodologia que deve ser utilizada apenas como primeiro auxílio à identificação do efeito ARCH e da ordem possível para o modelo, devendo a identificação ser confirmada, posteriormente, através da realização de testes de hipóteses.

O teste Ljung-Box é um teste de hipóteses que permite averiguar se um conjunto de autocorrelações de uma série temporal difere significativamente de zero. Este teste de hipóteses tem por base a estatística-Q modificada, dada pela expressão:

$$Q = n(n + 2) \sum_{k=1}^p \frac{\hat{\rho}_k^2}{n - k} \quad (3)$$

onde n é o número de observações da série temporal, $\hat{\rho}_k$ corresponde ao valor da função de autocorrelação amostral da série para o *lag* k e p representa o número de *lags* considerados no teste. A hipótese nula é $H_0: \rho_1 = \dots = \rho_p = 0$ e a regra de decisão consiste em rejeitar a hipótese nula caso o valor observado da estatística teste, para um nível de significância α , seja $Q > \chi_p^2(\alpha)$, onde $\chi_p^2(\alpha)$ corresponde ao percentil $100(1 - \alpha)\%$ da distribuição χ_p^2 . A rejeição da hipótese nula permite confirmar a existência do efeito ARCH na série temporal.

Outro teste de hipóteses, também utilizado no presente estudo, foi desenvolvido por Robert Engle (1982) para testar a presença do efeito ARCH, considerando a regressão do quadrado dos valores da série, ε_t^2 , sobre p dos seus valores desfasados:

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + a_t \quad (4)$$

A hipótese nula é $H_0: \alpha_1 = \dots = \alpha_p = 0$, sendo que a rejeição confirma a presença do efeito ARCH. Na aplicação deste teste utiliza-se a estatística de teste $(n - p)R^2$ que segue uma distribuição assintótica χ_p^2 , onde R^2 é o coeficiente de determinação da regressão, desde que ε_t seja iid e tenha uma distribuição $N \sim (0, \sigma^2)$. Para um nível de significância α rejeita-se a hipótese nula se o valor observado da estatística teste $(n - p)R^2 > \chi_p^2(\alpha)$, onde $\chi_p^2(\alpha)$ corresponde ao percentil $100(1 - \alpha)\%$ da distribuição χ_p^2 .

3.2 Modelo ARMA-GARCH

No intuito de contornar as limitações do modelo ARCH, Bollerslev (1986) propôs o modelo GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) como uma extensão do modelo ARCH, permitindo a utilização de menos parâmetros. Este modelo considera a variância condicionada do processo de erro dependente não só das observações passadas, mas também dependente das variâncias condicionadas passadas. O modelo GARCH(p, q) é dado pela expressão:

$$\sigma_t^2 = w + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (5)$$

onde $w > 0$, $\alpha_i \geq 0$ ($i = 1, \dots, p$) e $\beta_j \geq 0$ ($j = 1, \dots, q$). Quando $q = 0$ o modelo reduz-se a um modelo ARCH de ordem p . Este modelo é mais prático do que um modelo ARCH de ordem elevada, apresentando maior estabilidade na estimação.

Para o presente estudo utilizou-se uma extensão do modelo GARCH, o modelo ARMA-GARCH, que resulta da combinação do modelo de séries temporais ARMA com o termo do erro da série seguindo um modelo GARCH. A aplicação do modelo ARMA-GARCH prende-se com a utilização de um modelo ARMA, que permite modelizar uma série temporal linear, com um modelo GARCH, que permite modelizar a não linearidade dos resíduos da série. A utilização do modelo ARMA-GARCH representa um contributo deste estudo, uma vez que é feita a estimação conjunta dos dois modelos, o que confere maior credibilidade aos resultados das séries de retornos filtrados e corrigidos, ao contrário de outros estudos que procedem à estimação separada do modelo ARMA e do modelo GARCH.

O modelo ARMA consiste na combinação do modelo autorregressivo $AR(m)$ e do modelo de médias móveis $MA(n)$, onde m é o número de termos autorregressivos, que correspondem a defasamentos da série, e n é o número de termos de média móvel, que correspondem a defasamentos dos erros aleatórios. O modelo autorregressivo de ordem m , denominado como $AR(m)$ e o modelo de médias móveis de ordem n , denominado como $MA(n)$ podem ser expressos da seguinte forma, respetivamente:

$$\mathbf{AR}(m) \quad y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_m y_{t-m} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\mathbf{MA}(n) \quad y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_n \varepsilon_{t-n} \quad (7)$$

onde ε_t é o termo de perturbação com $E(\varepsilon_t) = 0$ e $\text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2$.

Assim, o modelo $ARMA(m,n)$ é dado pela expressão:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^m \phi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \theta_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t \quad (8)$$

onde y_t é uma série temporal, μ é o termo constante, ϕ_i são os parâmetros das componentes autorregressivas, θ_j são os parâmetros das componentes de média móvel e ε_t é ruído branco. As ordens m e n são valores inteiros e positivos.

No entanto, os modelos ARMA não consideram a variância condicional, i.e., consideram a variância constante ao longo do tempo, pelo que, por si só, não permitem resolver o problema da volatilidade intrínseca às séries temporais financeiras. Por isso, no presente estudo estimam-se os modelos ARMA-GARCH de forma a corrigir os efeitos de autorregressão e heteroscedasticidade condicional. Assim, este modelo divide-se em duas partes com a equação da média condicional da série e com a equação da variância condicional da série:

- i. a equação da média condicional segue o modelo ARMA(m,n) expressa em (8);
- ii. a equação da variância condicional segue o modelo GARCH(p,q) expressa em (5).

Após a estimação dos modelos ARMA-GARCH, a escolha do modelo mais adequado pode ser feita através do critério de informação de Akaike dado por:

$$AIC = 2k - 2\ln(L) \quad (9)$$

onde L é o valor da função de verossimilhança obtido na estimação dos parâmetros e k é o número de parâmetros estimados. O modelo ARMA-GARCH com o menor valor de AIC é selecionado como o modelo mais adequado para a série temporal.

3.3 Modelo de Cópulas

Diversos autores sugerem que o método de cópulas é o método mais adequado para estudar o fenómeno de contágio financeiro, ou de dependência financeira (Costinot et al., 2000; Embrechts et al., 2001; Horta et al., 2010; Hu, 2006). Além disso, “*copulas provide a natural way to study and measure dependence between random variables*” (Embrechts et al., 2001, p. 9).

Apesar da correlação linear de Pearson ser frequentemente utilizada para estudar a dependência entre variáveis, esta estatística pode obter resultados enviesados, uma vez que apenas permite medir o nível de dependência e não a estrutura dessa dependência (Hu, 2006). A estatística é muito popular devido à facilidade de cálculo da correlação e de ser uma medida de dependência em distribuições elípticas. Contudo, a maioria das variáveis aleatórias não têm, conjuntamente, distribuições elípticas, pelo que, em algumas situações, a aplicação do método de correlação linear pode levar a conclusões enviesadas (Embrechts et al., 2001).

Os modelos de cópulas proporcionam a função de conectar as distribuições marginais das variáveis de forma a obter a distribuição conjunta, sendo por isso uma ferramenta para estudar o nível e a estrutura da dependência, ou neste caso, do contágio financeiro (Hu, 2006). Uma cópula pode ser definida como uma função de distribuição multivariada em $[0,1]^n$ com distribuições marginais uniformes no intervalo $[0,1]$ (Boubaker & Salma, 2011; Embrechts et al., 2001). O presente estudo foca-se no caso das cópulas bivariadas, devido à maior facilidade de tratamento e melhor adequação ao caso de estudo, já que a crise do *subprime* se desencadeou no mercado financeiro norte-americano e interessa apenas analisar a dependência entre o seu índice e os índices financeiros europeus anteriormente referidos.

3.3.1 Teorema de Sklar (1959)

O Teorema de Sklar (1959) é muito importante no estudo das cópulas, afirmando que se X e Y são duas variáveis aleatórias com distribuição conjunta dada por $F(x, y) = P(X \geq x, Y \geq y)$ e funções de distribuição marginais $F(x) = P(X \geq x)$ e $G(y) = P(Y \geq y)$, então existe uma cópula C tal que:

$$F(x, y) = C(F(x), G(y)) \quad (10)$$

Se X e Y são variáveis contínuas, então a cópula C é única e neste caso permite separar as distribuições marginais da estrutura de dependência, a qual é representada pela cópula. Caso não sejam variáveis contínuas, então não é possível concluir que a cópula C é única.

3.3.2 Limites de Fréchet-Hoeffding

Sejam X e Y variáveis aleatórias com cópula C , estas são independentes se e só se $C = \Pi$, onde $\Pi(u, v) = uv$ e $u, v \in [0,1]$. Para que Y seja uma função de X , então a cópula C tem que estar entre dois limites, denominados os limites de Fréchet-Hoeffding:

$$FW(u, v) = \max(0, u + v - 1) \quad \text{ou} \quad M(u, v) = \min(u, v) \quad (11)$$

Quando C é igual a W , então Y é uma função decrescente de X , enquanto que quando C é igual a M , então Y é função crescente de X (Genest & Favre, 2007). Assim, uma cópula C representa o modelo da estrutura de dependência que se encontra entre os dois extremos seguintes:

$$W(u, v) \leq C(u, v) \leq M(u, v), \quad (u, v) \in [0,1] \quad (12)$$

3.3.3 Tau de Kendall

De forma a medir a dependência entre duas variáveis, para além da tradicional correlação linear de Pearson, existem duas importantes medidas de concordância, tais como os coeficientes de correlação tau de Kendall (τ) e rho de Spearman (ρ). As medidas de concordância permitem ultrapassar algumas limitações da correlação linear, uma vez que são medidas invariantes a transformações estritamente crescentes das variáveis aleatórias. O presente estudo apenas analisa os valores do tau de Kendall.

Para um vetor aleatório $(X, Y)^T$, o valor empírico do coeficiente de tau de Kendall é dado pela expressão:

$$\tau(X, Y) = P[(X - \tilde{X})(Y - \tilde{Y}) > 0] - P[(X - \tilde{X})(Y - \tilde{Y}) < 0] \quad (13)$$

onde $(\tilde{X}, \tilde{Y})^T$ representa uma cópia independente de $(X, Y)^T$. Assim, é possível perceber que o valor empírico de tau de Kendall pode ser definido como a probabilidade de concordância subtraída da probabilidade de discordância (Embrechts et al., 2001). Além disso, o coeficiente de tau de Kendall é uma medida de dependência que pode ser útil na estimação do parâmetro da cópula, podendo expressar-se em função da cópula:

$$\tau(X, Y) = Q(C, C) = 4 \iint_{[0,1]^2} C(u, v) dC(u, v) - 1 \quad (14)$$

Neste caso, o coeficiente tau de Kendall permite comparar estruturas de dependência quando as cópulas estimadas são diferentes e, por isso, os parâmetros de dependência obtidos pela estimação das cópulas não são comparáveis (Horta et al., 2010).

3.3.4 Dependência na Cauda

O conceito de dependência na cauda é extremamente relevante no estudo da dependência entre valores extremos e está relacionado com a dependência existente nos limites inferior e superior de uma distribuição (Embrechts et al., 2001). Os coeficientes de dependência na cauda (λ_u, λ_l) permitem medir a probabilidade de uma variável atingir um valor extremo quando a outra variável já o atingiu. Assim, estes coeficientes podem ser utilizados para avaliar a probabilidade de ocorrer um *crash* dos mercados, verificando o coeficiente de dependência no limite inferior (λ_l) , ou de ocorrer um *boom* dos mercados, verificando o coeficiente de dependência no limite superior (λ_u) (Horta et al., 2010).

Sejam X e Y variáveis aleatórias com funções de distribuição F e G , respetivamente, os coeficientes de dependência no limite superior (λ_u) e no limite inferior (λ_l) de X e Y são dados pelas expressões:

$$\lambda_u = \lim_{u \rightarrow 1^-} P[Y > G^{-1}(u) | X > F^{-1}(u)] \quad (15)$$

$$\lambda_l = \lim_{u \rightarrow 0^+} P[Y \leq G^{-1}(u) | X \leq F^{-1}(u)] \quad (16)$$

Os coeficientes $\lambda_u, \lambda_l \in [0,1]$ e são invariantes para as transformações estritamente crescentes das variáveis aleatórias. Se $\lambda_u \in]0,1]$ então X e Y são assintoticamente correlacionados no limite superior da distribuição, enquanto que se $\lambda_u = 0$ então X e Y são assintoticamente independentes no limite superior. Se $\lambda_l \in]0,1]$ então X e Y são assintoticamente correlacionados no limite inferior da distribuição, enquanto que se $\lambda_l = 0$ então X e Y são assintoticamente independentes no limite inferior.

Adicionalmente, os coeficientes de dependência na cauda podem ser definidos em função de uma cópula C . Assim, sendo X e Y variáveis aleatórias com função distribuição $F(x)$ e $G(y)$, respetivamente, e função de distribuição conjunta dada pela cópula C , então λ_u e λ_l podem ser dados pelas expressões:

$$\lambda_u = \lim_{u \rightarrow 1} \frac{1 - 2u + C(u, u)}{1 - u} \quad (17)$$

$$\lambda_l = \lim_{u \rightarrow 0} \frac{C(u, u)}{u} \quad (18)$$

3.3.5 Cópulas Elípticas

As cópulas elípticas são simplesmente cópulas que derivam de distribuições elípticas através do Teorema de Sklar. As distribuições elípticas, além de partilharem um conjunto de propriedades da distribuição normal multivariada, permitem ainda modelizar eventos extremos e dependências diferentes da distribuição normal (Embrechts et al., 2001). No presente estudo são estimadas duas das cópulas elípticas mais relevantes: a cópula Gaussiana e a cópula t-Student.

3.3.5.1 Cópula Gaussiana

A cópula Gaussiana é dada pela expressão:

$$(u) = \Phi_R^n(\Phi^{-1}(u_1), \dots, \Phi^{-1}(u_n)) \quad (19)$$

onde Φ_R^n representa a distribuição conjunta da função de distribuição normal multivariada com a matriz de correlação linear R e Φ^{-1} representa a inversa da função de distribuição normal univariada. A expressão para o caso bivariado da cópula Gaussiana pode ser dada pela expressão:

$$C(u_1, u_2; \rho) = \Phi_2(\Phi^{-1}(u_1), \Phi^{-1}(u_2); \rho) \quad (20)$$

onde Φ^{-1} representa a inversa da função de distribuição $N(0,1)$ e Φ_2 representa a função de distribuição normal bivariada com média igual a zero, variância igual a um e coeficiente de correlação igual a ρ (Czado, 2019).

A cópula Gaussiana não tem dependência no limite superior da distribuição (Embrechts et al., 2001). Uma vez que as distribuições elípticas são radialmente simétricas, o coeficiente de dependência do limite superior e inferior são iguais, pelo que a cópula Gaussiana é independente em ambos os limites da distribuição.

3.3.5.2 Cópula t-Student

A cópula t-Student é dada pela expressão:

$$C_{v,R}^t(u) = t_{v,R}^n(t_v^{-1}(u_1), \dots, t_v^{-1}(u_n)) \quad (21)$$

onde $t_{v,R}^n$ representa a distribuição t-Student multivariada, t_v^{-1} representa a inversa da distribuição t-Student com v graus de liberdade e $R_{ij} = \Sigma_{ij}/\sqrt{\Sigma_{ii}\Sigma_{jj}}$.

Devido à simetria da distribuição ($\bar{t}_{v+1}(x) = 1 - t_{v+1}(x)$), os coeficientes de dependência dos limites superior e inferior da cópula t-Student são iguais e podem ser expressos por:

$$\lambda = 2\bar{t}_{v+1} \frac{\sqrt{v+1}\sqrt{1-R_{12}}}{\sqrt{1+R_{12}}} \quad (22)$$

A expressão anterior mostra que o coeficiente de dependência na cauda é crescente com R_{12} e decrescente em v . Quando v tende para infinito, o coeficiente tende para zero e a cópula t-Student aproxima-se de uma cópula Gaussiana, que é independente nos limites da distribuição (Embrechts et al., 2001).

3.3.6 Cópulas Arquimedianas

As cópulas elípticas apresentam algumas limitações, uma vez que estão restritas a variáveis aleatórias onde se possa assumir simetria e que não podem ser representadas de forma explícita. As cópulas arquimedianas permitem uma grande variedade de estruturas de dependência e, ao contrário das cópulas elípticas, além de poderem ser expressas de forma explícita, não derivam diretamente do Teorema de Sklar (Embrechts et al., 2001). No presente estudo são estimados três tipos de cópulas arquimedianas bivariadas: as cópulas Clayton, Gumbel e Frank.

Seja φ uma função contínua e estritamente decrescente de $[0,1]$ em $[0,\infty]$, tal que $\varphi(1) = 0$. A função pseudo-inversa de φ corresponde a $\varphi^{[-1]}: [0,1] \rightarrow [0,\infty]$ e é expressa por:

$$\varphi^{[-1]}(t) = \begin{cases} \varphi^{-1}(t), & 0 \leq t \leq \varphi(0) \\ 0, & \varphi(0) \leq t \leq \infty \end{cases} \quad (23)$$

onde a função $\varphi^{[-1]}(t)$ é contínua e decrescente em $[0, \infty]$, e estritamente decrescente em $[0, \varphi(0)]$. Assim, se $\varphi(0) = \infty$, então $\varphi^{[-1]}(t) = \varphi^{-1}(t)$.

Sendo C uma função de $[0,1]^2$ em $[0,1]$ pode ser expressa por:

$$C(u, v) = \varphi^{[-1]}(\varphi(u) + \varphi(v)) \quad (24)$$

C é considerada uma cópula se e só se φ for convexa, sendo φ denominado como gerador da cópula. Se $\varphi(0) = \infty$, então pode-se dizer que φ é um gerador estrito (Embrechts et al., 2001).

Seja C uma cópula arquimediana bivariada com gerador φ , então apresenta as seguintes propriedades:

1. C é uma função simétrica, ou seja, $C(u, v) = C(v, u)$ para todo $u, v \in [0,1]$;
2. C é uma função associativa, ou seja, $C(C(u, v), w) = C(u, C(v, w))$ para todo $u, v, w \in [0,1]$.

3.3.6.1 Cópula Clayton

Sendo $\varphi(t) = (t^{-\theta} - 1) / \theta$ e $\theta \in [-1, \infty) \setminus \{0\}$, a cópula Clayton pode expressa por:

$$C_{\theta}(u, v) = \max([u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1]^{-1/\theta}, 0) \quad (25)$$

No caso de $\theta > 0$, então a cópula diz-se estrita e a sua expressão pode ser simplificada do modo:

$$C_{\theta}(u, v) = (u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1)^{-1/\theta} \quad (26)$$

Relembrando os limites de Fréchet-Hoeffding acima mencionados, o limite inferior é dado por $W(u, v) = \max(0, u + v - 1)$. Assim, a cópula Clayton apresenta dependência no limite inferior da distribuição para $\theta > 0$ e $C_{-1} = W, \lim_{\theta \rightarrow 0} C_{\theta} = \Pi, \lim_{\theta \rightarrow \infty} C_{\theta} = M$ (Embrechts et al., 2001).

A cópula Clayton não tem em consideração dependência negativa, sendo bastante utilizada em estudos sobre riscos correlacionados pelo facto de apresentar forte dependência no limite inferior da distribuição (Trivedi & Zimmer, 2007).

3.3.6.2 Cópula Gumbel

Sendo $\varphi(t) = (-\ln t)^\theta$ e $\theta \geq 1$, então $\varphi(t)$ é contínua e $\varphi(1) = 0$. A função φ é uma função estritamente decrescente de $[0,1]$ para $[0, \infty]$, já que $\varphi'(t) = -\theta(-\ln t)^{\theta-1} \frac{1}{t}$, e é convexa, já que $\varphi''(t) \geq 0$ em $[0,1]$. Adicionalmente, $\varphi(0) = \infty$, pelo que φ é um gerador estrito. Assim, a cópula Gumbel é expressa por:

$$C_\theta(u, v) = \varphi^{-1}(\varphi(u) + \varphi(v)) = \exp(-[(-\ln u)^\theta + (-\ln v)^\theta]^{1/\theta}) \quad (27)$$

A cópula Gumbel apresenta dependência no limite superior da distribuição, dado que $C_1 = \Pi$ e $\lim_{\theta \rightarrow \infty} C_\theta = M$, atendendo aos limites de Fréchet-Hoeffding $\Pi(u, v) = uv$ e $M(u, v) = \min(u, v)$ anteriormente referidos.

De forma semelhante à cópula Clayton, a cópula Gumbel também não tem em consideração dependência negativa. No entanto, contrariamente à cópula Clayton, a cópula Gumbel apresenta forte dependência no limite superior da distribuição e fraca dependência no limite inferior, ou seja, os resultados estão fortemente correlacionados para valores elevados e menos correlacionados para valores relativamente reduzidos (Trivedi & Zimmer, 2007).

3.3.6.3 Cópula Frank

Atendendo a que $\varphi(t) = -\ln \frac{e^{-\theta t} - 1}{e^{-\theta} - 1}$ e que $\theta \in \mathbb{R} \setminus \{0\}$, a cópula Frank pode ser expressa por:

$$C_\theta(u, v) = -\frac{1}{\theta} \ln \left(1 + \frac{(e^{-\theta u} - 1)(e^{-\theta v} - 1)}{e^{-\theta} - 1} \right) \quad (28)$$

A cópula Frank é uma cópula estritamente arquimediana com $\lim_{\theta \rightarrow -\infty} C_\theta = W$, $\lim_{\theta \rightarrow 0} C_\theta = \Pi$ e $\lim_{\theta \rightarrow \infty} C_\theta = M$. Além disso, a cópula Frank é a única cópula arquimediana que satisfaz a equação de simetria radial $C(u, v) = \hat{C}(u, v)$ (Embrechts et al., 2001). Por isso, a cópula Frank tem em consideração, quer dependência negativa quer dependência positiva.

Ainda assim, quando comparada com outras cópulas simétricas, como a Gaussiana, a cópula de Frank revela valores relativamente fracos de dependência nos limites da distribuição, pelo que é mais utilizada em séries com fraca dependência nesses limites (Trivedi & Zimmer, 2007).

3.3.7 Cópulas de Sobrevivência

As cópulas de sobrevivência, ou cópulas de rotação, aplicam-se em situações de dependência assimétrica. No presente estudo, além das cópulas anteriormente referidas, são estimados dois tipos de cópulas de sobrevivência: a cópula Survival Clayton e a cópula Survival Gumbel.

Conforme indicado anteriormente, uma característica das cópulas é o facto de não se alterarem perante transformações estritamente monótonas das variáveis aleatórias, onde F e G são distribuições marginais contínuas (Embrechts et al., 2001). Assim, sendo X e Y variáveis aleatórias contínuas com a cópula C_{XY} e distribuições marginais $u, v \in I$, tal que $u = F(x)$ e $v = G(y)$, e sendo α e β estritamente monótonas nos intervalos (*range*) das funções $\text{Ran}(X)$ e $\text{Ran}(Y)$, respetivamente, tem-se que:

- i. Se α e β são estritamente crescentes, então $C_{\alpha(X)\beta(Y)}(u, v) = C_{XY}(u, v)$ e C_{XY} é invariante em transformações de X e Y estritamente crescentes;
- ii. Se α é estritamente crescente e β é estritamente decrescente, então $C_{\alpha(X)\beta(Y)}(u, v) = u - C_{XY}(u, 1 - v)$;
- iii. Se α é estritamente decrescente e β é estritamente crescente, então $C_{\alpha(X)\beta(Y)}(u, v) = v - C_{XY}(1 - u, v)$;
- iv. Se α e β são estritamente decrescentes, então $C_{\alpha(X)\beta(Y)}(u, v) = u + v - 1 + C_{XY}(1 - u, 1 - v)$.

Assim, a cópula de sobrevivência de uma cópula C de duas variáveis aleatórias pode ser expressa por:

$$\hat{C}(u, v) = u + v - 1 + C(1 - u, 1 - v) \quad (29)$$

e a função de sobrevivência conjunta de duas variáveis aleatórias, cuja distribuição conjunta é dada por C , pode ser expressa por:

$$\bar{C}(u, v) = 1 - u - v + C(u, v) = \hat{C}(1 - u, 1 - v) \quad (30)$$

Supondo que às distribuições marginais u, v corresponde uma cópula Gumbel, então as distribuições $1 - u$ e $1 - v$ têm uma cópula Survival Gumbel, ou seja, apresentam uma forte dependência no limite inferior da distribuição e não no limite superior (Manner, 2007). É importante realçar que, apesar das cópulas de sobrevivência surgirem das cópulas arquimedianas, não são consideradas como tal (Manner, 2007).

Entretanto, a cópula Survival Clayton é expressa por:

$$\bar{C}_\alpha(u, v) = u + v + ((1 - u)^{-\alpha} + (1 - v)^{-\alpha} - 1)^{-\frac{1}{\alpha}} \quad \text{sendo } \alpha > 0 \quad (31)$$

e a cópula Survival Gumbel expressa por:

$$\bar{C}_\alpha(u, v) = u + v - 1 + \exp\left\{-\left((-\log(1 - u))^\alpha + (-\log(1 - v))^\alpha\right)^{\frac{1}{\alpha}}\right\} \quad \text{sendo } \alpha \geq 1 \quad (32)$$

3.3.8 Seleção do Modelo

Existem diversos critérios para selecionar o modelo de cópula mais adequado. No presente estudo, à semelhança do procedimento de seleção dos modelos ARMA-GARCH, utiliza-se o critério de informação de Akaike (AIC). O modelo de cópula com o menor valor AIC é selecionado como o modelo mais adequado, sendo que o critério AIC pode assentar na expressão:

$$AIC = 2k - 2\ln(L) \quad (33)$$

onde L é o valor obtido da função de verossimilhança na estimativa dos parâmetros e k é o número de parâmetros estimados.

CAPÍTULO IV – ESTUDO EMPÍRICO

4 Estudo Empírico

No contexto da revisão de literatura desenvolvida no Capítulo II foi perceptível que a crise do *subprime*, iniciada nos mercados financeiros dos Estados Unidos, rapidamente se propagou ao nível global. A presente dissertação tem por objetivo analisar o efeito de contágio financeiro da crise do *subprime*, nomeadamente a sua intensidade, sobre os referidos países do sul e do norte da Europa.

4.1 Amostra e Dados

No presente estudo foram utilizados os retornos diários de nove índices financeiros divididos por três grupos. Primeiramente, sendo o país originário da crise do *subprime*, considerou-se o índice acionista americano S&P500 como referência para analisar a dependência dos mercados financeiros europeus durante o período de crise. De seguida, consideraram-se quatro índices acionistas de países do sul da Europa – Portugal (PSI20), Espanha (IBEX35), Grécia (ATHEX) e Itália (FTSEMIB) – e quatro índices acionistas de países do norte da Europa – Finlândia (OMXH25), Noruega (Oslo OBX), Dinamarca (OMXC20) e Suécia (OMXS30). As cotações diárias de cada índice financeiro foram obtidas na plataforma Reuters e os respetivos retornos diários foram calculados pela expressão:

$$retorno_{dia\ i} = \frac{\text{índice}_{dia\ i} - \text{índice}_{dia\ i-1}}{\text{índice}_{i-1}} \quad (34)$$

Para os dias feriados, em que não existiram cotações, assume-se a mesma cotação obtida pelo índice no último dia anterior.

A análise do efeito de contágio financeiro da crise do *subprime* sobre os referidos países europeus considerou um período temporal de vinte anos para todos os índices, compreendido entre 1 de Janeiro de 2003 e 31 de Dezembro de 2013. Seguindo a proposta de investigação de Horta et al. (2010), assumiu-se o início da crise do *subprime* em 1 de Agosto de 2007. Assim, o presente estudo divide o período total em dois sub-períodos: o período pré-crise, de 1 de Janeiro de 2003 a 31 de Julho de 2007, e o período de crise, de 1 de Agosto de 2007 a 31 de Dezembro de 2013.

4.2 Procedimento

Tendo por referência os estudos de Horta et al. (2010) e Zorgati et al. (2019), a análise do efeito de contágio financeiro da crise do *subprime* sobre os referidos países do sul e do norte da Europa recorre à aplicação do método de cópulas. O procedimento metodológico subjacente consiste em quatro fases:

1. Definir as séries temporais dos retornos dos índices financeiros e remover os efeitos autorregressivos e de heteroscedasticidade condicional, através da aplicação de modelos ARMA-GARCH, para obter os retornos filtrados;
2. Dividir cada série de retornos filtrados (obtida na fase anterior) em dois períodos, o período pré-crise e o período de crise, conforme definidos anteriormente. Para cada período, os dados dos retornos filtrados de cada índice acionista são transformados em margens uniformes;
3. Obter os valores empíricos do coeficiente tau de Kendall e estimar as cópulas para os dois períodos de cada índice financeiro, através das distribuições uniformes obtidas na fase anterior;
4. Selecionar a cópula mais adequada e retirar as conclusões sobre as hipóteses de existência de contágio financeiro entre os índices europeus e o índice americano durante a crise do *subprime*.

A Figura 1 representa as cotações diárias e os retornos diários dos índices acionistas dos referidos países do sul da Europa e do norte da Europa durante o período em causa.

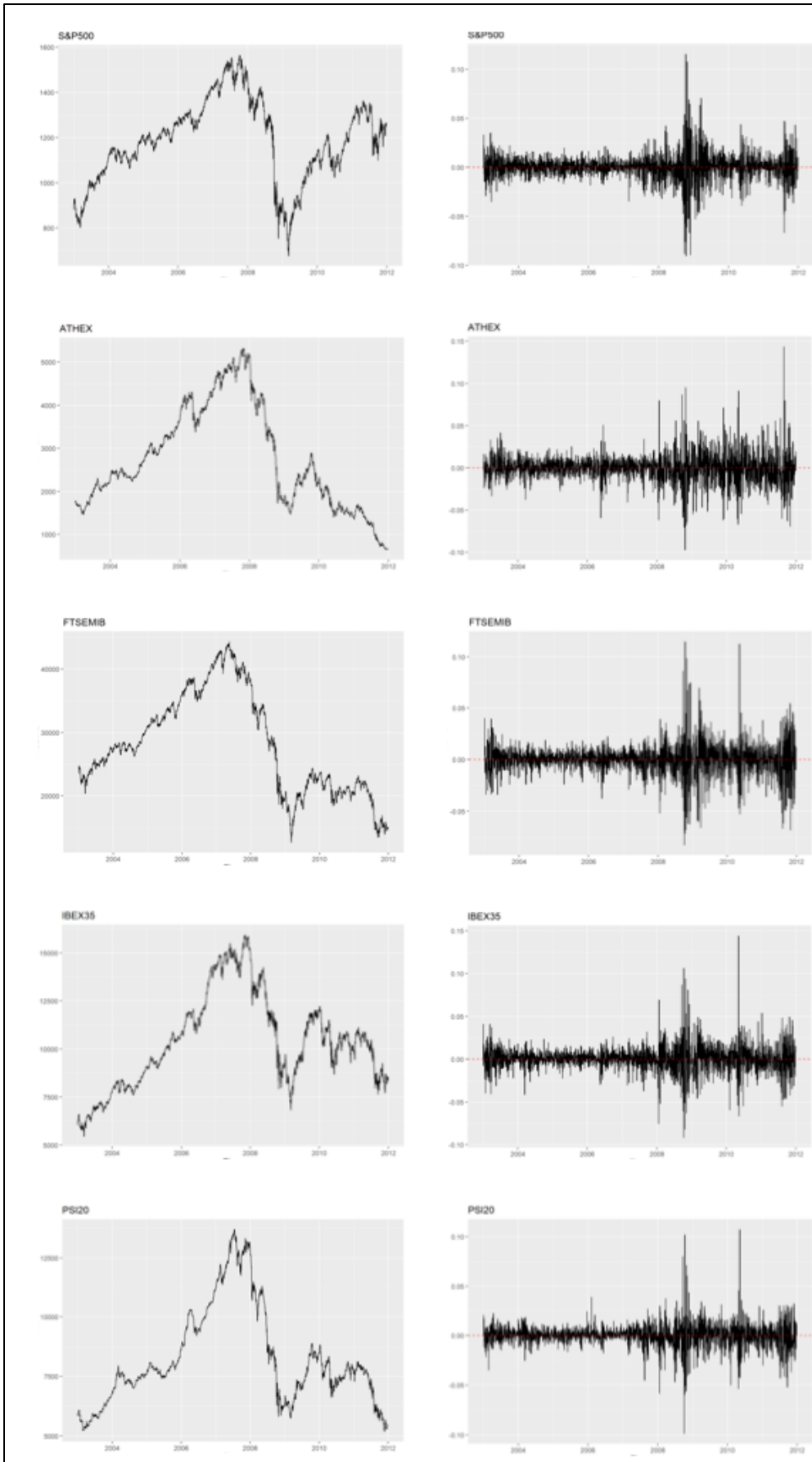


Figura 1- Gráficos das cotações diárias (à esquerda) e dos retornos diários (à direita) dos índices financeiros.

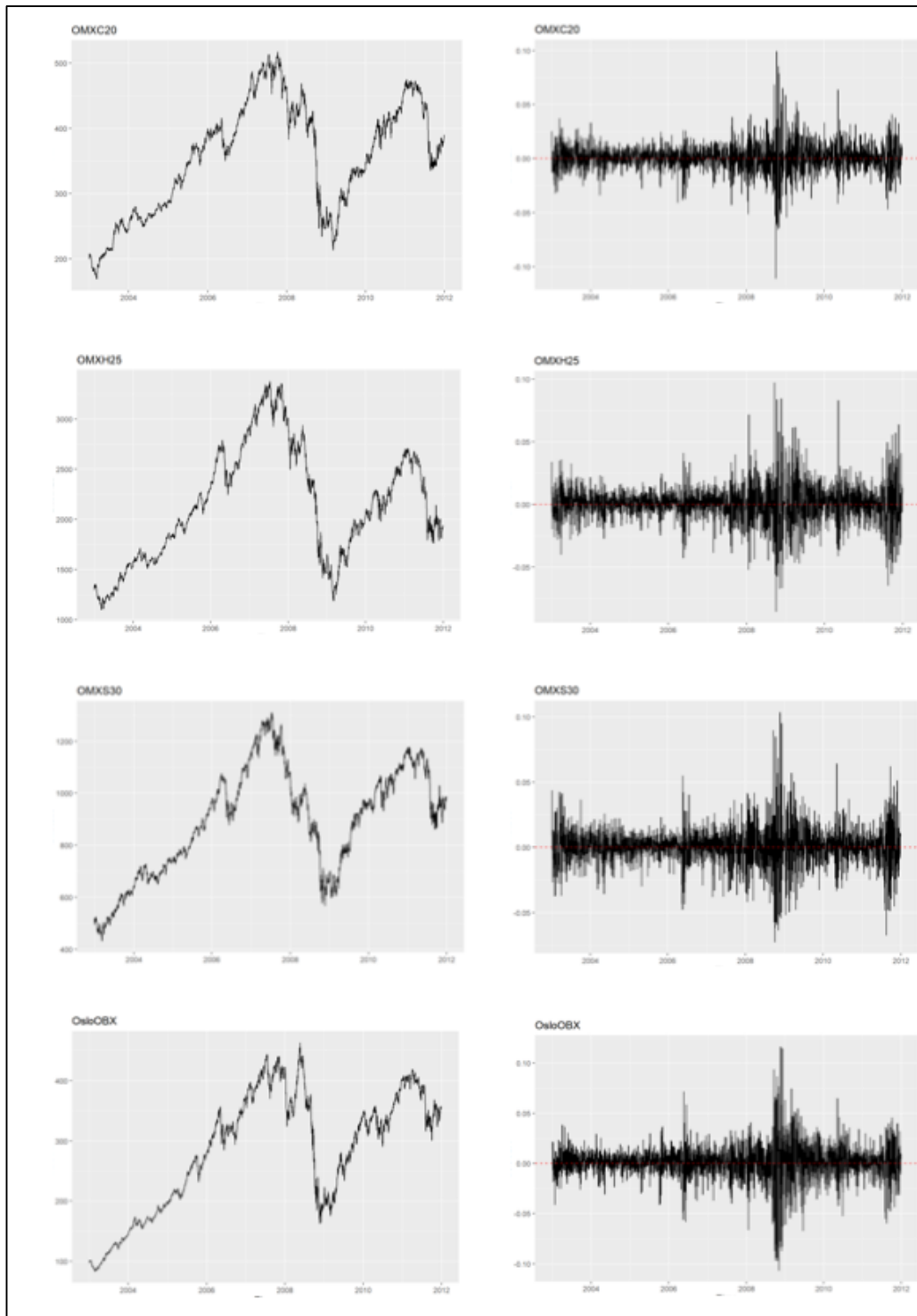


Figura 1 - Gráficos das cotações diárias (à esquerda) e dos retornos diários (à direita) dos índices financeiros (cont.).

4.3 Resultados e Discussão

4.3.1 Eliminação de Efeitos Autorregressivos e de Heteroscedasticidade Condicional

Frequentemente, as séries temporais de ativos financeiros apresentam um comportamento volátil que se identifica pela existência dos efeitos autorregressivos e de heteroscedasticidade condicional.

Apoiando o estudo nos conceitos teóricos anteriormente referidos, o primeiro passo consiste em averiguar a existência dessa volatilidade nas séries temporais dos retornos de cada índice financeiro. Para isso, determinaram-se as funções de autocorrelação e de autocorrelação parcial dos retornos diários e do quadrado dos retornos diários e realizou-se o teste de Ljung-Box para os *lags* 10, 15 e 20. Este teste tem subjacente a hipótese nula da inexistência de autocorrelação nas séries dos retornos diários. Adicionalmente, realizou-se um teste ARCH tendo subjacente a hipótese nula de existência de homoscedasticidade nos retornos diários.

A Figura 2 representa as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial dos retornos diários e do quadrado dos retornos diários do índice americano S&P500, bem como os resultados do teste de Ljung-Box e do teste ARCH. Em ambos os testes verifica-se que o valor- p é extremamente baixo, pelo que se rejeitam as hipóteses nulas destes testes e se conclui pela existência de efeitos autorregressivos e de heteroscedasticidade.

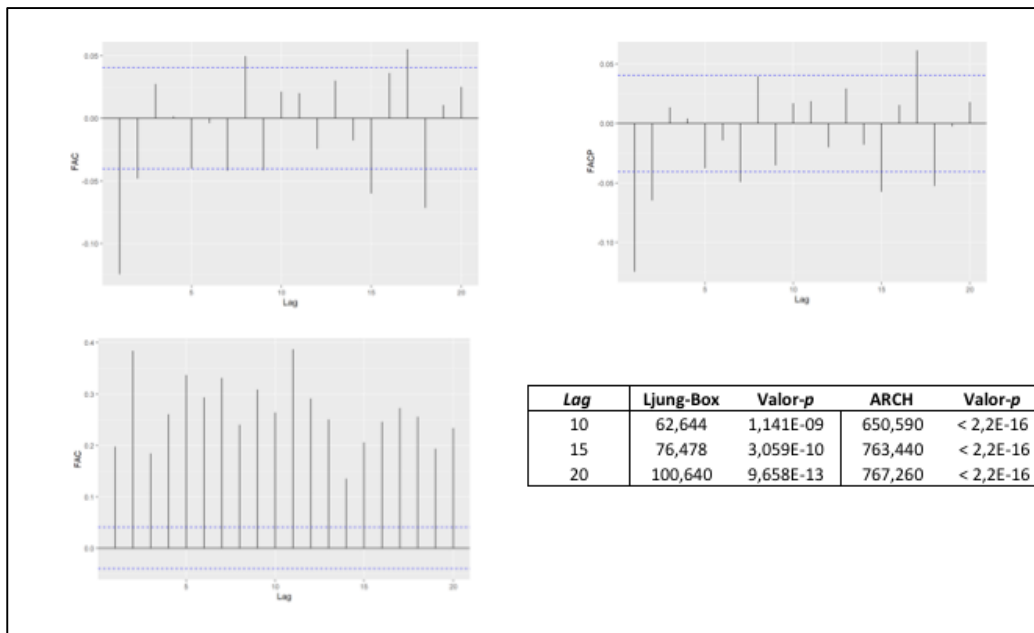


Figura 2 - Gráficos das funções de autocorrelação (1º quadrante), de autocorrelação parcial dos retornos diários (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos diários (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos diários (4º quadrante) do índice S&P500

Nas Figuras seguintes surgem as representações e os resultados dos testes estatísticos realizados sobre os índices financeiros dos referidos países europeus. Em todos esses índices acionistas foi rejeitada a hipótese nula de cada teste sobre as séries de retornos diários, concluindo-se também pela existência de autocorrelação e heteroscedasticidade.

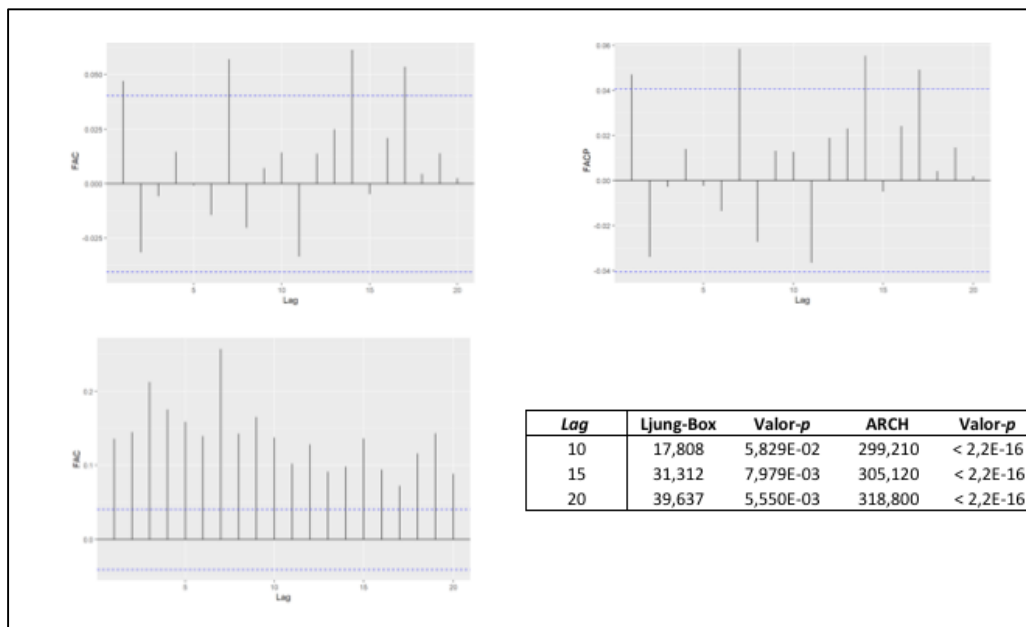


Figura 3 - Gráficos das funções de autocorrelação (1º quadrante), de autocorrelação parcial dos retornos diários (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos diários (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos diários (4º quadrante) do índice ATHEX

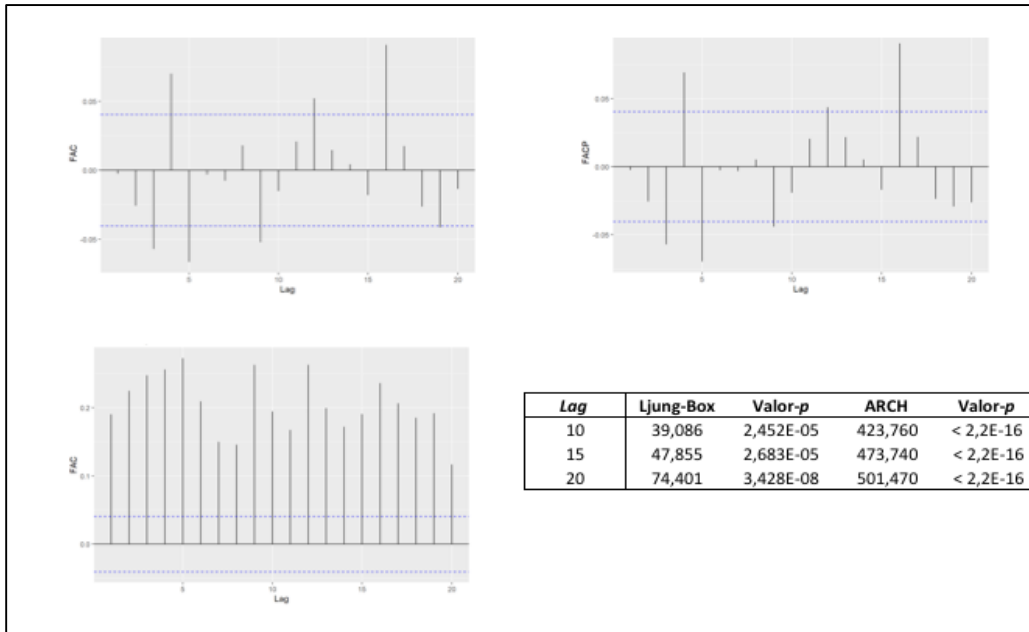


Figura 4 - Gráficos das funções de autocorrelação (1º quadrante), de autocorrelação parcial dos retornos diários (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos diários (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos diários (4º quadrante) do índice FTSEMIB

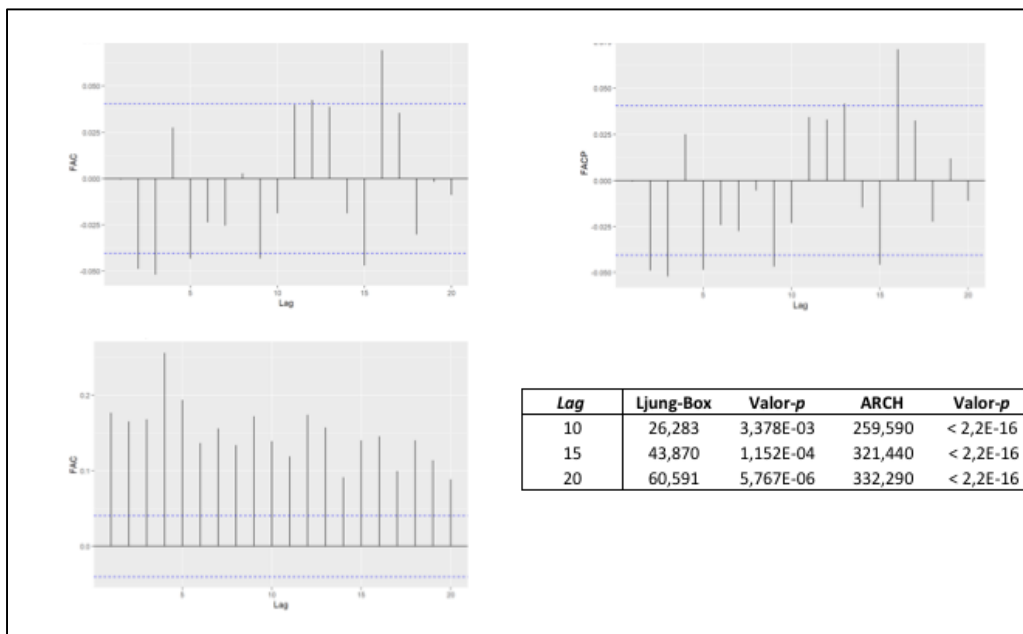


Figura 5 - Gráficos das funções de autocorrelação (1º quadrante), de autocorrelação parcial dos retornos diários (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos diários (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos diários (4º quadrante) do índice IBEX35

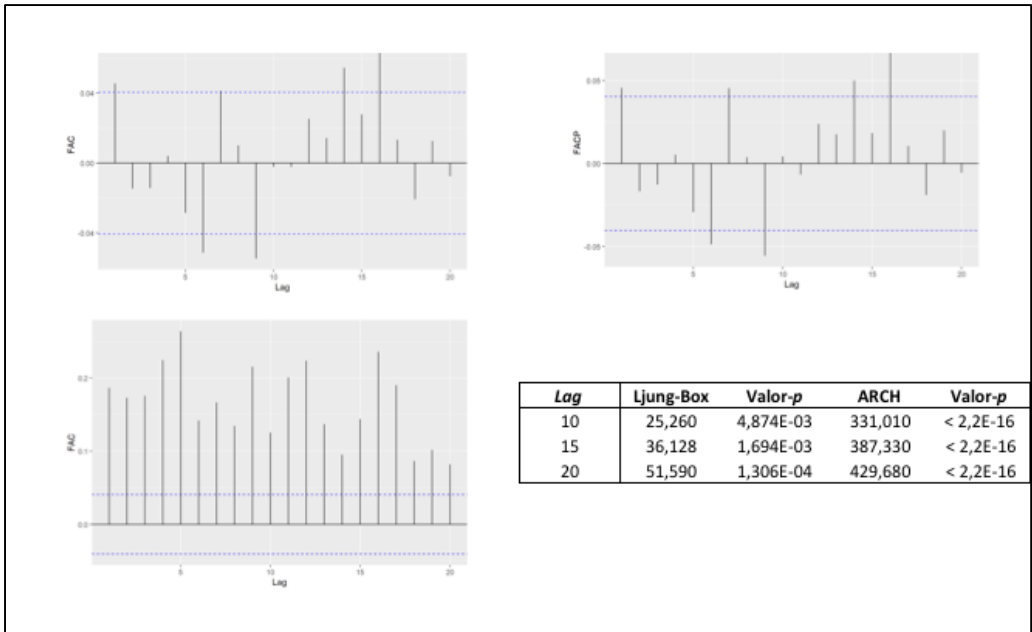


Figura 6 - Gráficos das funções de autocorrelação (1º quadrante), de autocorrelação parcial dos retornos diários (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos diários (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos diários (4º quadrante) do índice PSI20

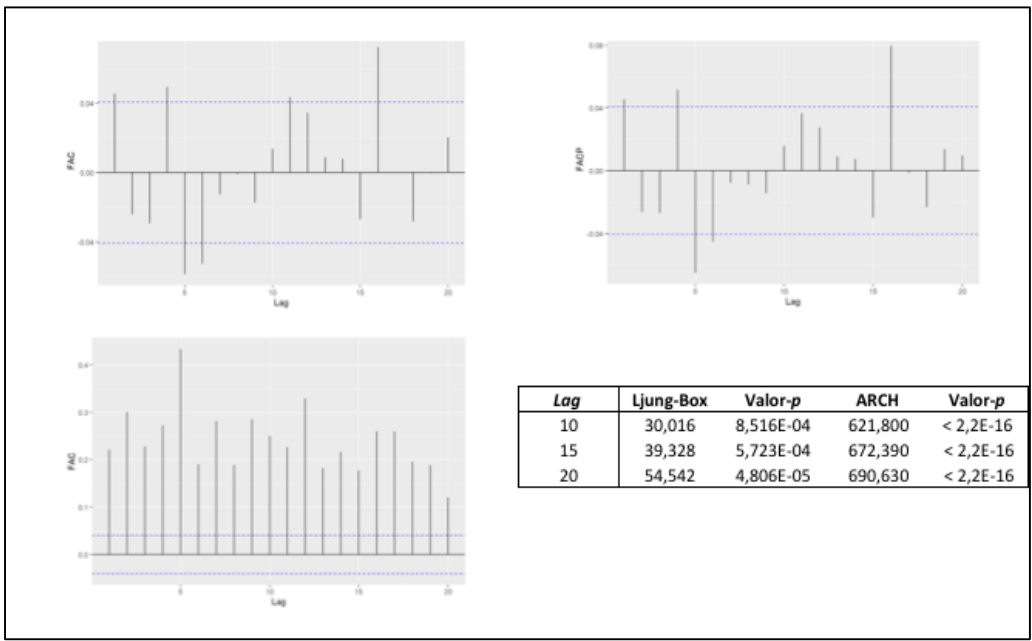


Figura 7 - Gráficos das funções de autocorrelação (1º quadrante), de autocorrelação parcial dos retornos diários (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos diários (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos diários (4º quadrante) do índice OMXC20

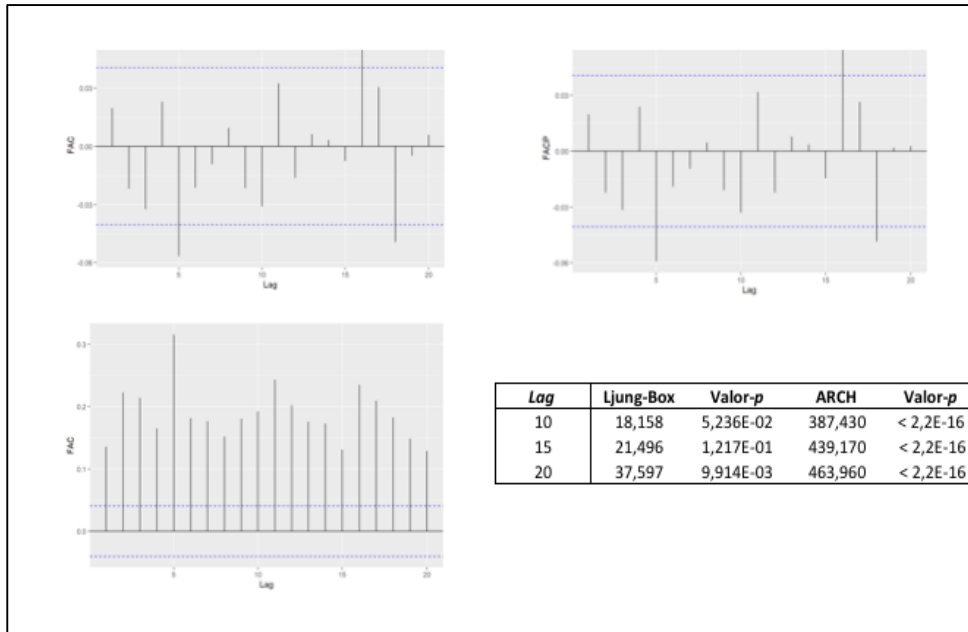


Figura 8 - Gráficos das funções de autocorrelação (1º quadrante), de autocorrelação parcial dos retornos diários (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos diários (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos diários (4º quadrante) do índice OMXH25

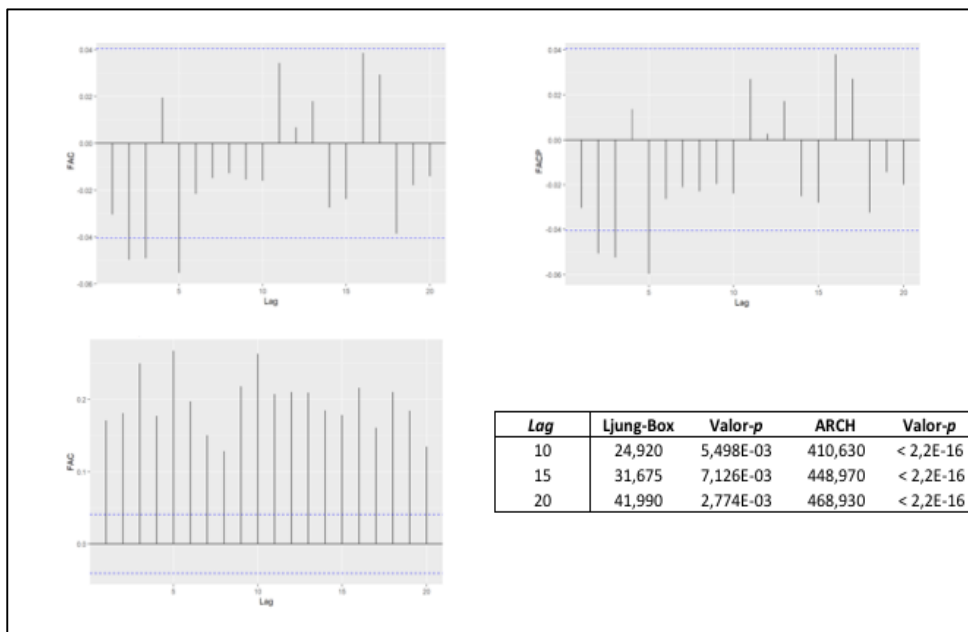


Figura 9 - Gráficos das funções de autocorrelação (1º quadrante), de autocorrelação parcial dos retornos diários (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos diários (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos diários (4º quadrante) do índice OMXS30

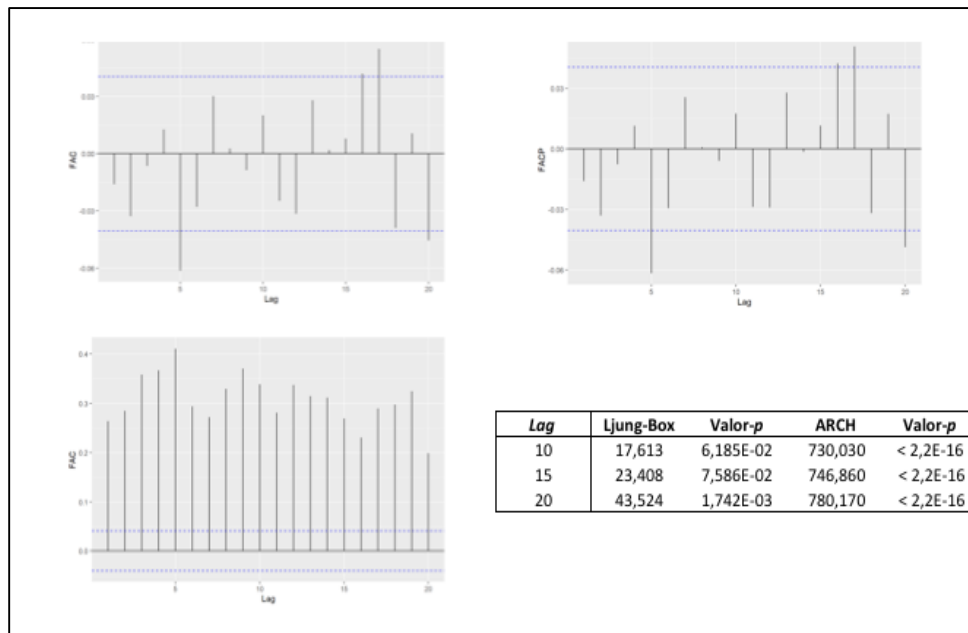


Figura 10 - Gráficos das funções de autocorrelação (1º quadrante), de autocorrelação parcial dos retornos diários (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos diários (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos diários (4º quadrante) do índice OsloOBX

No intuito de remover os efeitos autorregressivos e de heteroscedasticidade condicional foram estimados os modelos ARMA-GARCH para as séries de retornos diários de cada índice acionista e obtidos os resíduos desta estimação, designados retornos filtrados de cada índice financeiro. Os modelos ARMA-GARCH estimaram-se com os parâmetros autorregressivos m e n entre, o valor zero e cinco, e os parâmetros p e q , entre o valor um e dois. O trabalho econométrico conduziu à estimação de 144 modelos, selecionando-se o mais adequado de acordo com o critério de informação de Akaike (AIC), ou seja, o modelo com o menor valor de AIC, conforme referido anteriormente.

A Tabela 1 apresenta os resultados desta estimação. Verifica-se que os valores obtidos para a medida de persistência são relativamente próximos de 1 em todos os índices financeiros, significando que o choque irá persistir no longo prazo (Zorgati et al., 2019). No Anexo I apresentam-se os valores das estimativas de todos parâmetros, bem como os respetivos erros padrão e significância estatística.

País	Índice	Modelo	Persistência	AIC
EUA	S&P500	ARMA (5,5) – GARCH (2,2)	0,9800	-6,4066
Sul da Europa				
Grécia	ATHEX	ARMA (5,5) – GARCH (2,1)	0,9991	-5,7161
Itália	FTSEMIB	ARMA (5,4) – GARCH (2,1)	0,9922	-6,1199
Espanha	IBEX35	ARMA (5,4) – GARCH (2,1)	0,9930	-6,0584
Portugal	PSI20	ARMA (5,4) – GARCH (1,1)	0,9956	-6,6144
Norte da Europa				
Dinamarca	OMXC20	ARMA (4,2) – GARCH (1,2)	0,9857	-6,1509
Finlândia	OMXH25	ARMA (3,4) – GARCH (2,1)	0,9916	-5,9846
Suécia	OMXS30	ARMA (5,4) – GARCH (2,1)	0,9887	-5,9177
Noruega	OsloOBX	ARMA (4,5) – GARCH (2,1)	0,9871	-5,6986

Tabela 1 - Resultados da estimação dos modelos ARMA-GARCH

Obtidos os retornos filtrados de cada índice financeiro, repetiram-se os procedimentos anteriores para averiguar a existência de efeitos autorregressivos e de heteroscedasticidade condicional.

A Figura 11 representa as funções de autocorrelação dos resíduos e do quadrado dos resíduos da estimação para o índice americano S&P500, bem como os resultados do teste de Ljung-Box e do teste ARCH.

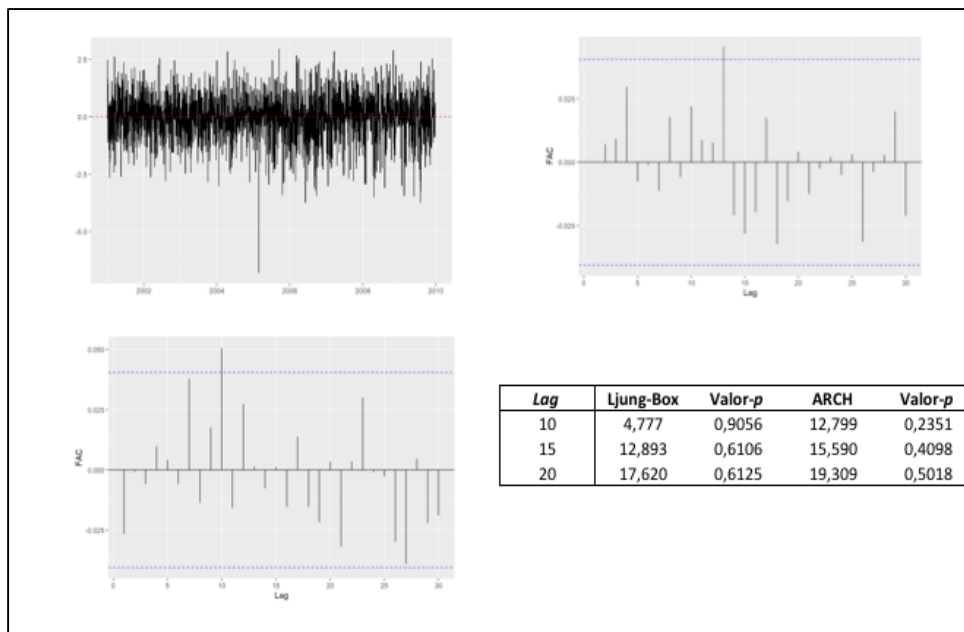


Figura 11 - Gráficos dos resíduos (1º quadrante), das funções de autocorrelação dos retornos filtrados (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos filtrados (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos filtrados (4º quadrante) da estimação do índice S&P500

Os resultados do teste de Ljung-Box e do teste ARCH apresentam valores de valor-*p* superiores a 5%, concluindo-se que os problemas de autocorrelação e de heteroscedasticidade condicional foram corrigidos.

Nas Figuras seguintes surgem as representações e os resultados dos testes estatísticos realizados sobre os retornos filtrados dos índices financeiros dos referidos países europeus. Os retornos filtrados em todos esses índices acionistas estão corrigidos de efeitos autorregressivos e de heteroscedasticidade condicional, pelo que as respetivas séries temporais evidenciam boa qualidade estatística.

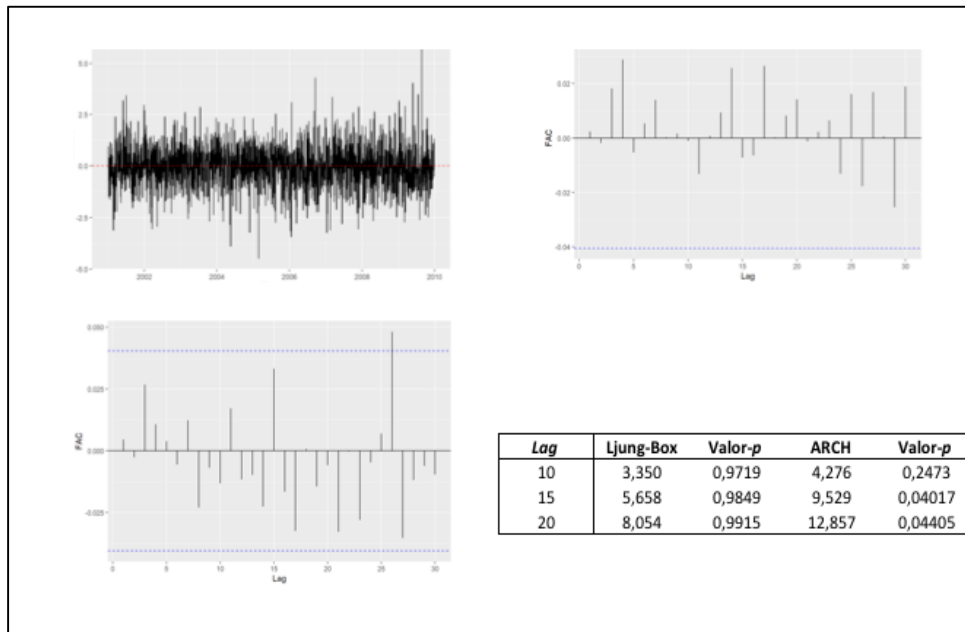


Figura 12 - Gráficos dos resíduos (1º quadrante), das funções de autocorrelação dos retornos filtrados (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos filtrados (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos filtrados (4º quadrante) da estimação do índice ATHEX

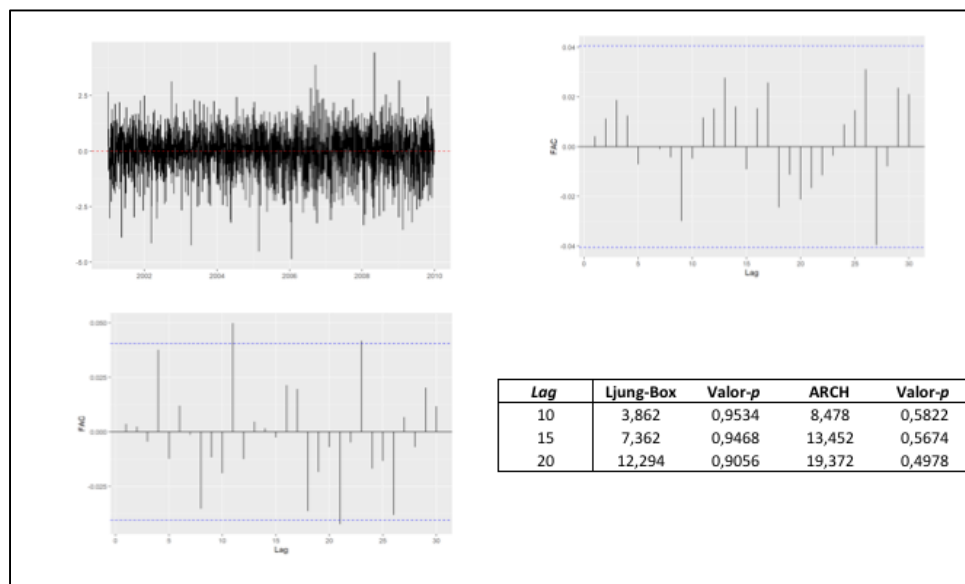


Figura 13 - Gráficos dos resíduos (1º quadrante), das funções de autocorrelação dos retornos filtrados (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos filtrados (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos filtrados (4º quadrante) da estimação do índice FTSEMIB

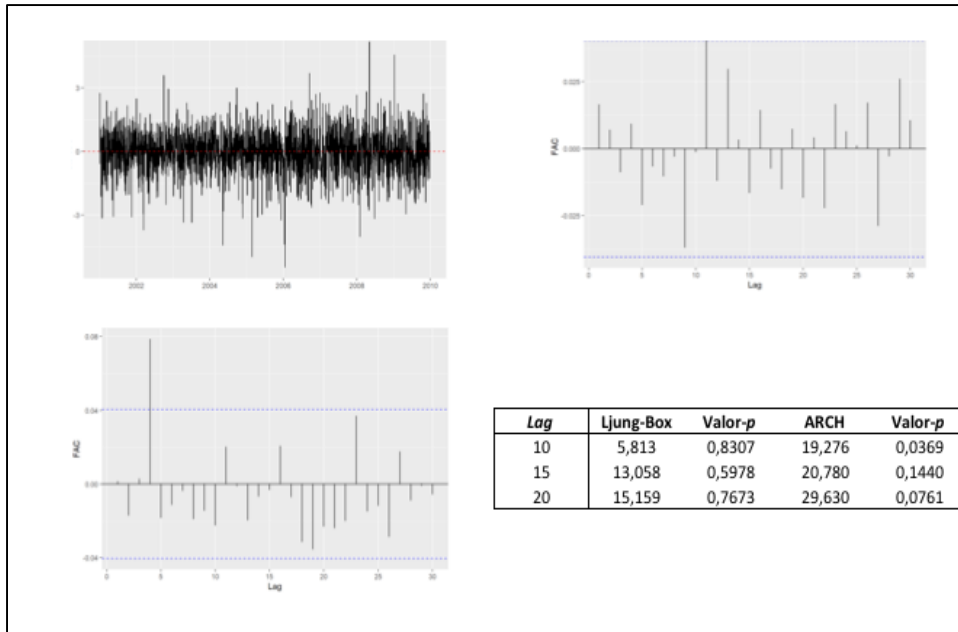


Figura 14 - Gráficos dos resíduos (1º quadrante), das funções de autocorrelação dos retornos filtrados (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos filtrados (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos filtrados (4º quadrante) da estimação do índice IBEX35

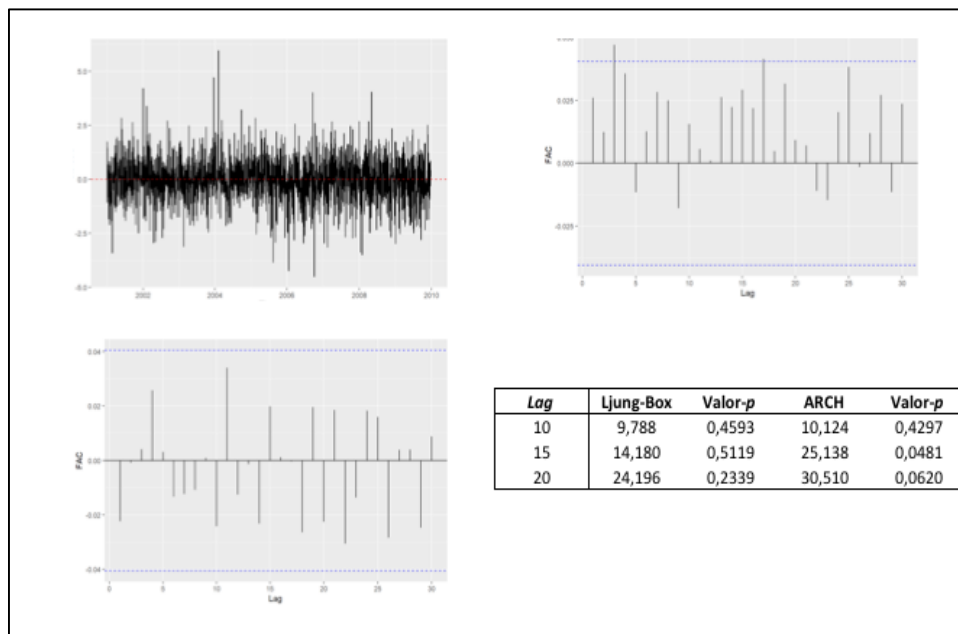


Figura 15 - Gráficos dos resíduos (1º quadrante), das funções de autocorrelação dos retornos filtrados (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos filtrados (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos filtrados (4º quadrante) da estimação do índice PSI20

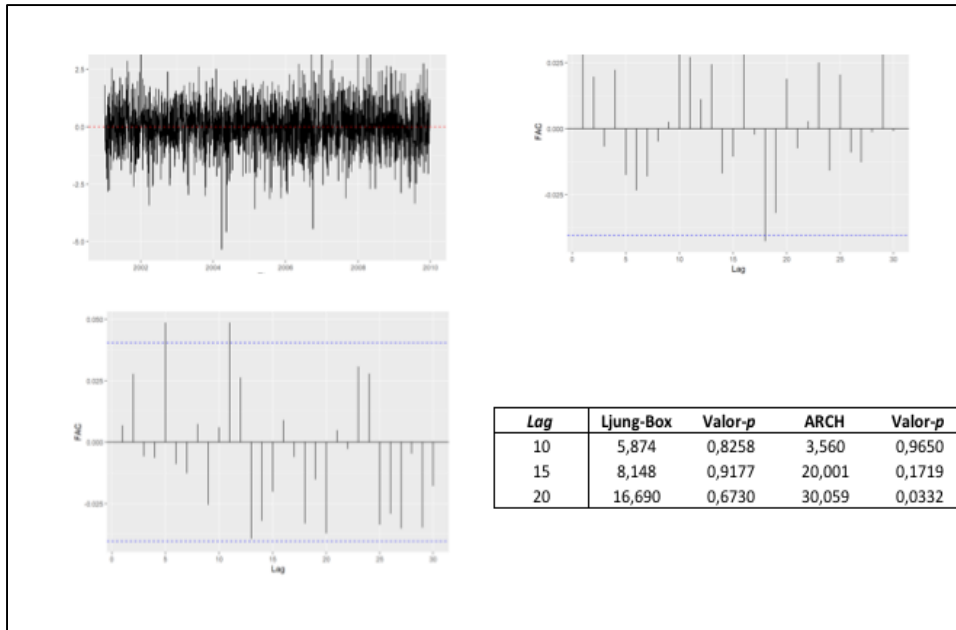


Figura 16 - Gráficos dos resíduos (1º quadrante), das funções de autocorrelação dos retornos filtrados (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos filtrados (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos filtrados (4º quadrante) da estimação do índice OMXC20

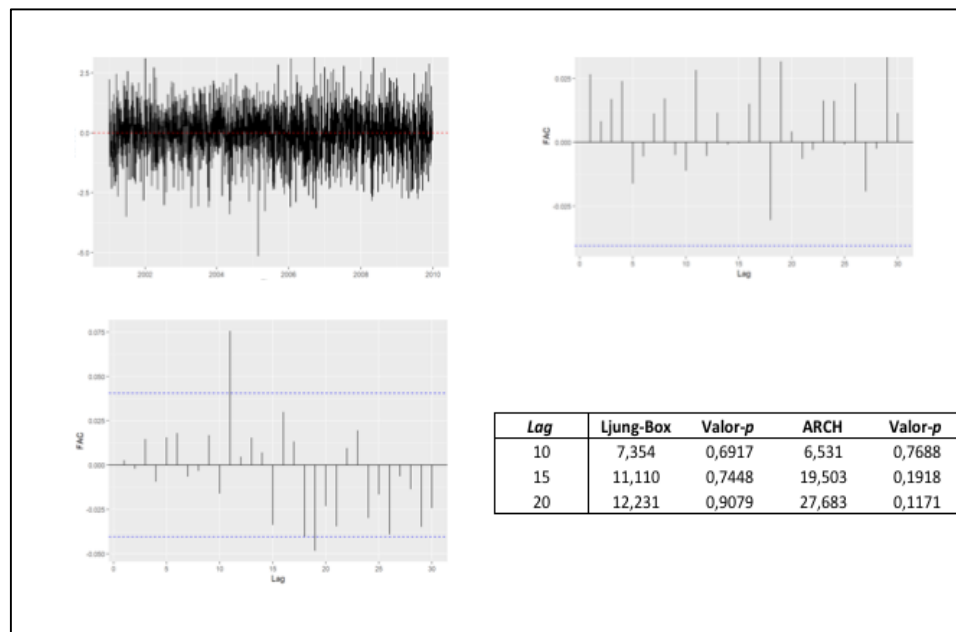


Figura 17 - Gráficos dos resíduos (1º quadrante), das funções de autocorrelação dos retornos filtrados (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos filtrados (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos filtrados (4º quadrante) da estimação do índice OMXH25

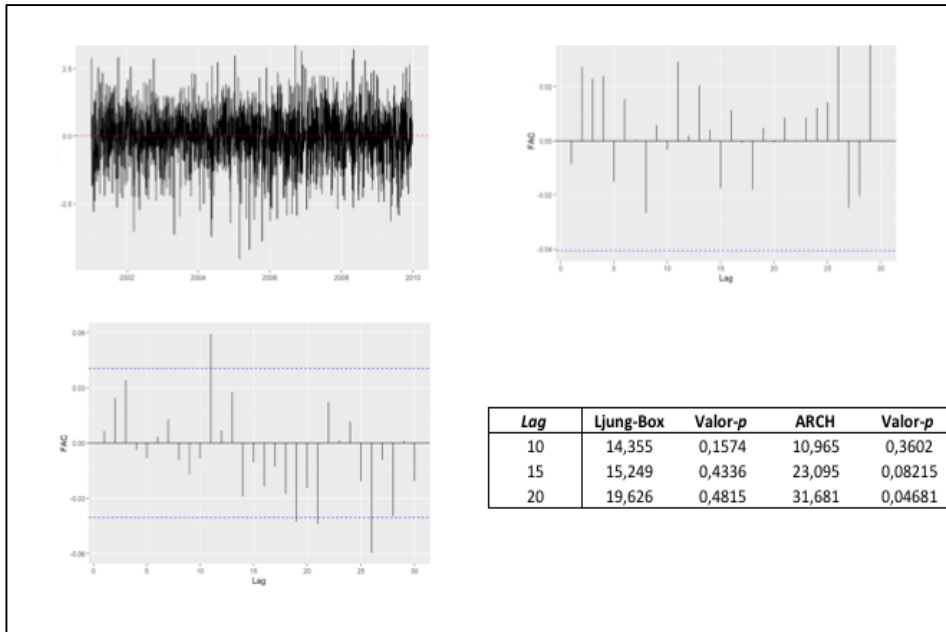


Figura 18 - Gráficos dos resíduos (1º quadrante), das funções de autocorrelação dos retornos filtrados (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos filtrados (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos filtrados (4º quadrante) da estimação do índice OMXS30

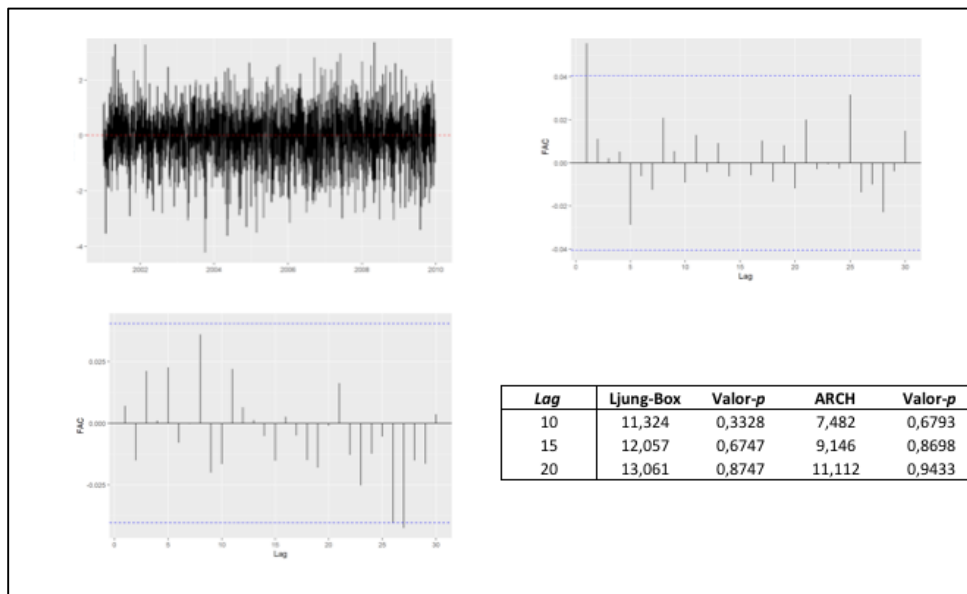


Figura 19 - Gráficos dos resíduos (1º quadrante), das funções de autocorrelação dos retornos filtrados (2º quadrante) e de autocorrelação do quadrado dos retornos filtrados (3º quadrante), bem como o quadro de resultados dos testes de Ljung-Box e ARCH sobre os retornos filtrados (4º quadrante) da estimação do índice OsloOBX

4.3.2 Transformação das Séries Temporais dos Retornos Filtrados

No presente estudo procede-se à estimação de modelos de cópulas bivariadas, uma vez que se objetiva analisar a estrutura de dependência entre dois índices financeiros: o índice americano, correspondente ao país de origem da crise do *subprime*, e cada um dos referidos índices financeiros europeus. Atendendo a que as funções de distribuição

dos modelos de cópulas bivariadas atuam num espaço $[0,1]^2$, importa transformar as séries dos retornos filtrados em margens uniformes.

Contudo, antes de se proceder à transformação dos retornos filtrados, as respetivas séries temporais foram divididas nos dois períodos anteriormente referidos: o período pré-crise, compreendido entre 1 de Janeiro de 2003 e 31 de Julho de 2007, e período de crise, compreendido entre 1 de Agosto de 2007 e 31 de Dezembro de 2013. Depois da divisão das séries de cada índice financeiro pelos dois períodos, os retornos filtrados foram transformados em 18 margens uniformes para tornar possível a estimação dos modelos de cópulas através do método *Canonical Maximum Likelihood (CML)*.

Uma vantagem da utilização do método *CML*, em alternativa a outros métodos paramétricos, é que não requer uma especificação da forma funcional das distribuições marginais, pelo que estas podem ser arbitrárias e desconhecidas (Kim et al., 2006). Tal como foi referido anteriormente, um aspeto importante das cópulas é o facto de permitir especificar separadamente as distribuições marginais univariadas da sua função conjunta. Assim, o método *CML* permite estimar cada distribuição marginal não parametricamente através da função de distribuição empírica, possibilitando que as distribuições marginais não sejam restritas por famílias paramétricas (Kim et al., 2006). Isto significa que, sendo $\hat{u}_{i,j}$ as margens uniformes das séries dos retornos filtrados, então é possível obtê-las através da função de distribuição empírica $\hat{F}_{j,n}(x_{i,j})$, dado que:

$$\hat{u}_{i,j} = \hat{F}_{j,n}(x_{i,j}) \quad \text{e} \quad \hat{F}_{j,n}(x_{i,j}) = \frac{1}{n+1} \sum_{i=1}^n I_{[x_{ij} \leq x]} \quad (35)$$

Depois desse procedimento, a interdependência entre as distribuições marginais é estimada utilizando uma família paramétrica de cópulas (Kim et al., 2006). Considerando a cópula $C(u_1, u_2, \dots, u_m; \theta)$ e a respetiva função de densidade $c(u_1, u_2, \dots, u_m; \theta)$, θ corresponde ao vetor de parâmetros a ser estimado pelo método da máxima verosimilhança (*maximum likelihood – ML*), tal que:

$$\hat{\theta} = \arg \max_{\theta \in \Theta} \sum_{i=1}^n \log c(\hat{u}_{i1}, \dots, \hat{u}_{im}; \theta) \quad (36)$$

4.3.3 Estimação dos Modelos de Cópulas

Para proceder à estimação das cópulas importa salientar que pretende analisar os seguintes pares de índices financeiros: S&P500/ATHEX, S&P500/FTSEMIB, S&P500/IBEX35, S&P500/PSI20, S&P500/OMXC20, S&P500/OMXH25, S&P500/OMXS30 e S&P500/OsloOBX.

Primeiramente, para cada par de índices financeiros foi obtido o valor empírico do coeficiente tau de Kendall correspondente a cada período, pré-crise e crise, conforme se apresenta na Tabela 2:

Períodos	S&P500/ ATHEX	S&P500/ FTSEMIB	S&P500/ IBEX35	S&P500/ PSI20
Pré-crise	0,1112	0,2938	0,2922	0,1668
Crise	0,2074	0,4205	0,3976	0,3162
	S&P500/ OMXC20	S&P500/ OMXH25	S&P500/ OMXS30	S&P500/ OsloOBX
Pré-crise	0,1882	0,2240	0,2390	0,1762
Crise	0,3268	0,3938	0,3963	0,3622

Tabela 2 - Valores empíricos do coeficiente tau de Kendall para os períodos de pré-crise e crise.

Os resultados do coeficiente tau de Kendall, para cada par de índices financeiros, aumentam do período pré-crise para o período de crise. Este aumento de correlação entre o índice americano e os índices europeus, comparando o período pré-crise e o período de crise, revela indícios de contágio financeiro da crise do *subprime* em todos os países do sul e do norte da Europa em análise.

Seguidamente foram estimados os seguintes modelos de cópulas Gaussiana para os mesmos pares de índices acionistas: t-Student, Clayton, Gumbel, Frank, Survival Clayton e Survival Gumbel.

As Tabelas 3 e 4 apresentam os resultados da estimação destes modelos de cópulas para cada par de índices financeiros, incluindo os valores estimados do parâmetro de dependência (e seus graus de liberdade), do coeficiente tau de Kendall e dos limites (superior e inferior) de dependência na cauda. Para selecionar o modelo de cópula mais adequado para cada par de índices financeiros e para cada período recorreu-se ao critério de informação de Akaike (AIC), que analisa a qualidade da estimação (Zorgati et al., 2019).

As cópulas a “negrito” são as que obtiveram maior valor AIC e, conseqüentemente, as selecionadas para cada período (de pré-crise na linha superior e de crise na linha inferior). Observa-se que a cópula t-Student (representa uma relação de dependência simétrica) é mais adequada para ambos os períodos e para a maioria dos países europeus analisados, com a exceção da Grécia e da Suécia. Por isso, relativamente a Espanha, Itália e Portugal, do sul da Europa, pode assumir-se que as estruturas de dependência manifestam uma relação simétrica nos respetivos índices financeiros com o índice financeiro norte-americano. Significa que existe uma dependência, quer quando o mercado norte-americano se encontra em queda, quer quando o mercado norte-americano regista subida exponencial.

No caso da Grécia e da Dinamarca, a cópula mais adequada para o período pré-crise é a Survival Gumbel e para o período de crise é a cópula Gaussiana. Isto sugere que, entre o período pré-crise e o período de crise, as relações de dependência dos mercados financeiros destes países com o mercado financeiro norte-americano se alterou de uma relação com forte dependência no limite inferior da distribuição para uma relação simétrica de fraca dependência em ambos os limites da distribuição.

No caso da Finlândia e da Noruega, a cópula Survival Gumbel é a mais adequada para o período pré-crise e a cópula t-Student para o período de crise. Isto sugere que os mercados financeiros destes países passaram de uma relação de dependência forte com o mercado norte-americano apenas no limite inferior da distribuição, ou seja, quando este mercado está em baixa, para uma relação de dependência simétrica perante *crashes* ou perante *booms*.

Devido ao facto de terem sido selecionadas cópulas diferentes para cada país, tanto do sul como do norte da Europa, não é possível comparar os valores dos parâmetros de dependência obtidos na estimação. Por isso, é necessário recorrer aos valores estimados para o coeficiente tau de Kendall, igualmente apresentados nas Tabelas 3 e 4.

Índice	Cópiulas	Parâmetro Dependência	Graus de Liberdade	Coef. Tau de Kendall	Limite Superior Dependência	Limite Inferior Dependência	AIC
S&P500/ATHEX	Gaussiana	0,1882 0,3270	- -	0,1205 0,2121	- -	- -	-40,2599 -125,9343
	t-student	0,1821 0,3260	11,8295 30,0000	0,1166 0,2114	0,0108 0,0004	0,0108 0,0004	-44,6240 -124,5542
	Clayton	0,2282 0,3566	- -	0,1024 0,1513	- -	0,0480 0,1432	-42,0301 -83,5970
	Gumbel	1,1109 1,2356	- -	0,0999 0,1907	0,1338 0,2476	- -	-31,4029 -114,9177
	Frank	1,0380 1,9566	- -	0,1139 0,2041	- -	- -	-31,9861 -111,7173
	Survival Clayton	0,1783 0,3991	- -	0,0819 0,1664	0,0205 0,1761	- -	-25,1489 -105,9844
	Survival Gumbel	1,1253 1,2237	- -	0,1113 0,1828	- -	0,1486 0,2380	-46,0613 -101,2952
	Gaussiana	0,4619 0,6169	- -	0,3057 0,4232	- -	- -	-280,4462 -542,9721
S&P500/FTSEMIB	t-student	0,4562 0,6184	8,4760 7,9998	0,3016 0,4244	0,0910 0,1791	0,0910 0,1791	-292,2445 -557,4551
	Clayton	0,6301 0,9708	- -	0,2396 0,3268	- -	0,3329 0,4897	-226,3116 -404,2427
	Gumbel	1,3928 1,6771	- -	0,2820 0,4031	0,3551 0,4882	- -	-264,3143 -529,1902
	Frank	2,8921 4,5126	- -	0,2960 0,4196	- -	- -	-240,3289 -496,6665
	Survival Clayton	0,6226 1,0340	- -	0,2374 0,3408	0,3285 0,5115	- -	-222,1476 -446,1171
	Survival Gumbel	1,3936 1,6608	- -	0,2824 0,3979	- -	0,3556 0,4820	-269,5961 -503,7886
	Gaussiana	0,4565 0,5947	- -	0,3018 0,4055	- -	- -	-273,0353 -494,4667
	S&P500/IBEX35	t-student	0,4520 0,5945	8,3469 10,7438	0,2986 0,4053	0,0918 0,1101	0,0918 0,1101
Clayton		0,6641 0,9055	- -	0,2493 0,3117	- -	0,3521 0,4651	-244,5626 -371,5894
Gumbel		1,3773 1,6160	- -	0,2739 0,3812	0,3459 0,4644	- -	-244,8283 -472,0261
Frank		2,8566 4,1540	- -	0,2925 0,3931	- -	- -	-235,8619 -438,8419
Survival Clayton		0,5801 0,9487	- -	0,2248 0,3217	0,3027 0,4816	- -	-193,8233 -397,5917
Survival Gumbel		1,4017 1,6043	- -	0,2866 0,3767	- -	0,3603 0,4596	-280,3917 -454,7545
Gaussiana		0,2466 0,4781	- -	0,1587 0,3175	- -	- -	-71,5877 -292,4677
S&P500/PSI20		t-student	0,2553 0,4802	10,6213 10,2909	0,1643 0,3189	0,0227 0,0712	0,0227 0,0712
	Clayton	0,3086 0,6357	- -	0,1337 0,2412	- -	0,1058 0,3361	-67,1706 -219,8728
	Gumbel	1,1662 1,4275	- -	0,1425 0,2995	0,1881 0,3749	- -	-59,5742 -282,8947
	Frank	1,5552 3,1490	- -	0,1647 0,3190	- -	- -	-73,7764 -269,8398
	Survival Clayton	0,2626 0,6748	- -	0,1160 0,2523	0,0714 0,3580	- -	-46,8616 -235,8228
	Survival Gumbel	1,1800 1,4139	- -	0,1525 0,2927	- -	0,2006 0,3673	-79,2800 -265,6000

Tabela 3 - Estimação dos modelos de cópiulas para os índices financeiros do Sul da Europa para o período pré-crise (linha superior) e para o período de crise (linha inferior)

Índice	Cópias	Parâmetro Dependência	Graus de Liberdade	Coef. Tau de Kendall	Limite Superior Dependência	Limite Inferior Dependência	AIC
S&P500/OMXC20	Gaussiana	0,2958	-	0,1912	-	-	-105,4468
		0,4970	-	0,3311	-	-	-319,9391
	t-student	0,2956	13,6765	0,1911	0,0130	0,0130	-108,8944
		0,4970	30,0000	0,3312	0,0029	0,0029	-319,1339
	Clayton	0,3996	-	0,1665	-	0,1764	-109,1404
		0,6935	-	0,2575	-	0,3681	-256,3827
	Gumbel	1,1928	-	0,1616	0,2120	-	-77,6241
		1,4237	-	0,2976	0,3728	-	-276,4324
Frank	1,7670	-	0,1849	-	-	-94,5522	
	3,2658	-	0,3276	-	-	-290,2656	
Survival Clayton	0,2929	-	0,1278	0,0938	-	-59,9752	
	0,6450	-	0,2438	0,3414	-	-225,1076	
Survival Gumbel	1,2230	-	0,1823	-	0,2375	-119,2003	
	1,4400	-	0,3056	-	0,3817	-294,6781	
S&P500/OMXH25	Gaussiana	0,3537	-	0,2302	-	-	-155,0110
		0,5791	-	0,3932	-	-	-462,5299
	t-student	0,3511	7,6977	0,2284	0,0724	0,0724	-168,0389
		0,5817	7,9999	0,3952	0,1573	0,1573	-476,2003
	Clayton	0,4852	-	0,1952	-	0,2397	-148,7603
		0,8995	-	0,3102	-	0,4627	-364,3670
	Gumbel	1,2600	-	0,2063	0,2665	-	-137,1578
		1,5951	-	0,3731	0,4557	-	-441,2744
Frank	2,1407	-	0,2222	-	-	-136,1222	
	4,1379	-	0,3920	-	-	-430,3224	
Survival Clayton	0,4036	-	0,1679	0,1795	-	-105,0852	
	0,8981	-	0,3099	0,4622	-	-360,7484	
Survival Gumbel	1,2849	-	0,2218	-	0,2850	-170,1752	
	1,5935	-	0,3725	-	0,4551	-441,0126	
S&P500/OMXS30	Gaussiana	0,3826	-	0,2500	-	-	-184,0225
		0,5850	-	0,3978	-	-	-474,3089
	t-student	0,3742	7,8461	0,2442	0,0762	0,0762	-196,8723
		0,5868	8,7318	0,3992	0,1433	0,1433	-486,0273
	Clayton	0,5096	-	0,2030	-	0,2566	-161,2668
		0,8847	-	0,3067	-	0,4568	-358,1865
	Gumbel	1,2918	-	0,2258	0,2898	-	-169,2907
		1,6077	-	0,3780	0,4610	-	-458,0184
Frank	2,2809	-	0,2360	-	-	-154,6864	
	4,1802	-	0,3951	-	-	-437,7205	
Survival Clayton	0,4670	-	0,1893	0,2267	-	-139,1025	
	0,9293	-	0,3172	0,4743	-	-382,0464	
Survival Gumbel	1,3036	-	0,2329	-	0,2982	-190,0873	
	1,5931	-	0,3723	-	0,4549	-439,3181	
S&P500/OsloOBX	Gaussiana	0,2867	-	0,1851	-	-	-98,6435
		0,5303	-	0,3558	-	-	-372,9936
	t-student	0,2832	11,0016	0,1828	0,0237	0,0237	-103,9584
		0,5377	6,6730	0,3614	0,1689	0,1689	-398,4971
	Clayton	0,3759	-	0,1582	-	0,1582	-99,5365
		0,7977	-	0,2851	-	0,4194	-305,3361
	Gumbel	1,1904	-	0,1600	0,2099	-	-79,1327
		1,5114	-	0,3384	0,4181	-	-356,1184
Frank	1,6588	-	0,1749	-	-	-83,3943	
	3,7430	-	0,3628	-	-	-360,2644	
Survival Clayton	0,2920	-	0,1274	0,0931	-	-59,8256	
	0,7706	-	0,2781	0,4068	-	-289,3627	
Survival Gumbel	1,2125	-	0,1752	-	0,2288	-110,4718	
	1,5176	-	0,3410	-	0,4211	-366,4902	

Tabela 4 - Estimação dos modelos de cópias para os índices financeiros do Norte da Europa para o período pré- crise (linha superior) e para o período de crise (linha inferior)

Conforme referido anteriormente, quando são selecionadas cópulas distintas os parâmetros de dependência estimados não são comparáveis. Contudo, a análise do coeficiente de tau de Kendall, obtido na estimação das cópulas, permite comparar estruturas de dependência.

A Tabela 5 apresenta os resultados da variação do coeficiente de tau de Kendall entre o período pré-crise e o período de crise para cada par de índices financeiros.

Observa-se que o coeficiente de tau de Kendall financeiro aumentou do período pré-crise para o período de crise em todos os pares de índices acionistas, revelando que as relações de dependência entre os mercados financeiros europeus estudados e o mercado financeiro norte-americano se intensificaram após o *subprime*. Isto denota a existência de contágio financeiro da crise do *subprime* sobre os países em análise do sul e do norte da Europa.

Região	País	Índices	$\Delta\tau$
Sul da Europa	Grécia	S&P500/ATHEX	0,1008
	Espanha	S&P500/IBEX35	0,1067
	Itália	S&P500/FTSEMIB	0,1228
	Portugal	S&P500/PSI20	0,1546
Norte da Europa	Dinamarca	S&P500/OMXC20	0,1488
	Suécia	S&P500/OMXS30	0,1550
	Finlândia	S&P500/OMXH25	0,1734
	Noruega	S&P500/OsloOBX	0,1862

Tabela 5 - Análise do efeito de contágio financeiro da crise do *subprime* para os países do Sul e Norte da Europa

Por outro lado, a Tabela 5 ainda mostra que a variação positiva do coeficiente de tau de Kendall foi superior para os países do norte da Europa analisados, com a exceção de Portugal que apresenta uma variação do coeficiente superior à da Dinamarca. Os mercados financeiros da Noruega e da Finlândia registaram os maiores aumentos do coeficiente após a crise do *subprime*, significando que a sua dependência ao mercado norte-americano aumentou mais intensamente, comparativamente aos restantes mercados em análise.

Entre os países do sul da Europa verifica-se que Portugal foi o que registou o efeito de contágio financeiro mais intenso, concluindo-se que foi o mais afetado pela crise do *subprime*.

A Tabela 6 apresenta a variação do coeficiente de tau de Kendall entre os países do norte da Europa (N) e os países do sul da Europa (S) analisados. Seguindo a perspectiva

de Zorgati et al.(2019), se o efeito de contágio financeiro for mais intenso no mercado financeiro N do que no mercado financeiro S, então o aumento da dependência – medido pela variação do coeficiente de tau de Kendall – entre o mercado N e o mercado financeiro norte-americano do período pré-crise para o período de crise é maior do que o aumento da dependência entre o mercado S e o mercado norte-americano.

		Sul da Europa (S)			
		Grécia	Itália	Espanha	Portugal
Norte da Europa (N)	$\Delta\tau(N - S)$				
	Dinamarca	0,0480	0,0260	0,0421	-0,0058
	Finlândia	0,0726	0,0506	0,0667	0,0188
	Suécia	0,0542	0,0322	0,0483	0,0004
	Noruega	0,0854	0,0634	0,0795	0,0316

Tabela 6 - Intensidade do efeito de contágio financeiro entre os países nórdicos (A) e os países do Sul da Euroa (B)

Os resultados da Tabela 6 confirmam que o aumento da dependência aos Estados Unidos após a crise do *subprime* foi superior nos países do norte da Europa, com exceção da Dinamarca (em relação a Portugal), dado a positividade da diferença entre o aumento da dependência do mercado N e o aumento da dependência do mercado B.

Conforme referido na revisão da literatura, os países nórdicos são constituídos por economias pequenas e bastante dependentes de exportações, pelo que reagem facilmente a flutuações externas. Apesar das relações de dependência entre os países analisados do norte da Europa e os Estados Unidos terem sido mais intensas, os gráficos da Figura 1 mostram que quando o índice S&P500 começou a recuperar da crise do *subprime* também os índices dos mercados daqueles países começam a registar ganhos nas cotações diárias.

Os resultados da Tabela 6 ainda revelam que o aumento da dependência entre os países do sul da Europa e os Estados Unidos após a crise do *subprime* foi menos intensa, com exceção de Portugal. Dado que para os índices acionistas dos países analisados do sul da Europa, com exceção da Grécia, foi selecionada a cópula t-Student para o período de crise, seria expetável que esses mercados recuperassem do *subprime* acompanhando o desempenho do mercado norte-americano. Conforme se observa pelos gráficos da Figura 1, depois da crise do *subprime* os mercados financeiros analisados do sul da Europa não conseguiram recuperar como os países do norte da Europa nem como o próprio mercado norte-americano. Para isso contribuiu, conforme referido na revisão da literatura, a crise do *subprime* que agravou diversos problemas estruturais que os países enfrentavam, especialmente devido às suas dívidas soberanas.

CAPÍTULO IV – CONCLUSÃO

A crise do *subprime* teve origem nos Estados Unidos e ficou para sempre marcada na História como uma das maiores crises financeiras até à data, tendo-se convertido rapidamente na crise global financeira que afetou as economias de vários países do mundo.

Na presente dissertação pretendeu-se analisar o efeito de contágio financeiro da crise do *subprime* sobre dois grupos de países do continente europeu, um constituído por alguns países do sul e outro constituído por alguns países do norte.

O efeito de contágio financeiro é um fenómeno de importância crescente na investigação financeira, permitindo comparar as relações de dependência entre diferentes mercados após a ocorrência de choques. O presente estudo adotou a perspetiva de contágio financeiro apresentada por Forbes e Rigobon (2002), que o definem como um aumento significativo das relações de correlação entre países após a ocorrência de um choque. Neste contexto, analisou-se o efeito de contágio financeiro após a crise do *subprime*, observando as relações de dependência entre os mercados financeiros do grupo de países do sul da Europa e do grupo de países do norte da Europa com o mercado financeiro norte-americano (S&P500) durante o período de pré-crise (desde 1 de Janeiro de 2003 até 31 de Julho de 2007) e o período de crise (desde 1 de Agosto de 2007 até 31 de Dezembro de 2013). O primeiro grupo constituiu-se pelos mercados financeiros da Finlândia (OMXH25), Suécia (OMXS30), Dinamarca (OMXC20) e Noruega (OsloOBX) e o segundo grupo constituiu-se pelos mercados financeiros de Portugal (PSI20), Espanha (IBEX35), Grécia (ATHEX) e Itália (FTSEMIB).

O estudo do fenómeno de contágio financeiro recorreu ao método de cópulas, considerado por diversos autores o método mais adequado para estudar as relações de dependência entre variáveis aleatórias, nomeadamente o nível e estrutura da dependência (Costinot et al., 2000; Embrechts et al., 2001; Horta et al., 2010; Hu, 2006). Para isso foram obtidos os retornos diários de cada índice acionista e foram estimados os modelos ARMA-GARCH, de forma a corrigir a existência de heteroscedasticidade condicional e autocorrelação associados à volatilidade das séries temporais financeiras. A estimação conjunta dos modelos ARMA-GARCH constituiu um importante contributo desta dissertação, permitindo obter séries de retornos filtrados com maior fiabilidade. Depois desse procedimento e da seleção dos modelos mais adequados para cada índice financeiro, através do critério de informação de Akaike

(AIC), procedeu-se à divisão de cada série de índice financeiro segundo o período pré-crise e o período de crise. Em seguida foram estimados os modelos de cópulas para cada par de índices financeiros, incluindo o índice S&P500 todos os pares, e para cada subperíodo. O modelo de cópula mais adequado para cada situação voltou a ser selecionado através do critério de informação de Akaike (AIC).

Perante os resultados da estimação dos modelos de cópulas foram selecionadas diferentes cópulas para os pares de índices financeiros, pelo que o efeito de contágio financeiro deve ser medido pelos valores do coeficiente de tau de Kendall. O aumento desta estatística entre o período pré-crise e o período de crise, para todos os pares de índices financeiros, sugere que as relações de dependência entre os mercados europeus analisados e o mercado norte-americano se intensificaram após a crise, justificando a existência de contágio financeiro da crise do *subprime*.

A cópula t-Student foi selecionada no período de crise para a maioria dos pares de índices financeiros, com a exceção do grego e do dinamarquês em que foi selecionada a cópula Gaussiana. Apesar desta cópula não considerar fortes dependências nos extremos da distribuição, ambas são consideradas cópulas elípticas, significando que representam relações simétricas de dependência entre os índices financeiros europeus e o índice financeiro norte-americano. Assim, pode presumir-se que os índices financeiros europeus estudados são dependentes do índice financeiro norte-americano, quer perante um choque negativo, quer perante um choque positivo, ou seja, quando este mercado esteja em queda ou quando esteja em alta.

Relativamente à intensidade do contágio financeiro, os resultados demonstram que, excetuando Portugal que revelou maior aumento de dependência com os Estados Unidos após a crise quando comparado com o aumento da dependência da Dinamarca, os países nórdicos intensificaram mais as relações de dependência com os Estados Unidos perante o *subprime*. Ainda assim, tratando-se de relações simétricas justificadas pela seleção de cópulas elípticas para o período de crise, a recuperação do mercado financeiro norte-americano foi acompanhada pelos mercados financeiros dos países nórdicos estudados. Os mercados financeiros do sul estudados também caíram perante a crise do *subprime*, mas não recuperaram do mesmo modo. Para isso contribuíram as falhas do sistema financeiro deste grupo de países, que se agravaram com a crise do *subprime*.

O presente estudo permite perceber a existência de canais de contágio financeiro entre os mercados, alertando a necessidade de as economias estarem preparadas para os efeitos de eventuais novas crises. Além disso, a importância da intensidade do contágio entre diferentes países também assume importância na avaliação e dos diferentes níveis de intervenção por parte das autoridades governamentais perante o desencadear de novos choques (Horta et al., 2010). Finalmente, salienta-se que quando as economias estão mais preparadas para enfrentar os choques negativos provenientes do contágio financeiro, a sua recuperação é mais fácil de implementar.

Em termos de investigação futura sugere-se a ampliação deste estudo a um maior número de países europeus e/ou a outros grupos de países representativos de cada continente. Esta abordagem permitiria cruzar os efeitos de contágio segundo o nível de desenvolvimento das economias e segundo as características distintivas de diferentes zonas geográficas. Além disso, sugere-se um estudo comparativo dos efeitos de contágio provocados por outras crises financeiras históricas de relevo internacional.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Acharya, V. V., Drechsler, I., & Schnabl, P. (2012). A tale of two overhangs: The nexus of financial sector and sovereign credit risks. *Financial Stability Review*, 16, 51–56.
- Acharya, V. V., & Merrouche, O. (2013). Precautionary Hoarding of Liquidity and Interbank Markets: Evidence from the Subprime Crisis*. *Review of Finance*, 17(1), 107–160.
- Ahmad, W., Bhanumurthy, N. R., & Sehgal, S. (2014). The Eurozone crisis and its contagion effects on the European stock markets. *Studies in Economics and Finance*, 31(3), 325–352.
- Berglund, T., & Mäkinen, M. (2019). Do banks learn from financial crisis? The experience of Nordic banks. *Research in International Business and Finance*, 47, 428–440.
- Bollerslev, T. (1986, Abril). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307–327.
- Boubaker, A., & Salma, J. (2011). Detecting financial markets contagion using copula functions. *International Journal of Management Science and Engineering Management*, 6(6), 443–449.
- Brunnermeier, M. K. (2009). Deciphering the Liquidity and Credit Crunch 2007–2008. *Journal of Economic Perspectives*, 23(1), 77–100.
- Caporale, G. M., Cipollini, A., & Spagnolo, N. (2005). Testing for contagion: A conditional correlation analysis. *Journal of Empirical Finance*, 12(3), 476–489.
- Caruana, J., & Avdjiev, S. (2012). Sovereign creditworthiness and financial stability: An international perspective. *Banque de France Financial Stability Review*, 16, 71–85.
- Chouliaras, A., & Grammatikos, T. (2017). Extreme Returns in the European financial crisis: Extreme Returns in the European financial crisis. *European Financial Management*, 23(4), 728–760.
- Constâncio, V. (2012). Contagion and the European debt crisis. *Financial Stability Review*, 16, 109–121.
- Costinot, A., Roncalli, T., & Teiletche, J. (2000). Revisiting the Dependence between Financial Markets with Copulas. *SSRN Electronic Journal*.
- Coval, J., Jurek, J., & Stafford, E. (2009). The Economics of Structured Finance. *Journal of Economic Perspectives*, 23(1), 3–25.
- Czado, C. (2019). *Analyzing Dependent Data with Vine Copulas: A Practical Guide With R* (Vol. 222). Springer International Publishing.

- Eichengreen, B., Rose, A., & Wyplosz, C. (1996). Contagious Currency Crises: First Tests. *The Scandinavian Journal of Economics*, 98(4), 463.
- Embrechts, P., Lindskog, F., & Mcneil, A. (2001). Modelling Dependence with Copulas and Applications to Risk Management. *Department of Mathematics, ETHZ, Zurich*, 41.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987.
- Forbes, K. J., & Rigobon, R. (2002). No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements. *The Journal of Finance*, 57, 2223–2261.
- Genest, C., & Favre, A.-C. (2007). Everything You Always Wanted to Know about Copula Modeling but Were Afraid to Ask. *Journal of Hydrologic Engineering*, 12(4), 347–368.
- Ghani, I. M. M., & Rahim, H. A. (2019). Modeling and Forecasting of Volatility using ARMA-GARCH: Case Study on Malaysia Natural Rubber Prices. *IOP Conference Series: Materials Science and Engineering*, 548, 012023.
- Gylfason, T., Holmström, B., Korkman, S., Söderström, H. T., Vihriälä, V., & Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos (Eds.). (2010). *Nordics in global crisis: Vulnerability and resilience*. ETLA.
- Hardie, I., & Thompson, H. (2020). Taking Europe seriously: European financialization and US monetary power. *Review of International Political Economy*, 1–19.
- Hodson, D., & Quaglia, L. (2009). European Perspectives on the Global Financial Crisis: Introduction. *JCMS: Journal of Common Market Studies*, 47(5), 939–953.
- Honkapohja, S. (2012). The 1980s Financial Liberalization in the Nordic Countries. *Bank of Finland Research Discussion Papers*, 36, 30.
- Horta, P., Mendes, C., & Vieira, I. (2010). Contagion effects of the subprime crisis in the European NYSE Euronext markets. *Portuguese Economic Journal*, 9(2), 115–140.
- Hu, L. (2006). Dependence patterns across financial markets: A mixed copula approach. *Applied Financial Economics*, 16(10), 717–729.
- Kao, W.-S., Kao, T.-C., Changchien, C.-C., Wang, L.-H., & Yeh, K.-T. (2018). Contagion in International Stock Markets After the Subprime Mortgage Crisis. *The Chinese Economy*, 51(2), 130–153.

- Kao, Y.-S., Zhao, K., Ku, Y.-C., & Nieh, C.-C. (2019). The asymmetric contagion effect from the U.S. stock market around the subprime crisis between 2007 and 2010. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 32(1), 2422–2454.
- Kim, G., Silvapulle, M. J., & Silvapulle, P. (2006). Comparison of semiparametric and parametric methods for estimating copulas. *Computational Statistics & Data Analysis*, 51(6), 2836–2850.
- King, M. A., & Wadhvani, S. (1990). Transmission of Volatility between Stock Markets. *The Review of Financial Studies*, 3(1), 30.
- Lane, P. R. (2012). The European Sovereign Debt Crisis. *Journal of Economic Perspectives*, 26(3), 49–68.
- Levitin, A. J., Pavlov, A. D., & Wachter, S. M. (2009). Securitization: Cause or Remedy of the Financial Crisis? *Georgetown Law and Economics Research Paper*, 09–31.
- Manner, H. (2007). Estimation and Model Selection of Copulas with an Application to Exchange Rates. *Research Memorandum 056, Maastricht University, Maastricht Research School of Economics of Technology and Organization (METEOR)*, 1–35.
- McCauley, R. (2018). The 2008 crisis: Transpacific or transatlantic? *BIS Quarterly Review*, 20.
- Mizen, P. (2008). The Credit Crunch of 2007-2008: A Discussion of the Background, Market Reactions, and Policy Responses. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 90(5), 531–567.
- Mody, A., & Sandri, D. (2011). The Eurozone Crisis: How Banks and Sovereigns Came to be Joined at the Hip. *Economic Policy*, 27(70), 34.
- Mohti, W., Dionísio, A., Vieira, I., & Ferreira, P. (2019). Financial contagion analysis in frontier markets: Evidence from the US subprime and the Eurozone debt crises. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 525, 1388–1398.
- Østrup, F., Oxelheim, L., & Wihlborg, C. (2009a). Origins and Resolution of Financial Crises: Lessons from the Current and Northern European Crises. *Asian Economic Papers*, 8(3), 178–220.
- Østrup, F., Oxelheim, L., & Wihlborg, C. (2009b). Origins and Resolution of Financial Crises: Lessons from the Current and Northern European Crises. *Asian Economic Papers*, 8(3), 178–220.
- Pericoli, M., & Sbracia, M. (2003). A Primer on Financial Contagion. *Journal of Economic Surveys*, 17(4), 571–608.

- Rodriguez, J. C. (2007). Measuring financial contagion: A Copula approach. *Journal of Empirical Finance*, 14(3), 401–423.
- Starke, P., Kaasch, A., & Van Hooren, F. (2014). Political Parties and Social Policy Responses to Global Economic Crises: Constrained Partisanship in Mature Welfare States. *Journal of Social Policy*, 43(2), 225–246.
- Toivanen, M. (2009). Financial Interlinkages and Risk of Contagion in the Finnish Interbank Market. *Bank of Finland Research Discussion Paper*, 6, 36.
- Trivedi, P. K., & Zimmer, D. M. (2007). Copula Modeling: An Introduction for Practitioners. *Foundations and Trends® in Econometrics*, 1(1), 1–111.
- Zamora-Kapoor, A., & Collier, X. (2014). The Effects of the Crisis. *American Behavioral Scientist*, 1511–1516.
- Zorgati, I., Lakhali, F., & Zaabi, E. (2019). Financial contagion in the subprime crisis context: A copula approach. *The North American Journal of Economics and Finance*, 47, 269–282.

Anexo I – Resultados dos testes Ljung-Box e ARCH sobre os retornos diários e sobre os retornos filtrados dos índices financeiros

País	Índice	Parâmetros	Estimativa	Desvio-Padrão	Valor-t	Prob (> t)
EUA	S&P500	μ	0,000533	0,000091	5,871700	0,000000
		AR(1)	0,281947	0,000065	4.333,989200	0,000000
		AR(2)	1,408254	0,000169	8.316,849600	0,000000
		AR(3)	-0,338630	0,000072	-4.676,105500	0,000000
		AR(4)	-0,928960	0,000124	-7.514,159100	0,000000
		AR(5)	0,311043	0,000079	3.961,897600	0,000000
		MA(1)	-0,355367	0,000061	-5.862,063100	0,000000
		MA(2)	-1,428335	0,000161	-8.852,210900	0,000000
		MA(3)	0,448264	0,000068	6.558,066200	0,000000
		MA(4)	0,937886	0,000102	9.238,484300	0,000000
		MA(5)	-0,392408	0,000062	-6.350,118200	0,000000
		w	0,000002	0,000001	2,015700	0,043835
		Alpha1	0,000000	0,015768	0,000000	1,000000
		Alpha2	0,137044	0,021835	6,276500	0,000000
		Beta1	0,480085	0,181436	2,646000	0,008144
Beta2	0,362301	0,166105	2,181200	0,029172		
Grécia	ATHEX	μ	0,000864	0,000021	41,359900	0,000000
		AR(1)	0,670658	0,000075	8.947,124100	0,000000
		AR(2)	-0,379624	0,000054	-7.082,988800	0,000000
		AR(3)	0,706145	0,000083	8.515,125600	0,000000
		AR(4)	-0,839476	0,000093	-9.062,314600	0,000000
		AR(5)	-0,169743	0,000034	-4.981,264300	0,000000
		MA(1)	-0,601742	0,000067	-8.999,124700	0,000000
		MA(2)	0,320996	0,000052	6.160,155800	0,000000
		MA(3)	-0,672588	0,000082	-8.188,110500	0,000000
		MA(4)	0,801308	0,000081	9.866,871600	0,000000
		w	0,000002	0,000002	1,304700	0,191985
		Alpha1	0,033426	0,018337	1,822800	0,068328
		Alpha2	0,081438	0,024170	3,369300	0,000754
Beta1	0,883398	0,017770	49,712100	0,000000		
Itália	FTSEMIB	μ	0,000520	0,000082	6,311100	0,000000
		AR(1)	0,083631	0,000028	2.988,145600	0,000000
		AR(2)	-0,428821	0,000156	-2.754,657200	0,000000
		AR(3)	0,012966	0,000034	376,613600	0,000000
		AR(4)	0,578423	0,000176	3.281,680500	0,000000
		AR(5)	-0,029503	0,000051	-573,475400	0,000000
		MA(1)	-0,093801	0,000042	-2.258,565300	0,000000
		MA(2)	0,439803	0,000149	2.959,470000	0,000000
		MA(3)	-0,054020	0,000065	-834,562200	0,000000
		MA(4)	-0,570961	0,000201	-2.847,135400	0,000000
		w	0,000002	0,000001	1,601300	0,109305
		Alpha1	0,038490	0,018989	2,027000	0,042664
		Alpha2	0,089996	0,028613	3,145200	0,001660
Beta1	0,863176	0,020534	42,036600	0,000000		

Tabela 7 – Resultados da estimação dos parâmetros dos modelos ARMA-GARCH

País	Índice	Parâmetros	Estimativa	Desvio-Padrão	Valor-t	Prob (> t)
Espanha	IBEX35	μ	0,000924	0,000014	63,964000	0,000000
		AR(1)	0,967098	0,000072	13.387,000000	0,000000
		AR(2)	-1,999175	0,000144	-13.850,000000	0,000000
		AR(3)	0,948363	0,000074	12.820,000000	0,000000
		AR(4)	-0,984102	0,000068	-14.375,000000	0,000000
		AR(5)	-0,013370	0,000006	-2.418,100000	0,000000
		MA(1)	-0,978974	0,000110	-8.871,900000	0,000000
		MA(2)	2,004855	0,000145	13.814,000000	0,000000
		MA(3)	-0,968712	0,000061	-15.867,000000	0,000000
		MA(4)	0,996338	0,000054	18.448,000000	0,000000
		w	0,000003	0,000003	0,805520	0,420519
		Alpha1	0,062531	0,021462	2,913600	0,003573
		Alpha2	0,084337	0,062917	1,340500	0,180097
		Beta1	0,845206	0,064669	0,137000	0,000000
Portugal	PSI20	μ	0,000714	0,000006	124,522200	0,000000
		AR(1)	0,062672	0,000021	2.967,980500	0,000000
		AR(2)	-1,034923	0,000156	-6.637,841600	0,000000
		AR(3)	-0,008651	0,000070	-124,399000	0,000000
		AR(4)	-0,927745	0,000178	-5.217,768400	0,000000
		AR(5)	0,019450	0,000030	638,786700	0,000000
		MA(1)	-0,029013	0,000011	-2.559,674200	0,000000
		MA(2)	1,045933	0,000127	8.240,984100	0,000000
		MA(3)	0,023324	0,000010	2.426,134800	0,000000
		MA(4)	0,960248	0,000110	8.726,473700	0,000000
		w	0,000001	0,000001	1,060300	0,289010
		Alpha1	0,135645	0,024244	5,595100	0,000000
		Beta1	0,859247	0,023024	37,320400	0,000000
		Dinamarca	OMXC20	μ	0,000904	0,000183
AR(1)	-1,789083			0,000299	-5.982,594670	0,000000
AR(2)	-0,999759			0,000221	-4.514,087620	0,000000
AR(3)	-0,029689			0,000026	-1.163,639440	0,000000
AR(4)	-0,024037			0,000024	-982,941870	0,000000
MA(1)	1,805504			0,000578	3.124,418630	0,000000
MA(2)	1,003792			0,000093	10.847,033920	0,000000
w	0,000002			0,000005	0,462030	0,644059
Alpha1	0,094287			0,069551	1,355650	0,175211
Beta1	0,806154			0,549711	1,466510	0,142510
Beta2	0,084390			0,471287	0,179060	0,857888

Tabela 7 – Resultados da estimação dos parâmetros dos modelos ARMA-GARCH (cont.)

País	Índice	Parâmetros	Estimativa	Desvio-Padrão	Valor-t	Prob (> t)
Finlândia	OMXH25	μ	0,000869	0,000173	5,028400	0,000000
		AR(1)	-0,874405	0,002862	-305,509400	0,000000
		AR(2)	0,652189	0,003285	198,545500	0,000000
		AR(3)	0,904555	0,004602	196,552100	0,000000
		MA(1)	0,901648	0,000129	7.016,667200	0,000000
		MA(2)	-0,640547	0,000836	-766,417200	0,000000
		MA(3)	-0,959304	0,000017	-55.659,120900	0,000000
		MA(4)	-0,040422	0,000209	193,710100	0,000000
		w	0,000002	0,000002	1,295000	0,195317
		Alpha1	0,042765	0,020368	2,099600	0,035768
		Alpha2	0,052339	0,027532	1,901000	0,057301
Beta1	0,895621	0,018647	48,030000	0,000000		
Suécia	OMXS30	μ	0,000822	0,000028	28,838400	0,000000
		AR(1)	-0,137213	0,000027	-5.076,435500	0,000000
		AR(2)	-0,217241	0,000039	-5.526,023200	0,000000
		AR(3)	-0,214485	0,000037	-5.825,291500	0,000000
		AR(4)	0,782813	0,000102	7.705,338500	0,000000
		AR(5)	-0,030129	0,000017	-1.753,252200	0,000000
		MA(1)	0,118151	0,000032	3.637,747700	0,000000
		MA(2)	0,166497	0,000036	4.577,039800	0,000000
		MA(3)	0,164090	0,000034	4.776,307100	0,000000
		MA(4)	-0,840003	0,000099	-8.518,416200	0,000000
		w	0,000003	0,000002	1,396800	0,162478
		Alpha1	0,035559	0,019998	1,778100	0,075389
		Alpha2	0,063149	0,032477	1,944400	0,051848
Beta1	0,880182	0,022683	39,200000	0,000000		
Noruega	OsloOBX	μ	0,001497	0,000006	248,840000	0,000000
		AR(1)	0,032731	0,000014	2.291,000000	0,000000
		AR(2)	-1,348413	0,000157	-8.587,100000	0,000000
		AR(3)	0,035448	0,000013	2.728,500000	0,000000
		AR(4)	-0,995816	0,000120	-8.318,400000	0,000000
		MA(1)	-0,080109	0,000017	-4.656,500000	0,000000
		MA(2)	1,353847	0,000152	8.878,000000	0,000000
		MA(3)	-0,088924	0,000019	-4.806,100000	0,000000
		MA(4)	1,007590	0,000104	9.724,500000	0,000000
		MA(5)	-0,043537	0,000011	-3.804,000000	0,000000
		w	0,000004	0,000002	1,797500	0,072262
		Alpha1	0,112519	0,025586	4,397700	0,000011
		Alpha2	0,000375	0,032796	0,011449	0,990866
Beta1	0,872743	0,021759	40,110000	0,000000		

Tabela 7 – Resultados da estimação dos parâmetros dos modelos ARMA-GARCH (cont.)